

La no adhesión a las AFAM-PE: un análisis con énfasis en los determinantes socioculturales y psicológicos.

Mariana Ghazarian Hagopian

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.

Director de tesis:

Dr. Prof. Martín Leites

Director académico:

Dr. Prof. Martín Leites

Montevideo - Uruguay

Febrero de 2020

INTEGRANTES DEL TRIBUNAL DE DEFENSA DE TESIS

Montevideo - Uruguay

Febrero de 2020

Agradecimientos

Especialmente a Martín Leites, por su guía, apoyo y dedicación durante todo el proceso de elaboración de este trabajo. A Andrea Vigorito, por su excelente disposición y valiosos aportes. Al MIDES por la información provista y la notable disposición de su equipo. A mis compañeros de trabajo, por su paciencia e invaluable aportes. A Marcos y mi familia, por su constante apoyo.

Resumen

A pesar de la reciente expansión de las transferencias no contributivas en América Latina, la evidencia sobre los determinantes de la participación en los programas sociales de los hogares a quienes estos se dirigen es escasa en la región. Este trabajo busca contribuir con evidencia empírica a la mejor comprensión de la adhesión de las Asignaciones Familiares del Plan de Equidad en Uruguay, prestando especial atención a los factores de naturaleza sociocultural y psicológica que influyen en esta decisión. Se encuentra que los determinantes usualmente identificados en la literatura previa tienen el efecto esperado, mientras que las variables asociadas a dimensiones subjetivas no son significativas para explicar la adhesión. Se ensayan algunas razones que podrían explicar este resultado.

Palabras claves: Programas sociales, transferencias no contributivas, adhesión, estigma, determinantes socioculturales y psicológicos

Clasificación JEL: I38, Z13

Índice

1.	Introducción	1
2.	Marco Teórico	4
3.	Antecedentes e hipótesis de trabajo	9
	Antecedentes internacionales	9
	Hipótesis	15
4.	Estrategia de Análisis	16
	El Modelo de Análisis	16
	Fuentes de datos	20
	Modelos a estimar	23
5.	Análisis descriptivo	27
	Elegibilidad	27
	Adhesión al beneficio	29
6.	Resultados del modelo econométrico	35
	Modelo ampliado	39
7.	Robustez	43
	Sensibilidad al ICC	43
8.	Comentarios finales	45
	Referencias bibliográficas	48
	Anexos	52
	Anexo A: Estadísticas descriptivas	52
	Anexo B: Variables de los modelos econométricos	56
	Anexo C: Estimaciones de los modelos econométricos	58

1. Introducción

Durante la segunda mitad de la década del 2000 Uruguay ha asistido a una reconfiguración de sus esquemas de protección social. Uno de los cambios relevantes fue la creación, a través de la Ley N° 18.227 del año 2008, de una nueva modalidad de Asignaciones Familiares en el marco del Plan de Equidad (AFAM-PE), que consiste en transferencias monetarias no contributivas destinadas a los hogares con menores de edad en situación de vulnerabilidad social.

Como en otros programas de este tipo, para recibir las AFAM-PE existen ciertas condiciones que los hogares deben cumplir. Por un lado, como requisito de entrada se establece la exigencia de que los ingresos formales del hogar no superen determinado umbral, así como la comprobación de carencias en áreas identificadas como claves. Al mismo tiempo, para permanecer en el programa, se debe cumplir con contraprestaciones relativas a la asistencia de los niños y jóvenes al sistema educativo y la realización de controles médicos a niños y embarazadas.

Las dos estrategias para seleccionar a los hogares elegibles referidas a los ingresos y las carencias del hogar, identificadas respectivamente como “pruebas de medios” (*means-testing*) y “pruebas de medios aproximadas” (*proxy means-testing*), conllevan inevitablemente a problemas de focalización, que pueden tratarse tanto de errores de inclusión (hogares que no deberían participar del programa, pero lo hacen) como a errores de exclusión (hogares que deberían recibir el beneficio, pero no lo hacen) (Coady, Grosh y Hoddinott, 2004).

En cuanto a este último problema, ha sido de interés de la literatura estudiar la tasa de no adhesión (o *non take-up*) a los programas sociales, definiéndola como la proporción de personas u hogares que no reciben el beneficio dentro de los elegibles (Hernanz, Malherbet y Pellizzari, 2004).

La tasa de no adhesión se explica tanto por el lado de la demanda del beneficio social en cuestión, en la medida de que individuos elegibles no solicitan el beneficio, así como por el lado de la oferta, lo cual refiere al comportamiento de los administradores del programa a la hora de otorgar la transferencia (Hernanz et al., 2004). De esta manera, se distingue en la literatura entre la no adhesión primaria, que tiene lugar cuando individuos elegibles para un cierto beneficio no lo solicitan, de la secundaria, que se produce si los administradores del beneficio no se lo otorgan a personas elegibles (Hernanz et al., 2004). Por la disponibilidad de datos, en este trabajo se analizará la no adhesión total, constituida por la suma de la primaria y la secundaria.

Existe una extensa literatura que busca abordar los determinantes de la no adhesión a los programas sociales. En su mayoría, dichos estudios fueron realizados para países desarrollados, mientras que en la región -y en Uruguay particularmente- el tópico fue poco explorado, a pesar de la expansión de los programas de transferencias en los últimos años (Coady et al., 2004). El abordaje del problema suele hacerse en el marco de un modelo de maximización de la utilidad, siendo esta creciente en el beneficio que le corresponde al hogar y decreciente en los costos que conlleva recibirlo. Dentro de los costos, se distingue entre los que son directos, tanto monetarios como de transacción y de información, y los indirectos, que suelen relacionarse con dimensiones culturales y psicológicas. Este último grupo incluye el estigma, que puede definirse como “un atributo que es profundamente desacreditante” (Goffman, 1963) en la adhesión a beneficios sociales.

El objetivo de este trabajo es estudiar los determinantes de la no adhesión a las AFAM-PE, analizando con mayor profundidad el rol de los determinantes culturales y psicológicos, entre los cuales se encuentra el estigma. La modelización más detallada del estigma responde a la relevancia otorgada en la literatura a este componente de la decisión de adhesión y a la posibilidad de explotar un conjunto de preguntas que fueron especialmente diseñadas para abordar este aspecto que no suelen encontrarse en las fuentes de información disponibles en países en desarrollo. Dichas preguntas están contenidas en el Estudio Longitudinal del Bienestar en Uruguay (ELBU), un panel cuya unidad de análisis son los hogares con niños que en 2004 cursaban primer año en las escuelas públicas de las capitales de algunos departamentos país, que cuenta con 4 olas para ser utilizadas. Esta base de datos es representativa de los hogares pobres, vulnerables y de clase media (Colafranceschi, Leites y Salas, 2018), por lo cual es adecuada para el estudio de las AFAM-PE.

El análisis de la adhesión se realiza mediante la estimación de una serie de modelos *probit* de la probabilidad de recibir el beneficio siendo elegible, tanto en la ola 3 del ELBU relevada en 2011 y 2012, como en las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) de los mismos años. La inclusión de esta última base de datos tiene como objetivo proveer un marco de comparación con el ELBU, al ser representativa de los hogares a nivel del país.

Además de la escasa evidencia respecto al tema y la disponibilidad del ELBU, el estudio de la adhesión a las AFAM-PE es relevante por las implicancias del fenómeno en términos de eficacia del programa. En este sentido, si el programa de transferencias solo alcanza una fracción de la población que en el diseño fue definida como beneficiaria, es menos probable que logre cumplir con sus objetivos (Hernanz et al., 2004), que en el caso de Uruguay, son de reducción de la pobreza y la desigualdad, así como de integración de la población vulnerable a la matriz de protección social (Amarante, 2008; DINEM, 2015).

Adicionalmente, la no adhesión representa un problema en términos de la ecuanimidad del programa en la medida de que si es parcialmente involuntaria (por ejemplo si las personas no saben que les corresponde el beneficio, o se sienten estigmatizados por recibirlo) se generan inequidades en el trato que da el sistema de seguridad social a distintos individuos (Hernanz et al., 2004). Esta inequidades resultan preocupantes no solo porque implican el incumplimiento de los principios normativos que guían el programa, sino también porque las personas que son elegibles para los beneficios sociales suelen estar en situaciones de gran vulnerabilidad socioeconómica (Van Oorschot, 1991).

Se señala también la importancia de la comprensión de los determinantes de la no adhesión para prever las consecuencias en el gasto de eventuales cambios de política (Hernanz et al., 2004). Por ejemplo, si las tasas de adhesión dependen del nivel de los beneficios, los cambios en el monto de los programas tendrán implicancias en el gasto del gobierno más allá de las dadas por los cambios en el monto de las transferencias en sí (Blundell, Fry y Walker, 1988). Asimismo, los problemas de adhesión dificultan la evaluación de impacto de los programas de transferencias (Matsaganis, Paulus y Sutherland, 2008.).

Las contribuciones de este trabajo pueden dividirse en 3 grupos. En primer lugar, se considera que la generación de evidencia sobre los niveles de adhesión, así como las características de los hogares que se correlacionan con ellos, puede constituir un aporte relevante a la literatura sobre transferencias sociales en Uruguay en la medida de que no existen trabajos que evalúen este aspecto específicamente para las AFAM-PE. En segundo lugar, la inclusión como determinantes de la adhesión de indicadores basados en el módulo de preguntas sobre opiniones del ELBU, referidas a aspectos socioculturales y psicológicos, constituye un antecedente que puede ser tomado en cuenta para futuros trabajos que también hagan énfasis en estos aspectos, dada la escasa explotación de estas variables en la literatura previa referida a Uruguay. Por último, se entiende que la comprensión de los factores vinculados al uso efectivo de las transferencias puede aportar a la discusión sobre el rediseño de estos programas o, en términos más generales, el uso de transferencias con el objetivo de aliviar la pobreza.

En este trabajo se estiman dos grupos de modelos: un modelo base que contiene las variables usualmente utilizadas en la literatura, estimado en la ECH y en el ELBU, y un modelo ampliado que incorpora las variables construidas a partir de las preguntas que están sólo disponibles en el ELBU, y que por lo tanto se estima solamente en esta base de datos. Los resultados hallados en el modelo base están en línea con la literatura previa, encontrándose que cuanto mayor proporción representa el beneficio esperado en los ingresos del hogar, así como cuántos más menores de edad integran el

hogar, mayor es la probabilidad de adhesión al beneficio, tanto en la ECH como en el ELBU. Asimismo, en la ECH se encuentran efectos significativos y positivos de que el hogar tenga jefatura afrodescendiente. Un resultado encontrado en la ECH que no se condice con la literatura previa es que la probabilidad de adhesión es mayor en hogares del interior respecto a los de Montevideo. Sin embargo, tal como será desarrollado en la sección correspondiente, esto puede tener que ver con el despliegue territorial propio del programa.

En el modelo ampliado estimado en base a información del ELBU no se encuentran efectos significativos de las variables asociadas a las dimensiones socioculturales y psicológicas, con excepción de la que refiere a las percepciones sobre oportunidades de movilidad social. La hipótesis respecto a este resultado es que si bien es posible que estas variables no tengan un rol importante en la determinación de la adhesión, también puede suceder que la falta de significatividad tenga que ver con particularidades de la muestra del ELBU, que incluye a hogares con características muy similares entre sí.

Este trabajo se organiza de la siguiente manera: en la Sección 2 se presenta el Marco Teórico, mientras que en la Sección 3 se desarrollan los Antecedentes internacionales y nacionales, y se plantea la hipótesis de trabajo. En la Sección 4 se establece la Estrategia de Análisis, que incluye tanto al modelo de análisis, como una descripción del programa AFAM-PE, la caracterización de las fuentes de datos a ser utilizadas y de los modelos a estimar (base y ampliado). Luego, en la Sección 5, se realiza un Análisis Descriptivo de los datos a utilizarse, que sirve como marco para la Estimación de los Modelos Econométricos presentados en la Sección 6. En la Sección 7 se realizan algunas pruebas de Robustez de los modelos estimados, y finalmente, en la Sección 8 se presentan algunos Comentarios Finales.

2. Marco Teórico

Los trabajos que se proponen explicar las tasas de adhesión suelen utilizar como marco teórico los modelos de maximización de la utilidad individual convencionales. Según estos modelos, un individuo elegible no adhiere al programa cuando los costos monetarios y no monetarios de aplicar exceden a los beneficios esperados. Siguiendo a Kayser y Frick (2000), la participación de un hogar i puede plantearse como:

$$P_i = f(U(Y_{p,i}) - U(Y_{np,i}) - C_i(CD_i, CI_i)) \quad (1)$$

El hogar participará cuando $P_i > 0$, es decir, cuando la utilidad U de la participación, que depende del ingreso cuando el hogar recibe el beneficio ($Y_{p,i}$), sea mayor a la utilidad de la no participación,

que depende del ingreso cuando el hogar no recibe el beneficio ($Y_{np,i}$), menos los costos de acceder al beneficio C_i . Los ingresos en las situaciones de participación y no participación son definidos respectivamente como:

$$Y_{p,i} = L_{p,i} + NL_{p,i} + B_i \quad (2)$$

$$Y_{np,i} = L_{np,i} + NL_{np,i} \quad (3)$$

Cuando el hogar participa en el programa, su ingreso total $Y_{p,i}$ se compone de los ingresos laborales $L_{p,i}$, los ingresos no laborales $NL_{p,i}$, y el beneficio que le corresponde B_i . Si el hogar no participa en el programa, su ingreso total $Y_{np,i}$ consta de sus ingresos laborales $L_{np,i}$ y no laborales $NL_{np,i}$. A su vez, los costos de participación C_i pueden ser directos (CD_i), tal como el tiempo insumido en postular, o indirectos (CI_i), como el estigma.

Cabe aclarar que este enfoque refiere exclusivamente a la no adhesión primaria, es decir, no da cuenta de aquellos casos en que el individuo elegible no recibe el beneficio debido a errores desde el lado de los administradores del mismo.

Utilizando este marco y siguiendo a Hernanz et al. (2004), los determinantes de la no adhesión primaria se podrían clasificar en 3 grupos o categorías.

En primer lugar, se encuentran los **determinantes pecuniarios**, que comprenden tanto el monto de los beneficios B_i como su duración esperada y se relacionan positivamente con la adhesión. En un análisis de costo beneficio, las ganancias de la participación en un programa están dadas en su mayoría por el ingreso recibido. Por lo tanto, con todo lo demás igual, cuanto más pequeño sea este, menor será la probabilidad de aplicar. Cabe aclarar que la decisión de participación toma en cuenta el valor relativo de los beneficios: para individuos cuya situación económica es buena, recibir el beneficio no implicará un gran cambio en términos de bienestar (Hernanz et al., 2004). En la Ecuación 1, esto está capturado a través de la inclusión con signo negativo de $Y_{np,i}$: cuanto mayor sea este ingreso, mayor será el monto del beneficio necesario para que el hogar decida participar en el programa.

Asimismo, cuanto mayor sea el tiempo que piensen usufructuar del beneficio los agentes, más probable es que se contrarresten los costos de la aplicación y adhesión al programa. En particular, importa en este punto la evolución esperada de la situación económica individual. Las personas que evalúan que es poco probable que puedan mejorar su situación por sus propios medios, esperarán

una mayor duración del beneficio, por lo cual tendrán más incentivos a solicitarlo (Burdín y Melo, 2009). Otro factor que puede determinar una mayor duración esperada del beneficio es la presencia de niños, en la medida que el costo de oportunidad de participación en el mercado laboral es mayor para estos hogares (Frick y Groh-Samberg, 2007).

En segundo lugar se encuentran los **costos de información y de transacción**, identificados como costos directos (CD_i) en la Ecuación 1, relacionados con la complejidad del proceso de aplicación y permanencia en los programas sociales. En el caso de los costos de información, incluyen por ejemplo la falta de conocimiento sobre los criterios de elegibilidad o beneficios que les corresponden a los individuos. Por otro lado, la dificultad en los procesos de aplicación a los programas o la distancia que separa al hogar del centro donde debe postular pueden considerarse costos de transacción (Hernanz et al., 2004).

Dentro de los costos de transacción pueden incluirse también los costos de espera para el otorgamiento del beneficio y la incertidumbre sobre el resultado de la solicitud, ambos relacionados con el periodo de tiempo transcurrido entre que un individuo se vuelve elegible para un programa y empieza a participar en él, incluyendo el insumido en procesar la información requerida para postularse, realizar la postulación, recibir la respuesta y cobrar el beneficio. Si el periodo por el cual el individuo espera recibir el beneficio es muy corto, estos costos actuarían en detrimento de su postulación. Por otro lado, si el resultado de la aplicación al programa es incierto en términos de si la solicitud será aceptada o de montos a recibir, también se desestimula la adhesión.

Por último, se agrupan los **determinantes socioculturales y psicológicos**, representados por el término CI_i en la Ecuación 1. Esta categoría refiere al conjunto de valores y creencias sobre lo que es justo, así como las causas a las que socialmente se atribuye la pobreza y, en relación a esto, el estigma asociado a ella.

En este sentido, Van Oorschot (1991) menciona la contradicción entre la idea de que los beneficios sociales son un derecho y la creencia en las leyes de mercado como mecanismo óptimo de asignación de recursos, como una posible explicación de la no adhesión. Relacionado con esto, el estigma de los beneficiarios de programas sociales puede ser entendido en el contexto más general de estigmatización de los pobres en las sociedades occidentales, donde existe la idea de que estas personas carecen de habilidad o moralidad, por lo cual su situación socioeconómica les es atribuible. En este marco, las transferencias sociales contribuyen a agravar aún más la caracterización negativa de los pobres (Rainwater, 1982).

El estigma puede definirse entonces como la sanción por la violación de la norma social que establece que los individuos deben valerse por sí mismos (Lindbeck, Nyberg y Weibull, 1999; Rainwater, 1982). Sin embargo, la asistencia estatal no conllevaría una carga negativa si se percibe que existe un “merecimiento” de quienes la reciben, es decir, si la pobreza no es socialmente atribuible a la poca voluntad y esfuerzo, sino que se justifica por alguna condición exógena al individuo. En esta línea, a partir de una revisión de la literatura relativa a la valoración de la asistencia social, Van Oorschot (2000) plantea que las personas adjudican un mayor merecimiento de los beneficios estatales a quienes perciben que: i) tienen menos responsabilidad sobre su situación de vulnerabilidad; ii) están en una situación de mayor necesidad; iii) cuentan con un grupo de referencia similar a quienes no son beneficiarios; iv) poseen una actitud más agradecida o sumisa o iv) tienen mayores posibilidades de haber actuado de manera recíproca en el pasado o hacerlo en el futuro. De esta manera se explica que el apoyo general a la asistencia social a ancianos, personas en situación de discapacidad o viudez (situaciones todas sobre las cuales las personas tienen poco control) sea mayor que cuando se trata por ejemplo de subsidios por desempleo.

La idea de que algunos individuos no merecen la asistencia estatal que se les provee subyace al estigma de los programas sociales, pero a su vez, este puede operar mediante diferentes mecanismos. Es así que por un lado, el estigma guarda relación con el juicio negativo que tienen sobre sí mismos los propios beneficiarios, y por otro, con la caracterización negativa de no beneficiarios a beneficiarios, que conlleva al trato diferencial a los receptores de asistencia (Rainwater, 1982; Van Oorschot, 1991; Baumberg, 2015). De esta forma, puede considerarse que existe un estigma “de identidad”, que refiere a la preocupación de los individuos de ser clasificados en un estereotipo negativo asociado con el uso de programas sociales, así como a la internalización por ellos mismos de este estereotipo; y un “estigma de trato” vinculado con la preocupación por el trato que ejercen los demás a los individuos estigmatizados (Stuber y Schlesinger, 2006).

Por su parte, Blumkin, Margalioth y Sadka (2008) desarrollan un modelo teórico identificando dos explicaciones del estigma relacionado a la asistencia social. La primera está en línea con la discusión anterior, y refiere a la inhabilidad de los individuos que reciben las transferencias de mantenerse en términos monetarios como atributo que los hace menos dignos que el resto. La otra posible explicación, que es en la que se concentran los autores, sigue a Besley y Coate (1992), y consiste en la idea de que existe un contingente de individuos que hace uso de los beneficios estatales sin merecerlos. Dada la imposibilidad de distinguir entre aquellos beneficiarios que reciben la transferencia “justamente” del resto, la sociedad les asigna algo de estigma a todos los beneficiarios.

Las nociones de estigma desarrolladas hasta el momento, que derivan en gran parte de la literatura psicológica, en ocasiones se han incorporado a la economía a través de enfoques que asumen el supuesto de maximización de la utilidad individual. En su trabajo seminal, Moffitt (1983) plantea un modelo teórico para la relación entre el estigma y la participación en programas sociales, definiendo al estigma como “la desutilidad que surge de la participación en el programa per se”¹.

El autor plantea dos mecanismos en los que el estigma puede operar: a través de un componente fijo, que tiene lugar solo por participar en el programa, y de un componente variable, que depende del monto de la transferencia recibida.

Analíticamente, la formulación del problema difiere de la de Kayser y Frick (2000) planteada en la Ecuación 1. En este caso, se considera que la utilidad U del hogar i está dada por una función monótona y cuasi cóncava de su ingreso², menos el costo de participación en el programa, que en este modelo es exclusivamente el estigma. Por lo tanto, siendo B_i el beneficio que le corresponde al hogar i si participa en el programa, y P una variable que vale 1 si recibe el beneficio, y 0 si no lo hace, la utilidad puede escribirse como:

$$U_i = U_i[Y_i + \gamma PB_i] - \theta P_i \quad (4)$$

Si $\theta > 0$, existe un componente fijo del estigma, mientras que si $0 < \gamma < 1$, existe un componente variable del estigma (la utilidad marginal del beneficio del programa es menor que la del ingreso privado).

Si solo existe el componente fijo del estigma ($\theta > 0$ y $\gamma = 1$), el individuo participará del programa siempre que $U_i[Y_i + PB_i] - U_i[Y_i] > \theta$, es decir, si la ganancia de utilidad por recibir el beneficio es mayor a la desutilidad dada por participar del programa. Por lo tanto, aumentando el valor del beneficio, se incrementa la probabilidad de participación.

Por otro lado, si no existe el componente fijo del estigma ($\theta = 0$), el individuo participará del programa siempre que $\gamma > 0$. Si $\gamma < 0$, la participación genera desutilidad, por lo que el individuo no participará. La decisión de participación no depende en este caso del monto del beneficio. Sin embargo, en el modelo la magnitud de γ tiene importancia en cuanto a las horas que el individuo elige trabajar, ya que no le es indiferente la composición de sus ingresos entre laborales y de transferencias.

¹ Traducción propia.

² En el caso de esta modelización, a diferencia de la correspondiente a la Ecuación 1, no se distingue entre el ingreso con y sin participación.

3. Antecedentes e hipótesis de trabajo

En esta sección se resumen los principales antecedentes. En primer lugar, se presentan los trabajos internacionales sobre adhesión a programas sociales, poniendo énfasis en los trabajos que han abordado empíricamente la medición del estigma y otros conceptos relacionados. En segundo lugar, se revisan los estudios nacionales más relevantes para este trabajo. Por último, se establece la hipótesis de este trabajo.

Antecedentes internacionales³

Existe una amplia literatura sobre adhesión a nivel internacional, especialmente para países de la OCDE. Hernanz et al. (2004) realizan una revisión de varios de estos trabajos, encontrando que la adhesión varía entre 80% y 40% para los programas de asistencia social y de vivienda, y entre 80% y 60% para los subsidios por desempleo. Por otro lado, identifican que en aquellos trabajos en que se usan registros administrativos como base de datos, las estimaciones de adhesión suelen ser mayores que las de aquellos basados en información proveniente de encuestas⁴. Otra revisión se encuentra en Currie (2006), la cual se concentra en el Reino Unido y Estados Unidos, concluyendo que la participación varía notoriamente según el tipo de programa. La autora plantea asimismo que esta es mayor cuanto menores las barreras administrativas y cuando hay postulación automática.

En la literatura sobre el tema se suele enfatizar la importancia de los **determinantes pecuniarios** en la decisión de adhesión. En términos generales, esta dimensión se aproxima mediante la simulación del beneficio que le correspondería recibir a los hogares elegibles (independientemente de si lo reciben o no) así como un conjunto de variables que buscan aproximarse a la duración esperada de la prestación. Tanto un mayor beneficio correspondiente al hogar como una mayor duración esperada de este tendrían efectos positivos sobre la adhesión. Adicionalmente, se suelen incluir los ingresos del hogar, que se correlacionarían de forma negativa con la adhesión.

En esta línea, en su estudio sobre la adhesión a un programa de subsidios de alquileres en 1984, destinado a la población de menores recursos en el Reino Unido, Blundell et al. (1988) encuentran que el mayor monto del beneficio esperado tiene un impacto positivo significativo en la adhesión, mientras que los mayores ingresos del hogar netos del beneficio tienen el efecto contrario.

³ Algunos trabajos intentan explicar la adhesión a beneficios sociales, mientras que otros se centran en la no adhesión. De manera de facilitar la lectura, en el presente documento se hace referencia a la adhesión como variable a ser explicada, exponiendo los trabajos citados en dicho sentido.

⁴ Un trabajo donde se discute extensamente esta cuestión es el de Bruckmeier, Riphon, y Wiemers (2013).

Asimismo, en su trabajo para Alemania, Kayser y Frick (2000) modelan la decisión de adherir a la Asistencia Social como una función de la diferencia entre la utilidad dada por participar del programa (dependiente del ingreso obtenido al participar) y la utilidad de no participar (dependiente del ingreso obtenido sin participar), menos los costos de la participación. Utilizando datos del German Socio-Economic Panel (GSOEP) para 1996, encuentran evidencia de que los hogares con mayores ingresos tienen menor probabilidad de adhesión.

Otro estudio para Alemania es el de Riphan (2001), que analiza la adhesión al programa de *income support* en 1993. Este beneficio estatal consiste en una transferencia monetaria que busca garantizar apoyo a los individuos que se encuentran debajo del ingreso mínimo. Considera dentro de las variables explicativas el monto del beneficio que podría recibir el hogar, encontrando un efecto positivo y significativo en la probabilidad de adhesión. Además, incorpora un conjunto de factores que se aproximan a la duración del beneficio: si el jefe de hogar está en edad de estar jubilado la duración del beneficio sería mayor, por la permanencia de la necesidad de asistencia estatal; que el hogar sea monoparental con niños pequeños también implicaría un uso más prolongado de los beneficios, dado que en estos casos las posibilidades de inserción laboral del jefe serían limitadas durante los años de crianza. En sentido contrario, el mayor nivel educativo alcanzado por el jefe se correspondería con una menor duración esperada de la permanencia en el programa, por implicar una mayor probabilidad de que este pueda insertarse en el mercado laboral en el futuro; y la propiedad del hogar tendría el mismo efecto, dado que se traduciría en un mayor potencial de generación de ingresos.

Por su parte, Bargain, Immervoll y Viitamäki (2012) estudian la adhesión a la Asistencia Social (AS) en Finlandia para los años 1996-2003, encontrando que a mayores montos del beneficio, mayor es la probabilidad de adhesión. Las variables que asocian con una necesidad más prolongada del beneficio, como ser padre/madre soltero/a, tener un menor nivel educativo, o estar desempleado hace más tiempo, también implican mayor adhesión.

A pesar del consenso de la literatura en torno a la importancia de los factores monetarios como determinantes de la adhesión, los resultados encontrados podrían enfrentar problemas de consistencia ante la presencia de errores de imputación. Cuando el ingreso es incluido en las variables explicativas del modelo, los errores en su medición generan sesgo en la estimación de los coeficientes. Adicionalmente, en los programas con pruebas de medios, una mala captación de los ingresos o activos del hogar puede implicar que figuren como elegibles hogares que no lo son, y viceversa, generando errores de selección muestral (Kayser y Frick, 2000; Hernandez y Pudney, 2007).

Hernandez y Pudney (2007), estudian la adhesión al British Income Support de los pensionistas en el Reino Unido de 1997 al 2000, y para mitigar las implicancias de este problema permiten la presencia de errores de medida en los ingresos y activos de capital declarados por los encuestados. Para esto usan un estimador de Máxima Verosimilitud con Error de Medida que basan en el trabajo de Duclos (1995), realizándole modificaciones. Encuentran que estimando un *probit* el ingreso del hogar tiene un efecto negativo en la adhesión al beneficio, mientras que el monto que le corresponde cobrar al hogar incide positivamente. Sin embargo, al usar el modelo que toma en cuenta el error de medida, el impacto del beneficio que corresponde al hogar se reduce, mientras que los otros factores explicativos (incluyendo el ingreso) se mantienen relativamente estables.

Como se desarrolló en el Marco Teórico, los determinantes pecuniarios no son los únicos que influyen en la probabilidad de adhesión. Por ejemplo, Kayser y Frick (2000) encuentran que los hogares compuestos por inmigrantes tienen una menor propensión a adherir al beneficio, lo cual atribuyen a que en estos casos los **costos de información y transacción** serían mayores debido a las diferencias en el idioma y a la menor familiaridad con los mecanismos de asistencia. Además, la dependencia de asistencia social puede ser considerada una razón para la revocación del permiso de residencia en Alemania, lo cual representaría un desincentivo para la postulación. Otra variable que utilizan los autores para aproximarse al costo de transacción es si el hogar está en un medio rural, ya que en ese caso es probable que esté lejos de la agencia que otorga el beneficio.

Por otro lado, varios trabajos incluyen el nivel educativo como regresor, en el entendido de que cuando mayor sea este, menores serían las dificultades para procesar la información respecto a la postulación, aumentando la probabilidad de adhesión. Sin embargo, el efecto de esta variable es ambiguo, ya que como se mencionó, un mayor nivel de instrucción también puede implicar una duración esperada menor del usufructo del beneficio lo que conduciría a una menor participación en el programa. Adicionalmente, el nivel educativo más alto también podría influir en una mayor percepción de estigma, desincentivando la adhesión (Moffitt, 1983; Hernandez, Pudney, y Hancock, 2007).

Otros factores que pueden influir en la adhesión a beneficios sociales son los que se relacionan con aspectos **socioculturales y psicológicos**. En el trabajo seminal de Moffitt (1983), en el cual se analiza la participación en el programa Aid for Families with Dependent Children (AFDC), tomando solo a los hogares con monoparentalidad femenina se encuentra una tasa de no adhesión de 45% y efectos significativos del componente fijo del estigma, pero no del variable, con lo cual el estigma afectaría únicamente la decisión de utilizar el beneficio en el margen. A su vez, Moffitt plantea una especificación en la que el componente de estigma es función de variables observables,

concluyendo que menores tasas de desempleo, mayor edad del jefe, familias más pequeñas, mayor educación del jefe y mayor variabilidad en los beneficios se correlacionan positivamente con una menor participación en el programa. Esta menor participación se justifica en la medida que los hogares con las características mencionadas experimentan un mayor estigma.

En general, estas variables identificadas por Moffit se incluyen en los trabajos posteriores como *proxies* del estigma. Por ejemplo, Riphon (2001) para explicar la adhesión en Alemania, utiliza algunas variables cuya incidencia podría indirectamente reflejar la incidencia del estigma: el sexo del jefe de hogar bajo el supuesto de que las normas sociales pueden hacer que la incapacidad de proveer ingresos al hogar sea más estigmatizante para hombres que para mujeres; la edad del jefe, suponiendo que la percepción de estigma puede variar por generaciones; la pertenencia a una comunidad pequeña, que haría más difícil ocultar el hecho de recibir el beneficio; y la pertenencia a Alemania Occidental, donde la dependencia del estado resultaba históricamente peor valorada. Por último, incorporan la presencia de niños, dada la obligación social de los padres de mantener a sus hijos. De estas variables, impactan significativa y positivamente en la adhesión la edad del jefe y la presencia de niños chicos, y significativa y negativamente la pertenencia a una comunidad pequeña.

Por su parte, Kayser y Frick (2000) añaden a los regresores habitualmente utilizados en esta literatura otros que denominan de *control social*. Estas variables incluyen el pesimismo, que se recoge mediante una pregunta que pide manifestar qué tan de acuerdo se considera el individuo con que cuando piensa en el futuro es esencialmente optimista, así como una variable de locus de control, que refiere a en qué medida el individuo percibe que sus logros son consecuencia de sus decisiones y acciones. La hipótesis detrás de la inclusión de estas variables es que los individuos que sienten que tienen más control sobre su futuro o que confían más en que su situación va a mejorar son menos propensos a usar la asistencia estatal. Asimismo, incluyen variables que buscan aproximarse a los lazos de los hogares con su comunidad (ejemplo: si nunca asiste a la iglesia) bajo la hipótesis de que aquellos hogares más integrados enfrentan mayores costos de estigma, a la vez que tienen una red de apoyo que los hace menos propensos a usar beneficios estatales. Las variables de pesimismo y lazos con la comunidad son positivas y significativas en la probabilidad de adherir, mientras que la de locus de control no resulta significativa. Adicionalmente, encuentran que los hogares que reciben asistencia por desempleo y usan beneficios de vivienda tienen mayor probabilidad de adhesión, lo cual explican dado que estas características implican estar en contacto con agencias de beneficios, por lo que los costos de transacción y el efecto del estigma serían menores.

Asimismo, Cohen-Cole y Zanella (2008) analizan la recepción de asistencia social en EEUU, distinguiendo entre dos fenómenos sociales que operan sobre la participación en programas de transferencias: el efecto de la información y el efecto del estigma. En su estudio, se considera que los individuos tienen un grupo de referencia basado en su localidad geográfica y su etnicidad, y un grupo externo constituido por la unión de todos los otros grupos en su comunidad. El efecto de la información refiere a la influencia que tiene en el uso de asistencia social la información sobre elegibilidad, procedimientos de aplicación y otras características del programa que reciben los individuos de las personas de su grupo de referencia. Por otro lado, el efecto del estigma opera mediante una función de estigma que depende negativamente de la tasa de participación en programas de transferencias sociales tanto del grupo de referencia del individuo como del grupo externo. Utilizando una muestra de mujeres en edad de trabajar para el 2000, encuentran que el efecto total es significativo y de similar magnitud entre grupos étnicos, pero con diferencias en su composición: el efecto de la información es el dominante para las comunidades de afrodescendientes y de hispanoamericanos, y de poca importancia para los blancos. Por otro lado, el estigma del grupo de referencia parece ser más importante para los blancos que para los otros grupos, mientras que resulta al revés en el caso del estigma del grupo externo.

También para EEUU, Stuber y Schlesinger (2006) analizan las fuentes del estigma en los programas estatales con prueba de medios Medicaid y Asistencia Social, distinguiendo entre los conceptos estigma de identidad y estigma de trato desarrollados en el Marco Teórico. Las variables con las que estos autores evalúan el modelo básico para explicar el estigma se agrupan en categorías según a quién se le otorgue la responsabilidad de la pobreza (individual o de la sociedad), las experiencias previas con asistencia social, y las características personales que podrían afectar la autopercepción de las personas sobre sus necesidades. Adicionalmente, amplían este modelo introduciendo factores explicativos que reflejan la interacción entre el estigma asociado a la asistencia social y el estigma relacionado a otros aspectos, como la ascendencia étnico racial y la salud mental. . Estiman mayor estigma para la asistencia social respecto a Medicaid, y encuentran efectos significativos y positivos de la atribución personal de la pobreza en el estigma de identidad, aunque contrariamente a lo esperado, la atribución de la pobreza a la sociedad también es significativa y positiva para ambos tipos de estigma.

También considerando variantes en el concepto de estigma y utilizando una encuesta llevada a cabo en 2012 en el Reino Unido, Baumberg (2015) encuentra que los beneficiarios de programas de apoyo a hogares biparentales, de ayuda de alquiler de vivienda o de subsidios tributarios son menos propensos a declarar que deberían sentirse avergonzados de recibir el beneficio (lo que llama “estigma personal”, equiparable al “estigma de identidad”) que quienes solicitan asistencia

relacionada a la incapacidad y el desempleo. Sin embargo, al considerar lo que llama “estigmatización”, que refiere a la percepción de las personas del trato estigmatizante por el resto (similar al “estigma de trato”), no encuentra diferencias significativas en los niveles reportados por tipo de programa. Por su parte, Stuber y Kronebusch (2004) analizan la adhesión a distintos programas en Estados Unidos, encontrando un mayor estigma en los programas de asistencia económica que en programas de seguros de salud. Al mismo tiempo, encuentran que en el primer programa la correlación entre el estigma de identidad y de trato es significativamente menor que en el segundo.

Antecedentes nacionales

Tal como fue señalado anteriormente, la literatura sobre adhesión es escasa a nivel regional. Tomando esto en cuenta, a continuación se presenta una revisión de la literatura para Uruguay.

Para nuestro país, el antecedente principal sobre adhesión es un trabajo de Burdín y Melo (2009), que estiman un modelo *probit* para la probabilidad de postular al Plan de Asistencia Nacional a la Emergencia Social (PANES), condicionado a ser elegible. Este modelo es especificado incorporando las variables comúnmente utilizadas en la literatura para explicar la adhesión, a saber: factores monetarios, costos de información y costos sociales y psicológicos, estos últimos aproximados de forma indirecta. Utilizando datos de la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada (ENHA) 2006 y la Encuesta Continua de Hogares 2007, se computó a la población elegible según dos criterios⁵, obteniendo tasas de no adhesión de 17% y 22%.

Si bien estas tasas son bajas respecto a las de la OCDE, cabe aclarar que en este caso se está midiendo exclusivamente la adhesión primaria, mientras que en la mayoría de trabajos revisados se mide la total. Los autores encuentran los efectos esperados: las variables asociadas a mayor monto del beneficio (concretamente se tomó la relación entre el monto de la prestación y el ingreso total del hogar) y duración del beneficio (por ejemplo, la condición de monoparental del hogar, que se asocia a menores expectativas de inserción laboral) afectan positivamente la probabilidad de postulación. Asimismo, incorporan una serie de variables para aproximarse al estigma, encontrando también los efectos esperados. Por ejemplo, encuentran que las localidades pequeñas presentan mayores tasas de no adhesión, en línea con la idea de que en este contexto los costos de estigma son mayores. En el mismo sentido, hallan una relación positiva entre hogares con jefe de raza negra y

⁵ Los criterios utilizados consisten en considerar como elegibles: i) a hogares ubicados en el primer quintil de ingresos bajo la línea de la pobreza (aplicado solo a zonas urbanas), ii) hogares con ICC debajo del umbral e ingreso per cápita inferior a \$1.300 (aplicado a la totalidad del país)

postulación, interpretando que si la presencia de transferencias es mayor dentro de este grupo, el efecto estigma sería menor.

Otro trabajo relevante para Uruguay, si bien no tiene como objetivo la estimación de la tasa de adhesión, es el de Dean y Vigorito (2015). Los autores, a partir de una muestra del 15% de los hogares de menores ingresos entrevistados por la ECH entre febrero y mayo de 2010, estiman que un 17,6% de los hogares elegibles para AFAM y 36,2% de los elegibles para el programa Tarjeta Uruguay Social (TUS) no reciben las prestaciones que les corresponden.

La exploración del estigma cuenta con menor desarrollo en Uruguay. Sin embargo, un antecedente reciente interesante es el de Colafranceschi et al. (2018), que utilizando el ELBU realizan un análisis descriptivo de preguntas asociadas a la existencia de sanciones sociales a los pobres. Los autores encuentran que la proporción de personas que manifiestan que “se sentirían avergonzados de ser pobres” y que “la gente pobre debería avergonzarse de sí misma” es aproximadamente el doble para quienes son pobres en relación a quienes se ubican en la clase media. Sucede lo contrario en el caso de la afirmación sobre que “la gente que no es pobre hace sentir mal a la gente pobre”: se encuentra que cuánto más alta es la posición social, menor es el acuerdo con la frase. La correlación entre la posición social y las respuestas es un indicio de que existe un vínculo entre pobreza y estigma en Uruguay a profundizarse.

Hipótesis

La principal hipótesis de este trabajo, en línea con la literatura internacional y con el estudio de Burdín y Melo (2009), es que la adhesión a las AFAM-PE es decreciente en el nivel de ingreso del hogar, y creciente en el monto a percibir y la duración esperada del beneficio. Esta última dimensión se aproxima indirectamente mediante el nivel educativo promedio, la presencia de niños, la configuración monoparental y la condición de propietario de la vivienda por parte del hogar. Asimismo, se espera que la adhesión sea decreciente con los costos participar en el programa. Estos pueden ser de información y de transacción, o psicológicos y socioculturales. Dentro de estos últimos se identifica el estigma y las dimensiones relacionadas de vergüenza y humillación, el locus de control y las percepciones sobre las oportunidades de movilidad de los individuos. Se espera que cuanto más estigmatizados se sientan los individuos, cuánto más externo su locus de control⁶ y cuánto más oportunidades de movilidad perciban, menor sea su adhesión. Adicionalmente, se controla por una variable que refleja la valoración que tienen de las AFAM-PE, esperando que quienes tienen peor opinión sobre el programa adhieran en menor medida. Sin embargo, la

⁶ El locus de control refiere al grado en el que el individuo percibe que lo que le sucede depende de su comportamiento (control interno), en oposición a que no depende de sus acciones (control externo) (Rotter, 1966).

interpretación de estas variables debe realizarse con especial cuidado, ya que no es claro que en todos los casos sean determinantes, sino que pueden ser consecuencia de la participación en el beneficio. Por ejemplo, podría haber una correlación positiva entre el estigma y la adhesión, que surgiera porque recibir la transferencia resulta estigmatizante, y no porque los individuos más estigmatizados solicitan la transferencia en mayor medida. De igual manera, la valoración del programa podría no ser un determinante sino un resultado de la participación en el mismo. Este tipo de cuestiones se discuten en mayor profundidad en la sección de Resultados.

4. Estrategia de Análisis

En esta sección se presenta la estrategia de análisis, comenzando por el modelo de análisis a ser utilizado y las limitaciones del mismo. Luego, se exponen las particularidades del programa AFAM-PE, y por último, se reseñan las fuentes de datos a ser utilizadas.

El Modelo de Análisis

Siguiendo a Blundell et al. (1988), asumiendo que los hogares conocen el monto que les corresponde recibir por el beneficio, un hogar i postulará siempre que:

$$U[y_i + B(y_i, Z_i^*), Z_i] - C(y_i, Z_i) > U(y_i, Z_i) \quad (5)$$

Siendo U la función de utilidad, y_i el ingreso sin transferencia que corresponde al hogar i , $B = B(y_i, Z_i^*)$ el beneficio que corresponde al hogar, donde Z_i^* es el vector de características del hogar que determina la elegibilidad, Z_i el vector de características que determina la adhesión, y $C = C(y_i, Z_i)$ la desutilidad que genera solicitar el beneficio.

Se supone una especificación lineal de U y de C , de manera que:

$$U[y_i + B(y_i, Z_i^*), Z_i] = a_0 + a_1(y_i + B_i) + a_2'Z_i + e_{ben\ i} = U_{ben} \quad (6)$$

$$U[y_i, Z_i] = a_0 + a_1y_i + a_2'Z_i + e_{0\ i} = U_0 \quad (7)$$

$$-C[y_i, Z_i] = b_0 + b_1y_i + b_2'Z_i + u_i = -C \quad (8)$$

Además de las características observables, es de esperar que haya inobservables que incidan en la decisión de aplicar (preferencias, gustos). Estos inobservables están representados por e_{ben} , e_0 y u , que son propios de cada hogar.

Con esta especificación lineal de la utilidad y el costo, la ecuación general puede describirse como

$$U_{ben} - C - U_0 = b_0 + a_1 B_i + b_1 y_i + b_2' Z_i + v_i \quad (9)$$

Donde $v_i = e_{ben i} + u_i - e_{0 i}$

Por lo tanto, la probabilidad de adhesión está dada por

$$\Pr(U_{ben} - C - U_0 > 0) = \Pr[v_i > -(b_0 + a_1 B_i + b_1 y_i + b_2' Z_i)] \quad (10)$$

Asumiendo que v es Normal, el modelo puede especificarse como un *probit* para la población elegible cuya variable dependiente es postular al beneficio. Si W vale 1 cuando el hogar solicita el beneficio, y siendo $\Phi(\cdot)$ la función de distribución de una Normal, siguiendo a Wooldridge (2010), se puede expresar la probabilidad de adhesión como:

$$\Pr(W_i = 1 / B_i, y_i, Z_i) = \Phi(b_0 + a_1 B_i + b_1 y_i + b_2' Z_i) \quad (11)$$

En esta especificación, el estigma entra como uno de los componentes de Z_i , el vector de características del hogar que determinan la adhesión. Es de notar que este modelo incorpora un supuesto importante, que es que se asume que el costo C es independiente de B , lo cual quiere decir que el costo de solicitar el beneficio es fijo para cada hogar, y depende de sus características Z_i y de su ingreso y_i . Esto se contrapone con la especificación de Moffitt (1983), en la cual el estigma tiene tanto un componente fijo como uno variable.

La modelización de la decisión de adhesión mediante un modelo probit implica que los coeficientes asociados a las variables consideradas (a_1 , b_1 y b_2) no pueden ser interpretados directamente, como sucedería en un modelo lineal. Es por esto que los resultados se analizan en términos de efectos marginales, que no son constantes, sino que dependen de dónde estén siendo evaluadas las variables.

A su vez, como el modelo se estima solo para los hogares elegibles, se está seleccionando la muestra. Sin embargo, la selección se basa en variables observables, ya que depende del valor del

Índice de Carencias Críticas (ICC) y del ingreso. Esto quiere decir que incluyendo las variables que se utilizan en la regla para determinar que el hogar sea seleccionado, las estimaciones del modelo *probit* son consistentes (Wooldridge, 2010).

Es importante señalar que esta consistencia depende de que no haya errores de medida en los ingresos o en el ICC, ya que de ser así, no solo se introducirían sesgos en la estimación de los coeficientes que reflejan la incidencia de estas variables, sino que esto implicaría que figuren como elegibles hogares que no lo son, y viceversa, generando un error de selección muestral que afecta la consistencia de todo el modelo (Kayser y Frick, 2000; Hernandez y Pudney, 2007).

Este problema es uno de los principales desafíos empíricos de la literatura del tema, y su resolución no siempre es exitosa. Las estrategias utilizadas suelen consistir o bien en instrumentar las variables que determinan la elegibilidad (Kayser y Frick, 2000), permitir los errores de medida en dichas variables (Duclos, 1995; Hernandez y Pudney, 2007) o utilizar registros administrativos para corregir la información mal declarada (Bruckmeier et al., 2013).

En este trabajo se optó por utilizar dos bases de datos (ECH y ELBU) de forma de considerar los eventuales errores en el cómputo de los ingresos y el ICC. La concordancia entre los resultados obtenidos en estos modelos indicaría que este problema no inhabilita el análisis.

Adicionalmente, si las decisiones de adhesión se toman simultáneamente con las decisiones respecto variables que determinan la elegibilidad, dichas variables serán endógenas. Esto constituye un problema particularmente en cuanto a la asistencia de los menores al sistema educativo. Estrictamente, aquellos hogares que cumplan con las condiciones de ICC y de ingresos, pero cuyos integrantes menores de edad no asistan al sistema educativo (cuando les correspondería por su edad), no son elegibles para recibir AFAM-PE. Sin embargo, considerar solo a los hogares cuyos miembros menores asisten al sistema educativo implica pensar que las decisiones de asistencia a la educación y adhesión a las AFAM-PE son independientes, lo cual no es obvio, especialmente considerando que el incentivo a la asistencia escolar es uno de los objetivos del programa.

En este trabajo se optó por estimar los modelos principales considerando solamente a los hogares que cumplen con la condicionalidad de asistencia a la educación. Esta decisión se tomó teniendo en cuenta que evaluaciones tanto de AFAM-PE (Bérgolo, Dean, Perazzo y Vigorito, 2016) como anteriormente del PANES (Amarante, Ferrando y Vigorito, 2010) no encuentran impacto de estos programas en la asistencia educativa. En particular, Bérgolo et al. (2016) no observan efectos en la asistencia escolar ni en el rezago para el conjunto de menores de edad de 6 a 17 años. Esto lo atribuyen en parte a los altos niveles de asistencia en educación primaria, por lo que luego,

utilizando registros administrativos y datos de enseñanza media, analizan el impacto para un grupo de adolescentes de 13 a 17 años. En este último caso sí encuentran un efecto positivo del programa en la asistencia, pero este es pequeño (2%). Teniendo en cuenta este hallazgo, en la Sección 7 se estima un modelo en el que solo se consideran los hogares que tienen algún menor de 12 años.

A continuación se presentan algunas particularidades del programa AFAM-PE, con el objetivo de aportar elementos para la mejor comprensión del análisis posterior.

El caso de las AFAM-PE en Uruguay

Las AFAM-PE fueron creadas por la Ley N° 18.227, que entró en vigencia en enero de 2008, y consisten en transferencias monetarias que tienen como beneficiarios a los menores de 18 años⁷ de edad que integran hogares en situación de vulnerabilidad socioeconómica, o están internados en régimen de tiempo completo en establecimientos del Instituto del Niño y el Adolescente Uruguayo (INAU) o en instituciones con convenio.

Para recibir esta prestación es necesario que los ingresos mensuales del hogar no superen un tope establecido por BPS y que el puntaje del ICC no supere un determinado umbral (Bérgolo et al., 2016). Además, existe una serie de contraprestaciones para los beneficiarios, cuyo cumplimiento es monitoreado por el BPS: deben estar inscriptos y concurrir asiduamente al sistema educativo y el titular (padre, madre o quien tenga la tenencia de los beneficiarios) debe residir en Uruguay. Adicionalmente, deben tener la cantidad de controles médicos correspondientes a su edad, y los mayores de 18 años de edad con discapacidad deben asistir a revisión médica cada tres años⁸.

Para identificar las situaciones de vulnerabilidad socioeconómica se consideró como población objetivo de las AFAM-PE a aquellos hogares integrados por algún menor de edad pertenecientes al primer quintil de ingresos (Amarante, de Melo y Vigorito, 2008), y a partir de variables relacionadas a las dimensiones de educación, vivienda, confort y composición del hogar, se estimó un modelo estadístico para predecir la probabilidad de que un hogar pertenezca a dicho grupo. Esta probabilidad se refleja en el puntaje del ICC. El ICC es un instrumento elaborado en 2008 en el marco de un convenio entre la Universidad de la República y el Ministerio de Desarrollo Social (MIDES), teniendo como objetivo identificar a los hogares más vulnerables desde un punto de vista socioeconómico a quienes se dirigirían las AFAM-PE, utilizándose luego también para definir a la población elegible de la TUS y de otros programas sociales (MIDES, 2013).

⁷ La excepción en cuanto a la edad la constituyen los niños con discapacidad, sin derecho a pensión por invalidez, quienes podrán percibir la prestación de por vida o hasta que cobren otra prestación de BPS, siempre que la soliciten antes de los 18 años.

⁸ <https://www.bps.gub.uy/3540/plan-de-equidad.html>

Se estima el ICC de cada hogar, se determinan umbrales (uno para Montevideo y otro para el interior), que establecen qué hogares son elegibles para las AFAM-PE -siempre que cumplan con el resto de requisitos- de manera de incluir al número de hogares beneficiarios establecidos por la ley (500.000 desde 2009) (MIDES, 2013).

Para solicitar las AFAM-PE es necesario concurrir a las oficinas del BPS o a cualquier centro de atención al público del MIDES, a partir de lo cual un equipo técnico de dicho ministerio realiza una visita con el fin de evaluar la situación socioeconómica del hogar y determinar si corresponde el beneficio. Otra posibilidad es que el hogar se encuentre en una zona definida como prioritaria por el MIDES, en las que se realizan visitas en modalidad censo (DINEM, 2015). Cabe destacar que aquellos hogares que solicitaron ingreso al PANES, independientemente de si fueron seleccionados, fueron postulados automáticamente a AFAM-PE (Bérgolo et al., 2016). El monto correspondiente a este beneficio se cobra mensualmente en redes de cobranza o vía la Tarjeta BPS Prestaciones y llegaba en enero de 2019 a aproximadamente 1.500 pesos por el primer beneficiario y 640 pesos por los adicionales.⁹

Fuentes de datos

Se utilizan como fuentes principales de datos la Encuesta Continua de Hogares (ECH) y el Estudio Longitudinal de Bienestar en Uruguay (ELBU).

La ECH releva información sociodemográfica de los hogares particulares de Uruguay, siendo representativa a nivel nacional¹⁰. En este trabajo, se utilizan los datos que van de 2011 a 2018 para el análisis descriptivo, de forma de proveer un panorama amplio de la evolución de la elegibilidad y adhesión. Para el análisis econométrico, la información utilizada refiere a 2011 y 2012, por ser estos los años en los que se releva la ola 3 del ELBU.

Por su parte, el ELBU es un panel representativo de los hogares que en 2004 contaban con al menos un integrante en primer año de la escuela pública de las capitales de Montevideo, Artigas, Canelones, Colonia, Florida, Paysandú y Rivera. El panel cuenta con 4 olas, correspondientes a los años 2004, 2006, 2011/2012 y 2016/2017.

En este trabajo se utiliza la tercera ola por dos razones: i) las AFAM-PE empezaron a implementarse en 2008, por lo cual solo pueden utilizarse las olas 3 y 4 para evaluar el problema planteado ii) las AFAM-PE están dirigidas a hogares con menores de edad, y dado que la mayor

⁹ Información actualizada en <https://www.bps.gub.uy/3540/plan-de-equidad.html>

¹⁰ <http://www.ine.gub.uy/web/guest/encuesta-continua-de-hogares1>

parte del relevamiento de la ola 4 tuvo lugar en 2016, muchos de los niños que en 2004 estaban en primero de escuela llegaron a la mayoría de edad en la cuarta ronda, eliminando considerablemente el número de casos para estudio.

Un problema usual con los paneles de datos es el desgranamiento o *attrition* que puede erosionar la representatividad de la muestra (Wooldridge, 2010). En Failache et al. (2017) se analiza la probabilidad de no encontrar a los niños de la cohorte 2004 en 2011/2012. Incluyendo diversas variables, se encuentra que la única significativa es la región de residencia, siendo mayor la probabilidad de no encontrar al niño si el hogar se ubica en Montevideo. Este resultado será tenido en cuenta en la interpretación de resultados.

En cuanto a la población cubierta por la encuesta, en Colafranceschi et al. (2018) se muestra que como consecuencia del perfil poblacional relevado en el ELBU, la base sobrerrepresenta a los hogares pobres, pierde parte de los hogares de clase media y no capta a los de clase alta. Considerando estos resultados es de esperar que el sesgo de la muestra no tenga mayores consecuencias para responder las preguntas de investigación de este trabajo, dado que la población objetivo de AFAM-PE son los hogares vulnerables con menores de edad.

Además de la conveniencia del marco muestral, se considera que la encuesta resulta indicada para este estudio ya que en la ronda 3 el cuestionario contiene una batería de preguntas sobre aspectos sociales y percepciones personales que pueden ser de gran utilidad para aproximarse al estigma y otros fenómenos socioculturales, no habiendo otra fuente de información similar en Uruguay. Algunos de los aspectos sobre los que responden los encuestados son la conformidad con su vida, las relaciones sociales mantenidas, su afiliación, la percepción del status propio, el lugar que le dan a la suerte en la consecución del éxito, participación deseada del Estado, los sentimientos de discriminación que sufren, entre otros.

Tanto la ECH como el ELBU presentan algunos desafíos en cuanto a la determinación de la elegibilidad. Esta dificultad no es exclusiva de este trabajo, sino que es uno de los puntos más problemáticos en toda la literatura de adhesión a programas sociales, sobre todo al trabajar con encuestas que no fueron diseñadas con este fin. Generalmente, las encuestas a hogares contienen preguntas sobre la recepción de los beneficios y no sobre la elegibilidad, lo cual significa que en muchos casos se debe recurrir a imputaciones en base a otras características para poder distinguir a los elegibles no beneficiarios. Estas imputaciones pueden tener errores, tanto por falta de variables relevantes, como por errores de medida o subdeclaración (Hernanz et al., 2004; Frick y Groh-

Samberg, 2007). A continuación se presentan algunos problemas encontrados para la identificación de hogares elegibles y las estrategias utilizadas para contemplarlos.

En primer lugar, uno de los problemas usuales en los estudios de adhesión a programas sociales con prueba de medios tiene que ver con que el período en el que se evalúa la elegibilidad no coincide con el periodo en que se observa si el hogar recibe el beneficio. De esta manera, algunos hogares pueden recibir la AFAM pero no resultar elegibles en el periodo de la encuesta, dado que sus condiciones relevantes para el cómputo del ICC, su ingreso o su cumplimiento de las condicionalidades cambiaron respecto a cuándo se postularon. De la misma forma, hay hogares que pueden figurar como elegibles en las encuestas, pero no lo eran en el momento que se evaluó si les correspondía el beneficio (Amarante, 2008). Esta dificultad está presente tanto en la ECH como en ELBU y es necesario tenerla en cuenta durante el análisis.

Asimismo, en el caso particular de las AFAM-PE, tal como fue expuesto anteriormente, una de los criterios para identificar a la población elegible es el cumplimiento de la regla de que el ICC esté por encima de un umbral. Si bien la ECH contiene las variables necesarias para la construcción del ICC, en el caso del ELBU hay dos de ellas, referidas a los materiales de construcción de la vivienda, que no se encuentran disponibles.

Debido a esta limitación, y dado el interés en utilizar información que solo se encuentra en el ELBU, se procede a construir en la ECH un ICC sin las variables que faltan en ELBU (de aquí en más “ICC restringido”), y ver cómo se correlaciona con el ICC original.¹¹

Para esto, se ordenan los hogares con menores de edad que no superan el tope de ingresos de BPS de Montevideo según su puntaje de ICC, y se observa cuántos de ellos superan el umbral de elegibilidad. Luego, se ordenan los mismos hogares en función del ICC restringido, y se selecciona el número obtenido en el paso anterior, observando cuál es el nuevo umbral que queda determinado. Se hace lo mismo con los hogares del interior.¹²

Se define el error de tipo I como la proporción de hogares elegibles por el ICC original pero no por el ICC restringido, e inversamente, el error de tipo II como la proporción de hogares seleccionados por el ICC restringido que no son elegibles por el ICC original. Puede observarse que para Montevideo, tanto el error de tipo I como el error de tipo II rondan el 6%. En el interior, ambos

¹¹ Otro trabajo en el que se estima el ICC en una base de datos que no contiene todas las variables es el de Bai, Carrasco y Colafranceschi (2014), quienes utilizan el Censo de Población 2011 para identificar a los hogares elegibles para las AFAM-PE, TUS y TUS doble.

¹² La distinción entre hogares de Montevideo e interior responde a que el umbral de elegibilidad difiere según estas dos regiones.

errores son más bajos, siendo el de tipo I de aproximadamente 3% y el de tipo II de 2%. En concordancia con esto, la correlación entre los dos índices es de aproximadamente 90% en Montevideo, mientras que en el interior es de 95%.

Se considera por lo tanto que la aproximación del ICC que ofrece el ELBU es suficientemente adecuada como para llevar a cabo el análisis. De todos modos, en la Sección 7 se realizan estimaciones con un valor del índice 10% inferior y 10% superior, de forma de contrastar qué tan sensibles son los resultados al ICC restringido.

Cuadro 1. Comparación entre ICC original e ICC restringido

	2011		2012	
	Montevideo	Interior	Montevideo	Interior
Error de tipo I	0,07	0,03	0,06	0,03
Error de tipo II	0,06	0,02	0,06	0,02
Correlación	0,89	0,95	0,90	0,95

Fuente: elaboración propia en base a ECH-INE 2011 y 2012

Modelos a estimar

En este trabajo se proponen dos grupos de modelos *probit* para la no adhesión a las AFAM-PE. En primer lugar, se plantea un modelo base, que contiene las variables comúnmente utilizadas en la literatura como explicativas de la adhesión, aproximando de forma indirecta los costos psicológicos y de estigma.

En segundo lugar, se estima un modelo ampliado, en el que se agregan a las variables del modelo base, nuevas variables que buscan aproximarse a las dimensiones socioculturales y psicológicas de la adhesión.

Las variables a ser utilizadas se agrupan en las categorías de determinantes presentados anteriormente: pecuniarios (incluyendo como subdimensiones el monto esperado del beneficio, los ingresos del hogar y la duración esperada del beneficio), relacionados a costos de información y de transacción, y costos socioculturales y psicológicos, dentro de los cuales se incluye el estigma y otras variables de control social. En esta última categoría, la información contenida en ELBU permite incluir variables no disponibles en la ECH.

Modelo base

En el modelo base, se incluye como determinante pecuniaria la variable proporción del beneficio, calculada como el cociente entre el beneficio que le correspondería recibir al hogar

(independientemente de si lo recibe o no) y sus ingresos¹³. Se espera que cuanto mayor sea esta proporción, mayor sea la probabilidad de adhesión del hogar. Por otro lado, se considera si el hogar es propietario de su vivienda como aproximación a la duración esperada del beneficio, dado que en ese caso tendría mayores ingresos potenciales y consiguientemente la duración esperada del beneficio sería menor.

Adicionalmente, se incorporan variables que buscan aproximarse a más de una dimensión:

La cantidad de menores en el hogar es una variable que categoriza a los hogares según tengan 2 o menos menores en el hogar, o 3 o más. Se espera que esté correlacionada con mayor adhesión, ya que cuanto más beneficiarios potenciales mayor es la probabilidad de éxito en la aplicación, mientras que la percepción de merecimiento de los niños mitigaría el estigma (Burdín y Melo, 2009).

La región, considerando si el hogar se encuentra en Montevideo, en localidades del interior de más de 5 mil habitantes, de menos de 5 mil habitantes, y rurales¹⁴. Esta variable puede asociarse a los costos de transacción y de estigma. En cuanto al primero, localidades con mayor acceso a las agencias del MIDES deberían tener más adhesión. En cuanto al segundo, en las localidades pequeñas, donde es más fácil identificar quién recibe la prestación, el estigma sería mayor.

Que el jefe del hogar sea afrodescendiente puede tener dos efectos: por un lado, si las personas anticipan que van a sufrir discriminación en el mercado laboral, sus ingresos esperados serían menores, por lo que la duración del beneficio que anticipan sería mayor, incentivando la adhesión. Por otro lado, si la proporción de beneficiarios es mayor en el grupo de personas afrodescendientes, y este es a la vez el grupo de referencia, el estigma sería menor, teniendo como resultado un aumento de la adhesión.

Por su parte, que el hogar sea monoparental se asocia con una mayor duración esperada del beneficio, porque las oportunidades de inserción laboral son limitadas si hay un solo individuo para hacerse cargo de las tareas de cuidados (Riphan, 2001).

En cuanto al clima educativo del hogar, un mayor nivel educativo se asocia con mayores ingresos esperados y por lo tanto menor duración esperada del beneficio y menor adhesión. Al mismo tiempo, también implicaría un menor costo de procesamiento de la información, lo cual iría en favor de mayor adhesión. Por otro lado, si recibir el beneficio es menos frecuente en el grupo de pares de

¹³ El monto que le corresponde al hogar se calcula mediante una adaptación de la sintaxis de DAES-MIDES (2019).

¹⁴ Esta clasificación aplica a la ECH, ya que en el ELBU solo se relevan capitales departamentales.

los más educados, el costo de estigma sería mayor (Blundell et al., 1988), desincentivando la adhesión. Por lo tanto, el efecto total esperado de esta variable es indeterminado.

Además, tal como se especificó en la Sección Modelo de Análisis, se realiza un grupo de estimaciones incluyendo al ICC, para controlar por el sesgo de selección.

Modelo ampliado

En el modelo ampliado, se mantienen las variables anteriormente descritas y se incluyen nuevas, que buscan aproximar más directamente al estigma, así como otras variables psicológicas y de control social.

En cuanto a las variables de estigma, siguiendo a Zavaleta (2007) se incluyen las preguntas que buscan capturar la vergüenza y humillación experimentadas por los individuos, dimensiones se identifican como centrales en este concepto. El autor plantea que la vergüenza tiene un componente individual, porque la persona emite un juicio sobre sí misma, y un aspecto relacional, ya que es afectado por el juicio del resto o su percepción. En cuanto a la humillación, distingue entre el acto de ser humillado, es decir de ser disminuido en el orgullo, honor o dignidad (dimensión externa); y el sentimiento de humillación propio, que surge de sentirse injustamente degradado o ridiculizado (dimensión interna). La diferencia principal entre la vergüenza y la humillación es el carácter predominantemente individual de la primera frente al carácter social de la segunda. Esto hace que la vergüenza se identifique con el concepto de “estigma de identidad” desarrollado en el Marco Teórico, mientras que la humillación tiene más relación con el “estigma de trato” (Stuber y Schlesinger, 2006).

Partiendo de esta conceptualización, Zavaleta (2007) propone una clasificación de las dimensiones asociadas a la vergüenza y humillación. Dentro de la vergüenza, distingue entre el “estigma de la pobreza” y la “predisposición a la vergüenza”. La primera dimensión refiere a la vergüenza que surge en los individuos específicamente por ser asociados con la pobreza, mientras que la segunda trata de la tendencia general de algunos individuos a sentirse avergonzados ante ciertos eventos negativos. A su vez, la predisposición a la vergüenza sirve como un control al estigma de la pobreza, en el sentido que permite distinguir si la vergüenza que experimentan las personas en una situación de pobreza se debe a su predisposición a ese sentimiento.

En cuanto a la humillación, se distingue entre la experiencia externa e interna. Para la medición de la humillación externa, se proponen indicadores con énfasis en las relaciones interpersonales, que refieren al tratamiento respetuoso, al tratamiento injusto y a la discriminación sufrida. Para la

humillación interna, los indicadores se basan en la historia de humillaciones sufridas por el individuo a lo largo de su vida.

Además de la identificación de dimensiones, en Zavaleta (2007) se proponen preguntas para incluir en encuestas con el fin de captarlas. Algunas de estas preguntas fueron incluidas en los cuestionarios de las olas 3 y 4 de la ELBU, por lo que se utilizan en este trabajo.

Adicionalmente, siguiendo a Kayser y Frick (2000), se incluyen variables de locus de control. El locus de control refiere al grado en el que el individuo percibe que lo que le sucede depende de su comportamiento (control interno), en oposición a que no depende de sus acciones y puede suceder independientemente de ellas (control externo) (Rotter, 1966). La inclusión de esta variable en los modelos de adhesión responde a la hipótesis de que quienes sienten que tienen poco control o poder podrían tender a aceptar de mayor grado la asistencia social que aquellos que piensan que pueden influir en su destino. Para capturar la dimensión del locus de control, Levenson (1981) desarrolla un enfoque multidimensional, en el que distingue 3 escalas relativas al concepto de control: una escala “interna” que captura en qué medida las personas piensan que tienen control sobre sus propias vidas, una escala que mide el grado de poder adjudicado a los demás, y una escala que refiere al rol concedido al azar en los sucesos de la vida de las personas¹⁵. En este marco, y dado que no se cuenta con todas las preguntas referidas a cada una de las escalas, en este trabajo se utilizan las aproximaciones identificadas en Colafranceschi et al. (2018): la percepción de los individuos sobre sí mismos, su poder relativo y su percepción de autoeficacia (capacidad de cumplimiento de los objetivos planteados).

Adicionalmente, se incluye una variable que refiere a la percepción de movilidad que tiene el individuo, en base a la pregunta “¿Usted cree que en Uruguay una persona que nace pobre y trabaja mucho puede llegar a ser rica?”. Se espera que aquellas personas que adjudican la movilidad en términos de ingresos al trabajo sean menos propensas a recibir la prestación.

Por último, de forma de controlar por opiniones específicas sobre el programa, se incorpora una variable basada en la evaluación que hacen los encuestados de las AFAM-PE. La interpretación de esta variable no es sencilla: por un lado, podría pensarse que aquellos que tienen un mejor concepto de las AFAM son más propensos a solicitarla; por otro, la opinión sobre las AFAM podría estar influida por la participación en el programa.

¹⁵ *Internal Scale, Powerful Others Scale y Chance Scale*, respectivamente (Levenson, 1981).

5. Análisis descriptivo

En esta sección se realiza un análisis descriptivo de algunas de las principales dimensiones de este estudio. En primer lugar se discute la elegibilidad para el programa en términos de hogares para las dos fuentes de datos utilizadas. Luego se presenta información respecto a la adhesión al programa dentro del universo de elegibles, también comparando las dos fuentes. Por último, se resume la adhesión para las variables a ser incluidas tanto en el modelo base como en el ampliado, como marco para el análisis econométrico en la Sección 6.

Elegibilidad

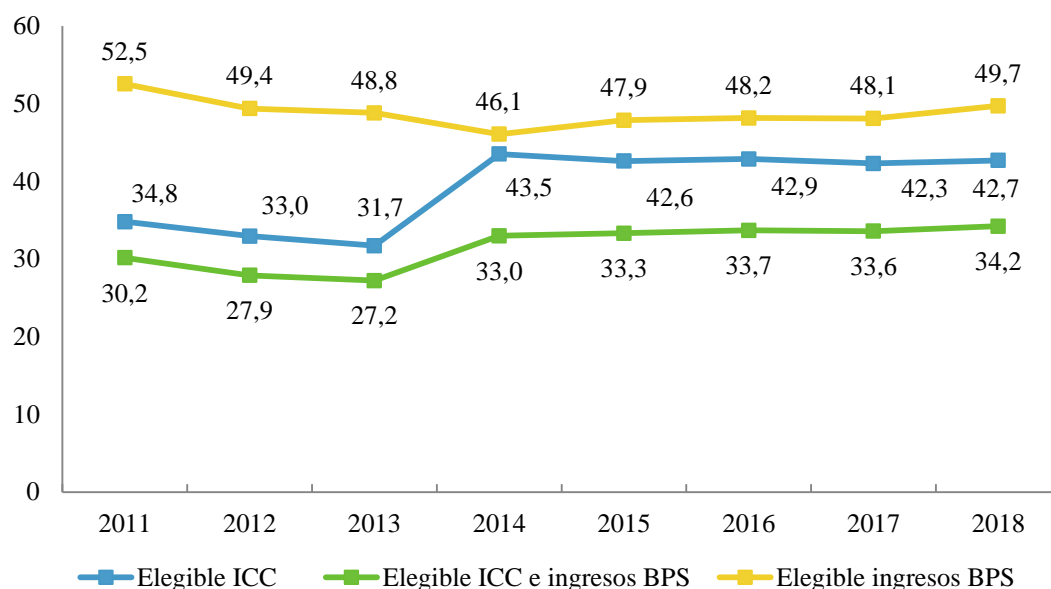
En la Figura 1 se presenta la evolución de los hogares elegibles para recibir AFAM-PE a partir de la ECH para el período comprendido entre 2011 y 2018, con el fin de contextualizar el análisis a realizarse posteriormente para 2011 y 2012. Como ya fue mencionado en la Sección 4, la elegibilidad se determina dentro de los hogares con menores de edad a partir de dos condiciones: en primer lugar, que los hogares no superen un cierto umbral del ICC, y en segundo, que sus ingresos sean inferiores a un tope establecido por BPS.

En cuanto al ICC, se observa que el porcentaje de hogares elegibles según este criterio experimenta un descenso de 2010 a 2013. Esto podría explicarse parcialmente por la mejora en el bienestar de los hogares en el período antedicho: los salarios reales crecieron 36% en el período que va de enero de 2011 a diciembre de 2013¹⁶, y el porcentaje de trabajadores sin cobertura de la seguridad social pasó de 31,7% en 2010 a 25,6% en 2013 (MTSS, 2016), por lo que es probable que los hogares hayan podido mejorar su situación en las dimensiones relevadas por el índice. Por otro lado, los ponderadores del ICC fueron calculados en base a la probabilidad de pertenecer al primer quintil de ingresos en la ENHA 2006, por lo tanto, es posible que a medida que pasen los años empeore su capacidad de reflejar los aspectos correlacionados con estar en ese estrato.

En 2014 la proporción de hogares elegibles aumenta, y luego se mantiene relativamente estable. Esto estaría relacionado con que el ICC se recalculó con la ECH 2011, y el nuevo algoritmo comenzó a ser utilizado en 2014.

¹⁶ En base al índice Medio de Salarios calculado por el INE (<http://www.ine.gub.uy/ims-indice-medio-de-salarios>).

Figura 1. Porcentaje de hogares elegibles para AFAM-PE según criterios de ICC e ingresos BPS



Nota: Porcentajes calculados sobre el total de hogares con menores de edad.
Fuente: Elaboración propia en base a ECH-INE

La descripción anterior está basada en la ECH, por ser esta la única de las dos fuentes utilizadas que es representativa a nivel nacional y que permite analizar la evolución temporal de la elegibilidad. No obstante, interesa también analizar qué sucede en términos de elegibilidad en la otra fuente de datos a utilizarse. En el Cuadro 2 se compara por lo tanto la información de las ECH 2011 y 2012 con la ola 3 del ELBU, que corresponde a los mismos años. Tal como puede verse, se encuentra que el porcentaje de elegibles es mayor en el ELBU respecto a la ECH para todos los criterios utilizados.

Cuadro 2. Porcentaje de hogares con menores de edad elegibles

	Pool 2011/2012	ELBU ola 3
Elegible ingresos BPS	51,0	68,2
Elegible ICC	33,9	43,5
Elegible ICC e ingresos BPS	29,0	40,8

Fuente: Elaboración propia en base a ECH-INE 2010 y 2011 y ELBU ola 3

Este resultado puede explicarse por la diferencia entre la cobertura de ambas encuestas. Como fue señalado anteriormente, el ELBU sobre representa a los hogares con menores ingresos (Colafranceschi et al., 2018; Amarante et al., 2007), entre los cuales la elegibilidad es mayor por ser la población objetivo de la política. Es por esto que se realiza el ejercicio de comparar la ECH y el ELBU según grupos determinados por los ingresos de las ECH 2011 y 2012. Se encuentra así que tomando en cuenta a los hogares que están por debajo de la mediana de ingresos de la ECH, en el

pool 2011/2012 el 55% de los hogares son elegibles, mientras que esta proporción es de 54% en el ELBU (Cuadro A - 1). Esto estaría confirmando que la diferencia en los porcentajes de elegibilidad total entre ECH y ELBU se debe a que en esta última fuente los hogares de mayores ingresos no están representados, pero que en la población de interés (la de menores ingresos) la situación de elegibilidad es parecida.

Este hecho será tenido en cuenta a la hora de interpretar los resultados de los modelos estimados, ya que como el ELBU abarca hogares de menores ingresos respecto a la ECH, es de esperarse que la validez externa de los resultados obtenidos en cada base difiera en función de las diferentes muestras utilizadas.

Adhesión al beneficio

En esta subsección se analiza qué proporción de hogares elegibles reciben AFAM, utilizando la metodología para la selección de beneficiarios en la ECH desarrollada por el MIDES (DAES-MIDES; 2019).

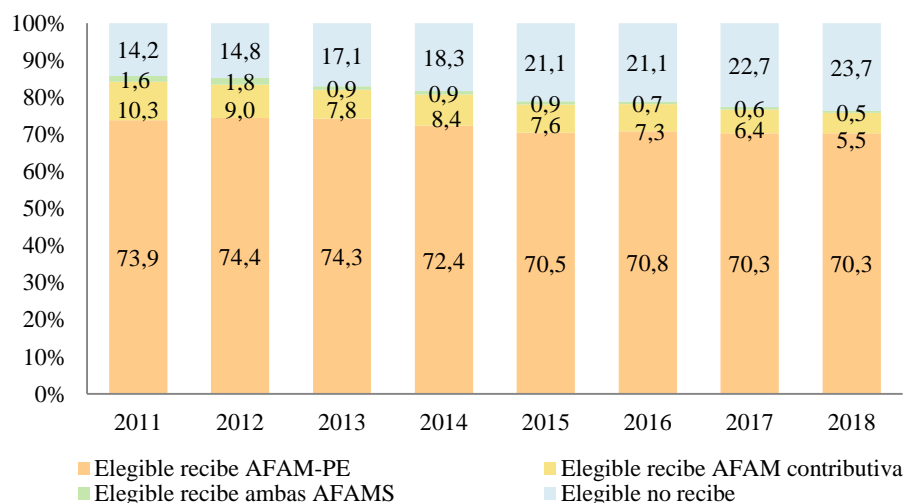
Para que un menor de edad sea beneficiario de AFAM-PE no puede serlo de una AFAM contributiva. Esto no inhabilita a que el hogar pueda recibir AFAM tanto contributiva como no contributiva, siempre y cuando correspondan a distintos beneficiarios. En el ELBU no se pregunta qué tipo de asignación familiar recibe ni la frecuencia de cobro, variable que permite aproximarse a ella. Sin embargo, cerca del 90% de los hogares elegibles para AFAM-PE que reciben alguna AFAM, reciben la correspondiente al Plan de Equidad (Cuadro A - 2). Es por esto que en este trabajo se toma la decisión de considerar como adherentes al beneficio, además de a los hogares que reciben AFAM-PE, a aquellos hogares que siendo elegibles para AFAM-PE no la reciben por ser beneficiarios de alguna AFAM contributiva.

Las AFAM contributivas tienen como beneficiarios a los menores de edad a cargo de trabajadores formales, jubilados y pensionistas del BPS, teniendo como requisito que el núcleo familiar no supere un determinado monto de ingresos y que los menores de edad cumplan con contraprestaciones en aspectos educativos y de salud. Los montos recibidos por los hogares son menores en el caso de las AFAM contributivas respecto a las AFAM-PE (DAES-MIDES, 2015). Asimismo, la cobertura de las AFAM-PE es mayor en los sectores de ingresos bajos de la población, mientras que las AFAM contributivas se destinan a hogares de ingresos promedialmente más altos (Dean y Vigorito, 2015).

Tal como puede observarse en la Figura 2, se encuentra que entre aquellos hogares elegibles para recibir la prestación, un 14% no lo hace en 2011. Esta proporción experimenta un aumento en los años siguientes, alcanzando el 24% en 2018. La evolución señalada parece deberse tanto a una caída de las AFAM contributivas dentro de la población elegible para AFAM-PE, lo cual puede relacionarse con la caída del empleo en este período¹⁷, como a una disminución de los hogares elegibles que reciben AFAM-PE, que puede vincularse a un peor desempeño del instrumento a medida que su uso se aleja del año para el cual fue calculado.

Es importante aclarar que en este análisis descriptivo no se está eliminando del conjunto de elegibles a aquellos hogares que cumplen con los criterios de ICC e ingresos pero no con las condicionalidades exigidas para recibir la prestación, requisito que sí se toma en cuenta al realizar las regresiones econométricas tal como fue discutido en la Sección 3. Asimismo, la elegibilidad puede no estar bien identificada debido a la diferencia entre el momento de recolección de datos para evaluar si a un hogar le corresponde la prestación, y el momento de aplicación de la encuesta. Por ejemplo, un hogar con ICC inferior al umbral puede haber caído por debajo del tope de ingresos en el momento en que se realizó la ECH y por lo tanto figurar como elegible que no recibe, pero haber estado por encima de dicho tope en el mes anterior. Esto es una fuente de posibles errores de medida que está presente en los trabajos de adhesión que utilizan encuestas como bases de datos (Hernanz et al., 2004), y que deberá ser considerada en la interpretación de resultados.

Figura 2. Proporción de adhesión a AFAM dentro de los hogares elegibles para AFAM-PE



Nota: Elegibilidad determinada a partir de ICC y tope de ingresos del BPS.
Fuente: elaboración propia en base a ECH-INE.

¹⁷ La estimación puntual de tasa de empleo del INE pasa de 60,7 en 2011 a 57,2 en 2018, siendo este descenso estadísticamente significativo.

Al analizar el porcentaje de elegibles que reciben AFAM en el ELBU, se observa que éste es mayor respecto a las ECH 2011 y 2012: mientras que en la primera fuente el 90,1% de los hogares elegibles para AFAM-PE reciben alguna AFAM, en la segunda este porcentaje es de 85,5%.

Cuadro 3. Porcentaje de hogares elegibles para AFAM-PE que no reciben ninguna AFAM

	Pool 2011/2012	ELBU ola 3
Recibe	85,5	90,1
No recibe	14,5	9,9
Total	100,0	100,0

Fuente: elaboración propia en base a ECH-INE 2011 y 2012 y ELBU ola 3.

Al igual que en el caso del análisis de la elegibilidad, esto se podría deberse a la subrepresentación en ELBU de los mayores ingresos. Sin embargo, al realizar el análisis por decil de ingresos de la ECH, se encuentra que la proporción de elegibles que reciben sigue siendo algo menor en la ECH respecto a ELBU (Cuadro A - 3). Es posible entonces que la diferencia se deba a que el ELBU se concentra en hogares con más menores de edad, cuya adhesión es mayor por ser los destinatarios del programa.

Adhesión según características

En esta sección se comentan algunos resultados descriptivos referidos a las características que se vinculan a la adhesión. Con el objetivo de que este análisis sea comparable con el econométrico, se definen las muestras de manera consistente. En este caso para definir elegibles, además de la consideración del umbral del ICC y el tope de ingresos que habían sido tenidos en cuenta hasta el momento, se toma como requisito para la elegibilidad que por lo menos un menor del hogar asista al sistema educativo. Tal como puede observarse en el Cuadro 4, la introducción de esta condición prácticamente no modifica el porcentaje de hogares elegibles.

Cuadro 4. Comparación entre porcentaje de hogares elegibles incluyendo como criterio la asistencia al sistema educativo

	Pool 2011/2012	ELBU ola 3
Elegible ICC e ingresos BPS	29,0	40,8
Elegible ICC, ingresos BPS y asistencia a sistema educativo	28,2	40,0

Nota: Porcentajes calculados sobre el total de hogares con menores de edad.
Fuente: elaboración propia en base a ECH-INE 2011 y 2012 y ELBU ola 3.

En el Cuadro 5 se presentan las estadísticas descriptivas de las variables del modelo base para la ola 3 del ELBU. A su vez, en el Cuadro A - 4, se realiza el cálculo para el *pool* de las ECH 2011 y 2012. De forma de que los no elegibles sean más comparables entre ambas encuestas, en la ECH se consideran solo los hogares en los que hay algún menor de edad.

El Cuadro 5 muestra en primer lugar que, como es esperable, la proporción de hogares que tienen 3 o más menores de edad es menor para los no elegibles respecto a los elegibles. A su vez, dentro de estos últimos, 74,2% de los que reciben AFAM-PE tienen 3 o más menores de edad, proporción que es de 58,7% para los que no acceden a la prestación. Esta variable muestra una de las principales diferencias respecto a la ECH, en la cual 44,7% de los hogares que reciben la prestación tienen 3 o más menores de edad, mientras que 22,2% de los elegibles que no reciben se encuentran en dicha situación.

En cuanto a la adhesión por departamento, se encuentra que los que reciben la transferencia se dividen equitativamente entre Montevideo y el interior, mientras que entre los hogares elegibles que no reciben la prestación, la mayoría se encuentra en Montevideo. De todos modos, este último resultado debe relativizarse teniendo en cuenta el sesgo de desgranamiento, que implica que los hogares de Montevideo perdieron participación de la ola 1 a la 3 (Failache et al., 2017). En la ECH, la situación es diferente: de los elegibles solamente alrededor del 30% reside en Montevideo. Esta es otra gran diferencia entre las muestras de la ELBU y la ECH que deberá ser tomada en cuenta a la hora de interpretar los resultados.

La mayor proporción de hogares con jefatura afrodescendiente se encuentra entre los hogares que reciben la prestación (17,5%), seguido por los elegibles que no la reciben (13,1%), mientras que entre los no elegibles este porcentaje es significativamente inferior (7,9%). Otro resultado interesante es que, de los hogares elegibles que reciben AFAM, aproximadamente un 23% son monoparentales, porcentaje que es de 13% entre los elegibles que no reciben, y de 19% para los no elegibles. Esto podría ir en el sentido de que la necesidad es mayor para los hogares que tienen un solo adulto que pueda generar ingresos, a la vez que la percepción de estigma podría ser menor cuando hay más integrantes dependientes. Cabe aclarar que para confirmar esta hipótesis es necesario controlar por otros factores correlacionados.

Por otro lado, en cuanto al nivel educativo del hogar, se consideran 2 casos: cuando el clima educativo¹⁸ es menor a 7 años, y cuando supera o iguala dicho número de años. Puede verse que la proporción de hogares en la categoría de mayor educación es aproximadamente el doble para los

¹⁸ Promedio de años de educación formal aprobados por los adultos del hogar.

hogares no elegibles respecto a los elegibles. Entre los elegibles, la proporción de hogares con un promedio mayor de educación es de 42% para los que no reciben la prestación, contra 38% para los que sí lo hacen.

Por último, la proporción de hogares propietarios de la vivienda en la que residen es de 66% para los no elegibles, mientras que ronda el 47,5% para los elegibles independientemente de si reciben la prestación.

Cuadro 5. Porcentaje de hogares por variables del modelo base según elegibilidad y recepción de AFAM-PE

	Elegible recibe	Elegible no recibe	No elegible
Cantidad de menores en el hogar			
Hogares con 2 menores o menos	25,8	41,3	81,1
Hogares con 3 menores	74,2	58,7	18,9
Zona Geográfica			
Montevideo	49,3	55,0	48,0
Interior	50,7	45,0	52,0
Ascendencia del jefe de hogar			
Jefe no afrodescendiente	82,5	86,9	92,1
Jefe afrodescendiente	17,5	13,1	7,9
Tipología familiar			
No monoparental	77,5	87,0	80,4
Monoparental	22,5	13,0	19,6
Años de educación			
Menos de 7	62,5	57,9	21,0
7 o más de 7	37,5	42,1	79,0
Propiedad de la vivienda			
No propietario	52,9	52,2	34,3
Propietario	47,1	47,8	65,7

Nota: Elegibilidad determinada a partir de ICC, tope de ingresos del BPS y asistencia al sistema educativo
Fuente: elaboración propia en base a ELBU ola 3

Adicionalmente, en el Cuadro A - 5 se observan las variables definidas en ELBU e incorporadas al modelo ampliado, que intentan aproximar el estigma y otros aspectos psicológicos y sociales.

Puede verse que hay algunas dimensiones en las que la diferencia entre los tres subgrupos analizados es mayor. En la dimensión vergüenza, la proporción de hogares que reciben la transferencia que opinan que la gente no pobre hace sentir mal a la gente pobre es de 70%, mientras que en el caso de los elegibles que no adhieren es de 66%, y de 55% para los no elegibles. Es decir, aquellos que están en peor situación socioeconómica perciben un mayor estigma asociado a la pobreza, y este es algo mayor incluso para quienes reciben AFAM-PE. Es necesario tomar en cuenta que en esta encuesta las preguntas de opinión tienen en general un porcentaje de no respuesta

más elevado que el resto y además, en esta caso particularmente, este no se distribuye uniformemente entre categorías: hay 7,3% de los no elegibles que no contestan, proporción que es de 3,9% para los que reciben la prestación y de 6,1% para los que no la reciben. Adicionalmente, resulta llamativo respecto a esta pregunta que cuando se realiza en primera persona (“me sentiría avergonzado de ser pobre o me sentiría avergonzado de que alguien en mi familia fuese pobre”) la respuesta afirmativa ronda entre el 2% y el 4%. Es decir, las personas tienden a reconocer el estigma de la pobreza en terceros, pero no en sí mismos. Esto se da tanto para los elegibles como para los no elegibles. El mayor reconocimiento de la existencia de estigma cuando se pregunta en tercera persona no es exclusivo de este trabajo (ver por ejemplo Baumberg [2015]), y podría estar dando cuenta de un problema del instrumento.

Por otra parte, entre los elegibles, la predisposición a la vergüenza¹⁹ es mayor para los que reciben AFAM respecto a los que no lo hacen (27% y 23%, respectivamente). Para los no elegibles, este porcentaje es de 19%. Asimismo, observando las variables referidas a la humillación, es mayor el porcentaje de encuestados que declaran que la gente no los trata con respeto, que la gente los trata injustamente o que se han sentido discriminados en los últimos 3 meses en los hogares que reciben la transferencia.

En cuanto al locus de control, puede verse en las preguntas sobre quién contribuirá más a un cambio en su vida y en qué posición relativa de poder se autopercibe²⁰, que quienes tienen locus interno son en mayor proporción los no elegibles, seguidos por los elegibles no beneficiarios, y por último por los que obtienen la transferencia. Respecto a la afirmación de que todo está determinado mayormente por uno mismo o hacemos nuestro destino, también son los elegibles no beneficiarios quienes tienen locus interno en mayor medida.

Como se ha visto, en general los elegibles no beneficiarios se comportan de manera más parecida a los no elegibles que a los que reciben AFAM. Sin embargo, esto no sucede en la pregunta sobre si cree que una persona pobre puede llegar a ser rica trabajando mucho, en la que los beneficiarios de AFAM y los no elegibles responden que sí en niveles similares y superiores a los elegibles que no reciben. Lo mismo sucede en la pregunta de cómo evaluaría las AFAM; los que hacen uso del programa y los no elegibles evalúan el programa negativamente en mayor proporción que los elegibles que no son beneficiarios.

¹⁹ Esta variable se construye a partir de las dimensiones identificadas por Zavaleta (2007), contenidas en la pregunta e27 de la tercera ola del ELBU. Se considera que existe predisposición a la vergüenza cuando el encuestado responde "siempre o casi siempre" o "frecuentemente" a alguna de las preguntas e27a-e27j (Ver detalle de construcción en Cuadro B 2).

²⁰ Esta variable se construye a partir de la pregunta e8a (Ver detalle de construcción en Cuadro B 2).

El análisis descriptivo presentado hasta el momento y en particular las características diferenciales de los que reciben y no reciben AFAM siendo elegibles da indicios a favor de algunas de las relaciones desarrolladas en el Marco Teórico. Esto en particular se encuentra en las variables que abordan aspectos **socioculturales y psicológicos**. El análisis econométrico permitirá abordar de manera más comprensiva y contrastar las hipótesis principales de este controlando por otros factores.

6. Resultados del modelo econométrico

En este apartado se presentan los resultados de las estimaciones del modelo *probit*, en su versión de base y ampliada de acuerdo a lo presentado en la Sección 4. El modelo base de la probabilidad de recibir AFAM dado que se es elegible para AFAM-PE se estima para un pool de los años 2011 y 2012²¹ de la ECH y para la ola 3 del ELBU. En el caso del modelo ampliado, se incluyen variables que sólo están disponibles en el ELBU, por lo cual se estima solamente en esta base.

Es importante aclarar que la variable dependiente no refiere exclusivamente la adhesión primaria, ya que no se observa si solicitó la prestación, sino solamente si la recibe. Sin embargo, el análisis de otras fuentes indica que la proporción de hogares que solicitan la prestación y no la reciben es pequeña. En el Cuadro 6 se analizan los hogares elegibles para recibir AFAM-PE con base en una encuesta llevada a cabo a partir de un convenio entre el INE, el MIDES y la Udelar²², que tiene la particularidad de que además de preguntar por la recepción del beneficio, consulta sobre si lo solicitó. Puede observarse que de los hogares elegibles, tan solo un 2% solicitó la prestación y no la recibió. Por lo tanto, se considera que la interpretación de los resultados en la ECH y el ELBU puede hacerse en el sentido habitual de la literatura.

Cuadro 6. Hogares elegibles por ICC según cobro y solicitud de AFAM

	Casos	Proporción
Cobra AFAM-PE	24.412	77
Cobra AFAM contributiva	3.426	11
No cobra ninguna AFAM y no solicitó	3.514	11
No cobra ninguna AFAM y solicitó	548	2
Total	31.900	100

Fuente: Panel INE-MIDES-IECON 2010

²¹ Se seleccionan estos años por ser los relevados en la ola 3 del ELBU.

²² Esta encuesta se realiza a los hogares que componen el 15% de menores ingresos entrevistados por la ECH 2010.

Modelo base

En este apartado se presentan los resultados de la estimación del modelo base²³. El Cuadro 7 contiene los efectos marginales²⁴ del modelo *probit* de la probabilidad de recibir AFAM siendo elegible para AFAM-PE, evaluados en un hogar no monoparental con 3 o más menores en Montevideo, sin jefatura afrodescendiente y con un clima educativo mayor o igual a 7 años. El hogar no es propietario de la vivienda en que reside, y el resto de las variables están evaluadas en la media. La primera columna corresponde al pool de la ECH 2011/2012, mientras que en la segunda se restringe la muestra de la ECH a los departamentos y localidades correspondientes a las capitales departamentales relevadas en el ELBU²⁵. La tercera columna corresponde a la estimación en la ola 3 de ELBU. Es necesario recordar que los efectos identificados no tienen una interpretación causal, sino que refieren a correlaciones entre las variables explicativas y la adhesión al beneficio.

Se observa que, en términos generales, las variables significativas y sus signos son coherentes con lo encontrado en la literatura previa. La proporción del beneficio en los ingresos totales del hogar se correlaciona positivamente con la probabilidad de adhesión, aunque esta relación es de mayor magnitud y significativa a un mayor nivel en la ECH a nivel de todo el país respecto a la ECH restringida y el ELBU. La interpretación del efecto marginal de esta variable debe hacerse cuidadosamente, ya que es continua y su recorrido va de 0 a 1. Por lo tanto, el efecto marginal de 0,28 implica que un aumento de 1 punto porcentual en la proporción del beneficio en los ingresos totales (evaluado en su media y en los valores ya especificados del resto de las variables) incrementa la probabilidad de adhesión en 0,28%. En el caso del ELBU, este incremento es tan solo de 0,095%. Una posible explicación a este efecto diferencial es que el ELBU representa hogares más pobres, que podrían ser menos sensibles al monto del beneficio por su situación de mayor necesidad.

Por otro lado, la presencia de menores en el hogar aumenta la probabilidad de adhesión, en línea con la hipótesis de una mayor duración esperada del beneficio en estos casos, así como un menor estigma en la medida que existe una mayor percepción de “merecimiento” cuando los beneficiarios son niños. Para la ECH, este efecto es significativo al 1% tanto para los hogares de 3 menores o más, mientras que en ELBU solo es significativo al 10%. Esto probablemente tenga que ver con la diferencia en la población captada entre la ECH y ELBU: mientras que en la primera proporción de

²³ La descripción detallada de las variables incluidas puede consultarse en el Cuadro B - 1.

²⁴ Los coeficientes del modelo se encuentran en el Cuadro C- 1.

²⁵ Es importante aclarar que esto no implica que ambas bases sean comparables, ya que el ELBU tiene como diferencia con la ECH, además de la cobertura geográfica, que es representativa de los hogares que en 2004 tenían un menor en primero de escuela pública.

hogares elegibles con 3 o más menores es de 40% aproximadamente, en el ELBU el porcentaje respectivo es de 68%.

En cuanto a la región del hogar, residir en el interior del país no tiene efectos significativos en el ELBU, pero aumenta la probabilidad de adhesión en la ECH. Esto se contradice con el signo negativo esperado, vinculado al mayor estigma en las regiones pequeñas, que a su vez fue el encontrado por Burdín y Melo (2009) para el PANES. La explicación de esta diferencia relacionarse con características propias del diseño de las AFAM-PE: en primer lugar, al tomarse los hogares pertenecientes al primer quintil de ingresos a nivel de país, se incluyen más que el 20% de los hogares del interior (considerando que el nivel de ingresos es mayor en Montevideo). En segundo lugar, el despliegue territorial del MIDES²⁶ puede implicar que el acceso a las agencias de beneficio sea más sencillo en localidades pequeñas, más que contrarrestando el efecto del estigma. El hecho de que en el ELBU la variable no sea significativa debe ser interpretado tomando en cuenta los problemas del panel para el seguimiento de los hogares del interior señalados en Failache et al. (2017).

Que el hogar tenga jefe afrodescendiente resulta positivo y significativo al 5% en la muestra completa de la ECH, y significativo al 10% en la muestra reducida. En tanto, en el ELBU esta variable no resulta significativa. Una hipótesis para explicar este resultado es que el efecto de ser afrodescendiente en el estigma opera más en comunidades pequeñas (excluidas tanto de la muestra restringida como de ELBU) que en localidades más numerosas.

Los hogares monoparentales no presentan diferencias significativas en la adhesión respecto a los no monoparentales. Esto se contradice con gran parte de la literatura previa, incluyendo a Burdín y Melo (2009), quienes encuentran que los hogares monoparentales tienen mayor probabilidad de adhesión al PANES que el resto de configuraciones. Para explorar esta diferencia se prueba incluyendo otra tipología de hogar basada en Ullmann, Maldonado y Nieves (2010). Dichos autores identifican que en América Latina en los últimos años se produjo un crecimiento de los hogares unipersonales, una caída de los nucleares biparentales y un crecimiento de los monoparentales con jefatura femenina, y que estos cambios no fueron uniformes a nivel de estrato socioeconómico. Es así que en el primer quintil de ingresos el porcentaje de hogares biparentales experimento una caída menor que en el resto de la población, siendo esta categoría la que agrupa mayor proporción de hogares pobres. Dado que las AFAM-PE se dirigen a los hogares con menores ingresos, una

²⁶ Ver por ejemplo informes departamentales en <http://www.sistemadecuidados.gub.uy/5491/informes-de-programas-del-mides-en-el-territorio>

hipótesis sobre la no significatividad de la monoparentalidad del hogar es que se deba a que el grupo con el que se compara incluye a los hogares biparentales.

Se estima por lo tanto el modelo base incluyendo como tipología, además de los hogares monoparentales, a los hogares biparentales. Tal como puede observarse en el Cuadro C- 2, que el hogar sea biparental se correlaciona positivamente con la adhesión al beneficio. Además, al incluir esta variable, que el hogar sea monoparental pasa a ser significativo con coeficiente también positivo. Una posible explicación de este cambio es que al incluir a los hogares biparentales además de los monoparentales, la categoría omitida pasa a ser la que contiene a todos los hogares extendidos (dado que se están considerando hogares con menores de edad). Estos hogares extendidos cuentan con la presencia de más adultos para hacerse cargo de los menores, dando al hogar mayores posibilidades de inserción en el mercado laboral respecto a los hogares biparentales y monoparentales.

En cuanto a la tenencia de la vivienda, no se encuentran efectos significativos de que el hogar sea propietario para la muestra completa de la ECH ni para el ELBU. Sin embargo, en el caso de la ECH restringida, la propiedad del hogar se correlaciona positiva y significativamente con la adhesión. Esto resulta llamativo dado que estos hogares tendrían un mayor potencial de ingresos respecto a los no propietarios, por lo cual es un resultado a seguir explorando.

La inclusión de la variable ICC no tiene fines interpretativos, sino que se incorpora para controlar por el sesgo de selección que surge de elegir la muestra en base al puntaje de dicho índice. Sin embargo, siendo creciente con las carencias del hogar, resulta razonable que esté correlacionado positivamente con una mayor adhesión.²⁷

²⁷ La otra variable que determina la inclusión en la muestra, que es el ingreso per cápita formal del hogar controlado por el BPS, no se incluye en la estimación, ya que: i) la identificación de los ingresos laborales es limitada, y lo es aún más cuando se considera la condición de formalidad del hogar, ii) el porcentaje de hogares elegibles por ingresos formales es muy elevado, por lo que su aporte a la selección en la muestra es muy pequeño, iii) la variable de ingresos formales tiene una alta correlación con otras variables del modelo, particularmente el ICC y la proporción del beneficio en los ingresos totales, afectando las estimaciones.

Cuadro 7. Modelo base: efectos marginales de probit de la probabilidad de recibir AFAM siendo elegible

Variables	Pool ECH 2011/2012	Pool ECH 2011/2012 restringido	ELBU ola 3
ICC	0,150*** (0,0283)	0,106*** (0,0371)	0,0842 (0,0747)
Proporción del beneficio	0,281*** (0,0933)	0,268** (0,129)	0,0954** (0,0481)
3 o más menores en el hogar	0,103*** (0,00994)	0,114*** (0,0144)	0,0498 (0,0333)
Interior urbano (más de 5.000 habitantes)	0,0260*** (0,00679)	0,0349*** (0,00899)	0,0144 (0,0219)
Interior urbano (menos de 5.000 habitantes)	0,0244** (0,0109)		
Interior rural	0,0335*** (0,0102)		
Monoparental	-0,00976 (0,00924)	-0,00735 (0,0132)	0,0322 (0,0267)
Jefe afrodescendiente	0,0167** (0,00789)	0,0189* (0,0107)	0,0257 (0,0259)
7 o más años de educación	0,00461 (0,00651)	0,00530 (0,00966)	-0,00523 (0,0247)
Propietario	0,0101 (0,00646)	0,0216** (0,00912)	0,00179 (0,0235)
Observaciones	10.176	4.297	826

Errores estándar robustos entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nota: Efectos marginales evaluados en *3 o más menores en el hogar*=1, *Montevideo*=1 (omitida), *Interior urbano (más de 5000 hab.)*=0, *Interior rural (menos de 5000 hab.)*=0, *Interior rural*=0, *Jefe afrodescendiente*=0, *Monoparental*=0, *7 o más años de educación*=1, *Propietario*=0. Variables continuas evaluadas en su media (*ICC*=0,50 y *Proporción del beneficio*=0,08 en ECH y ECH restringida, *ICC*= 0,48 y *Proporción del beneficio*=0,38 en ELBU).

Fuente: Elaboración propia en base a ECH-INE 2010 y 2011 y ELBU ola 3

Modelo ampliado

Se presentan en este apartado las estimaciones del modelo ampliado en la ola 3 del ELBU, en el que se busca analizar variables referidas a aspectos socioculturales y psicológicos. De las variables presentadas en la Sección 5, por razones de parsimonia se seleccionan algunas para ser utilizadas, cuyo detalle puede consultarse en el Cuadro B - 2. En la dimensión vergüenza, se incluyen dos variables, una que busca recoger el grado de estigma a la pobreza y otra que trata de medir la predisposición a la vergüenza. En cuanto a la dimensión de humillación, se incluyó la variable referida a discriminación, por considerarse un aspecto interesante a analizar de manera separada, así como por su baja tasa de no respuesta. Respecto al locus de control, se incorporan 3 variables que buscan aproximar distintos aspectos del mismo, relacionados con la eficacia para el logro de los objetivos planteados, la percepción de los encuestados sobre sí mismos, y la posición de poder en la

que se perciben. Asimismo, se incluyen las variables que refieren a la percepción de oportunidades de movilidad social, así como a la evaluación que hacen del programa de AFAM.

Se estiman 6 modelos *probit* de la probabilidad de adherir siendo elegible. En el primero, se agrega al modelo básico las variables referidas al estigma de la pobreza; en el modelo 2, se añaden las relativas a la predisposición a la vergüenza y a la discriminación; en el modelo 3, se incorporan variables correspondientes al locus de control; en 4, se agrega una variable que busca recoger la percepción de movilidad social de las personas, y en el modelo 5, la opinión de las personas respecto a AFAM-PE. Finalmente, el modelo 6 agrega todas las variables anteriores.

En el Cuadro 9 se presentan los efectos marginales de los anteriores modelos, pudiéndose observar los coeficientes en el Cuadro C- 3. Las variables que forman parte del modelo base están evaluadas en los mismos valores que en la sección anterior. El resto de las variables se evalúan en su moda.

En cuanto a las variables que estaban incluidas en el modelo base, puede observarse que el coeficiente asociado a la proporción del beneficio continua siendo positivo y significativo en el modelo ampliado, y lo mismo sucede con el efecto marginal, que se mantiene en torno al 0,0009%. La variable que indica si el hogar cuenta con 3 o más menores de edad también mantiene su coeficiente positivo y significativo en todas las especificaciones del modelo ampliado, con excepción de la especificación 4. En cuanto a los efectos marginales su magnitud es estable, y al igual que en el modelo base, no resultan significativos en los puntos donde están evaluados.

Respecto a las variables que buscan recoger las dimensiones socioculturales y psicológicas, si bien, tal como se mostró en la Sección 5, la proporción de hogares que declaran sufrir estigma de la pobreza, predisposición a la vergüenza y discriminación es mayor entre los que reciben la prestación respecto a los que no lo hacen, al controlar por las variables demográficas, el efecto no resulta significativo (Modelos 1 y 2). En el caso de las variables del locus de control sucede lo mismo: la relación deja de observarse cuando se incorporan controles (Modelo 3). Al introducir la variable que busca medir la percepción de oportunidades de movilidad social, puede verse que quienes perciben que estas son mayores, tienen más probabilidad de adhesión, siendo esta variable significativa al 10% (Modelo 4). Este resultado podría explicarse en la medida que aquellos individuos que piensan que existe la posibilidad de movilidad social ascendente, pueden adherir al programa si consideran que puede contribuir a la mejora de su situación, mientras que las personas que creen que independientemente de su esfuerzo no podrán acceder a mayores ingresos, podrían no estar dispuestos a asumir los costos asociados a la postulación. Es necesario considerar que la

dirección de esta relación también podría ser la contraria, si el programa tiene como efecto un mayor optimismo de los participantes en sus posibilidades de movilidad social.

En el Modelo 5, se agrega la pregunta de evaluación de las AFAM, encontrándose que esta variable no es significativa. Sin embargo, si se introduce al modelo una variable dicotómica que indica la no respuesta²⁸, se encuentra que los que evalúan el programa como bueno o muy bueno tienen menor probabilidad de adherir. Esto puede estar indicando que la variable de evaluación no es un determinante de la adhesión, sino un resultado de la misma.

Finalmente, en el modelo que se incluyen todas las variables, de las agregadas, solamente la de percepción de movilidad es significativa.

Tal como se desarrolló, las variables socioculturales y psicológicas incluidas en el modelo ampliado no tuvieron, en general, el efecto esperado. Hay varios motivos por los cuales esto puede suceder. En primer lugar, es posible que estos aspectos no se correlacionen con la adhesión a AFAM-PE. Sin embargo, la naturaleza de los datos utilizados en el ELBU podría también ser relevante. En esta línea, es de notar que ya en el modelo base hay menos variables significativas en el ELBU respecto a la ECH, y aquellas que lo son tienen efectos marginales asociados de menor magnitud. Esto probablemente se relacione con que la muestra del ELBU es representativa de hogares de menores ingresos y con mayores privaciones, donde la adhesión es mayor y las características son más homogéneas, así como con el tamaño reducido de la muestra. Las diferencias en las muestras y los resultados obtenidos en la ECH y en el ELBU permiten pensar que la falta de significación de las variables del modelo ampliado en esta última base no es extrapolable a la totalidad de hogares elegibles.

Por otro lado, pueden existir problemas en los instrumentos que buscan medir las dimensiones socioculturales y psicológicas. Por ejemplo, una posibilidad es que haya una subdeclaración del estigma, en la medida que “la admisión del estigma es en sí misma estigmatizante”²⁹ (Taylor-Gooby [1976], citado en Baumberg [2015]). Un indicio a favor de este argumento es la diferencia en los niveles de estigma reportados según se pregunte para que el encuestado responda en primera o tercera persona.

Por último, tal como se señaló en la Sección 4, el modelo estimado no está exento de limitaciones metodológicas. En particular, es posible que haya problemas de endogeneidad relacionados a la simultaneidad de las decisiones relativas a aspectos que hacen que el hogar sea (o no) elegible, y de

²⁸ Este control se realizó para el resto de las especificaciones, no encontrándose efectos significativos en otros casos.

²⁹ Traducción propia.

participación en el programa. Si bien se aplican algunas estrategias que apuntan a superar estos problemas, sobre todo en la Sección siguiente, no puede descartarse que las estimaciones se vean afectadas por problemas de endogeneidad.

Cuadro 8. : Modelo ampliado: efectos marginales de probit de la probabilidad de recibir AFAM siendo elegible

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ICC	0,0811 (0,0724)	0,0809 (0,0735)	0,0577 (0,0607)	0,0896 (0,0867)	0,0889 (0,0795)	0,0612 (0,0763)
Proporción del beneficio	0,0909** (0,0456)	0,0914** (0,0461)	0,0782* (0,0413)	0,117** (0,0568)	0,0976* (0,0516)	0,0993* (0,0524)
3 o más menores en el hogar	0,0478 (0,0321)	0,0490 (0,0329)	0,0420 (0,0279)	0,0566 (0,0374)	0,0537 (0,0353)	0,0537 (0,0349)
Interior	0,0132 (0,0209)	0,0141 (0,0217)	0,0131 (0,0174)	0,0195 (0,0254)	0,0130 (0,0235)	0,0182 (0,0231)
Jefe afrodescendiente	0,0227 (0,0251)	0,0228 (0,0256)	0,0202 (0,0199)	0,0340 (0,0295)	0,0260 (0,0281)	0,0289 (0,0251)
Monoparental	0,0299 (0,0260)	0,0304 (0,0266)	0,0242 (0,0206)	0,0401 (0,0309)	0,0351 (0,0287)	0,0331 (0,0273)
7 o más años de educación	-0,00422 (0,0235)	-0,00422 (0,0240)	-0,00549 (0,0198)	-0,00890 (0,0289)	-0,00409 (0,0261)	-0,00780 (0,0250)
Propietario	0,00196 (0,0224)	0,00244 (0,0229)	-0,000891 (0,0185)	0,00551 (0,0264)	-0,000579 (0,0255)	-0,000312 (0,0234)
Estigma pobreza	0,0181 (0,0263)	0,0177 (0,0266)				0,0179 (0,0261)
Vergüenza		0,00569 (0,0269)				0,00274 (0,0286)
Discriminación						0,00681 (0,0295)
Control del individuo			0,0282 (0,0229)			0,0333 (0,0274)
Poder			-0,0187 (0,0240)			-0,0269 (0,0306)
Cambios			-0,0137 (0,0204)			-0,0167 (0,0254)
Percepción de movilidad				0,0431* (0,0235)		0,0399* (0,0221)
Evaluación de las AFAM					-0,0318 (0,0213)	-0,0311 (0,0209)
Observaciones	826	826	826	826	826	826

Errores estándar robustos entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU ola 3

Nota 1: Efectos marginales evaluados en 3 o más menores en el hogar=1, Montevideo=1 (omitida), Interior urbano (más de 5000 hab.)=0, Interior rural (menos de 5000 hab.)=0, Interior rural=0, Jefe afrodescendiente=0, Monoparental=0, 7 o más años de educación=1, Propietario=0, estigma_pobreza=1, vergüenza=0, discriminación=0, control_indiv=1, poder=0, cambios=0, ev_afam=1, mov=0. Variables continuas evaluadas en su media.

Nota 2: En las variables del modelo ampliado que tienen casos de no respuesta, los mismos quedan incluidos en el 0, luego de realizarse pruebas introduciendo variables dicotómicas para indicar la no respuesta de forma separada, sin obtenerse resultados estadísticamente significativos.

7. Robustez

Sensibilidad al ICC

Tal como fue explicitado en la Sección 4, el ELBU no cuenta con todas las variables necesarias para el cómputo del ICC, por lo que se realizó una aproximación al índice. De manera de contrastar si la imputación afecta los resultados, se estiman modelos considerando un ICC 10% inferior (criterio más exigente) y uno 10% superior (criterio menos exigente). Este ejercicio también se realiza para la ECH, de forma de analizar qué tan sensibles son los resultados al valor del ICC. En el Cuadro D - 3 se presentan los efectos marginales evaluados en los mismos valores que en la sección anterior, pudiéndose consultar los coeficientes en el Cuadro D - 1 y el Cuadro D - 2. Puede observarse que, tal como es de esperar, el efecto marginal de la variable de ICC es mayor cuanto más exigente es el umbral considerado, siendo el coeficiente significativo solo en la ECH. Los efectos marginales asociados a la proporción del beneficio son similares para los 3 umbrales, tanto en la ECH como en ELBU. Lo mismo sucede con la variable que indica si hay 3 o más menores en el hogar, que tiene coeficientes asociados positivos y significativos en ambas bases, si bien en el ELBU el efecto marginal solo resulta significativo cuando se considera el modelo menos exigente. Las variables geográficas no presentan variaciones importantes en el valor de sus efectos marginales, ni en su signo o significación.

En la ECH, las variables monoparental y jefe afrodescendiente presentan un comportamiento distinto en el modelo base respecto a los 2 en los que se transformaron los umbrales del ICC. El coeficiente de la variable monoparental es positivo y significativo en los modelos con el ICC modificado, pero no en el modelo base. Contrariamente, el coeficiente asociado a la variable jefe afrodescendiente es positivo y significativo en el modelo base, pero no es significativo en los otros dos casos. Esto se mantiene al incluir la variable biparental en los modelos, así como al incluir una interacción entre las variables monoparental y afrodescendiente. Este resultado es llamativo y podría explorarse la posibilidad de que esté indicando que ambas variables son relevantes para los hogares que están en el margen de entrada al programa.

Se realiza el mismo ejercicio variando el umbral del ICC, pero considerando el modelo ampliado (coeficientes en el Cuadro D - 4 y efectos marginales el Cuadro D - 5). Puede observarse que no hay cambios importantes en la significación ni coeficientes de las variables, lo cual estaría dando la

pauta de que los supuestos utilizados para aproximar el ICC no afectan en lo sustantivo a los resultados obtenidos.

Simultaneidad de la decisión de asistencia al sistema educativo y participación en el programa

Tal como se adelantó en la Sección 4, una debilidad del modelo es que al considerar como elegibles solamente a aquellos hogares con menores que asisten al sistema educativo, se está suponiendo independencia entre las decisiones de escolarización y de participación en el programa. Es esperable que esto represente un problema en mayor medida en el caso de los hogares que solo tienen menores en edad de asistir al liceo, dada la universalidad de la asistencia a primaria en Uruguay. Bérgholo et al. (2016) encuentran evidencia en este sentido en su estudio de impacto de las AFAM-PE. En dicho trabajo, no se halla impacto del programa en la asistencia a educación primaria, mientras que el efecto que se encuentra en la educación secundaria es pequeño. Por lo tanto, a modo de evaluar la robustez de las estimaciones realizadas en este trabajo, se restringe el modelo a los hogares con menores de 12 años. Como es esperable que los problemas de endogeneidad descritos anteriormente no estén presentes en gran medida en este segmento de hogares, la obtención de resultados similares al modelo sin restringir contribuiría a la confianza en la validez de las estimaciones realizadas.

En el Cuadro D - 7 puede verse para la ECH, en la primera columna, los efectos marginales³⁰ correspondientes a la estimación del modelo ampliado tomando a todos los hogares elegibles, y en la segunda, tomando sólo a los hogares con integrantes menores de 12 años. La variable proporción del beneficio es significativa en ambas especificaciones. Sin embargo, para el caso de la segunda especificación, el efecto marginal de esta variable es menor. Es así que mientras que para un hogar con una proporción del beneficio en el ingreso total de 8,3% y todas las variables evaluadas en los puntos ya especificados, un aumento de la proporción en un punto porcentual (es decir, un pasaje de 8,3% a 9,3%) representa un aumento en la probabilidad de recibir el beneficio de 0,28%. En el caso de los hogares con menores de 12 años, la proporción promedio del beneficio sobre el ingreso total es prácticamente igual (8,2%), pero el efecto marginal de un aumento de un punto porcentual incrementa la probabilidad de adhesión en 0,41%. Por otro lado, un hogar con 3 o más menores tiene una probabilidad 10,3% mayor de adhesión respecto a un hogar con 2 o menos en el modelo completo, pero en el modelo restringido, esta probabilidad es 8,5% superior. Algo llamativo es que el coeficiente asociado a que el hogar sea monoparental es significativo y negativo en el modelo de hogares con menores de 12 (si bien el efecto marginal donde está siendo evaluado no es significativo). Esto, al igual que lo encontrado en la Sección 6, tiene que ver con la importancia de

³⁰ Los coeficientes pueden consultarse en el Cuadro D - 6.

la configuración biparental en los hogares vulnerables. Es así que cuando se incorpora una variable dicotómica correspondiente a que el hogar sea biparental en el modelo con menores de 12 (columnas 3 y 4 del Cuadro D - 7), se encuentra que la monoparentalidad del hogar deja de ser significativa y su coeficiente es positivo, mientras que la variable biparental es significativa y positiva, y pertenecer a un hogar biparental incrementa las probabilidades de adhesión en un 4,64% respecto a no hacerlo, con el resto de las variables evaluadas en los puntos discutidos anteriormente.

En el caso del ELBU, según puede verse en el Cuadro D - 9, el efecto marginal³¹ de la proporción del beneficio en los ingresos totales es muy pequeño (un aumento de un punto porcentual en la proporción incrementa la probabilidad de adhesión en apenas 0,0009% en la muestra total y 0,0007% en la muestra restringida). Algo llamativo es que en el modelo con hogares con menores de 12 años, el coeficiente asociado a tener 3 o más menores de edad no es significativo, a diferencia de lo que sucede con el modelo sin restringir. Esto podría estar indicando que cuando hay niños chicos en el hogar, la cantidad de menores no es tan importante para determinar la adhesión.

En cuanto al modelo ampliado, comparando los modelos estimados para la muestra sin restringir y restringida a menores de 12 años (coeficientes en el Cuadro D - 10, efectos marginales en el Cuadro D - 11) se observan pocas diferencias. Una de ellas es que el valor del coeficiente y el efecto marginal asociado a la percepción de movilidad social es algo mayor cuando se toman solo los hogares que tienen menores de 12. Otra, es que la variable de locus de control interno que busca identificar a los individuos que piensan que su destino depende de ellos mismos, resulta significativa y positiva en el modelo que no incluye la variable biparental. Este último resultado no se considera lo suficientemente robusto como para concluir a partir de él.

8. Comentarios finales

En este trabajo se analiza la tasa de no adhesión a las AFAM-PE de aquellos hogares que son elegibles para recibirlos, así como las características que están correlacionadas con dicho fenómeno. En particular, se busca indagar en los determinantes socioculturales y psicológicos de la adhesión, haciendo uso de un grupo de preguntas especialmente diseñadas para evaluar estos aspectos recogidas en el ELBU.

Los resultados pueden agruparse en dos categorías, la primera referida al análisis de la adhesión a partir de las variables usuales en trabajos sobre la temática, y la segunda incorporando otras referidas a aspectos socioculturales y psicológicos. En términos generales, lo encontrado está en línea con la literatura previa. Para el *pool* de 2011 y 2012 de la ECH, se observa que un mayor peso

³¹ Los coeficientes pueden consultarse en el Cuadro D - 8.

del beneficio esperado en los ingresos del hogar, la presencia de 3 o más menores de edad y la jefatura afrodescendiente se correlacionan positivamente con la adhesión. Por otra parte, contrariamente a lo esperado, que el hogar se encuentre en el interior del país también se correlaciona positivamente con la participación en el programa, lo cual se podría explicar por la mayor presencia del MIDES a nivel territorial fuera de la capital. En el ELBU, se encuentra que solo la proporción del beneficio en el ingreso total y la cantidad de menores resultan significativas para explicar la adhesión a AFAM-PE, resultado que se relaciona con las características de la muestra de esta encuesta, además de los problemas de captación de ingresos y de endogeneidad discutidos anteriormente, que podrían no estar siendo mitigados en su totalidad.

Respecto al modelo ampliado, si bien en el análisis descriptivo se detectan asociaciones de la elegibilidad y adhesión con las variables socioculturales y psicológicas agregadas, al controlar por otros factores no se encuentra que estas relaciones sean significativas. La excepción está dada por la percepción de oportunidades de movilidad social, que se correlaciona positivamente con la adhesión. La hipótesis respecto a este resultado es que aquellos individuos que creen que independientemente de su esfuerzo no pueden mejorar su posición social, estarían menos dispuestos a asumir los costos de postulación al programa.

Al igual que en el caso del modelo base, la ausencia de resultados significativos en la mayoría de las variables del modelo ampliado no necesariamente indica que éstas no sean relevantes para explicar la adhesión. Capturar las dimensiones socioculturales y psicológicas representa un desafío por su carácter predominantemente subjetivo y la sensibilidad de los resultados a las herramientas utilizadas, por lo que no se descarta que su no significación se relacione con las particularidades de los instrumentos utilizados para recogerlas. Por otro lado, las características de la muestra, que releva a una población especialmente vulnerable, pueden implicar que la homogeneidad entre los hogares encuestados tenga como consecuencia que haya ciertas variables no significativas en el ELBU que podrían serlo en una encuesta con representatividad más amplia. En este sentido, es posible que el componente de estigma asociado a las AFAM-PE exista, pero que las necesidades de ingresos de los hogares compensen este costo.

Se espera que este trabajo pueda contribuir a la acumulación de conocimiento sobre las AFAM-PE, aportando evidencia sobre los niveles de adhesión y las características relacionadas con ellos, insumos que podrían ser relevantes para el diseño de otras políticas de este tipo. Asimismo, una novedad de este trabajo es la incorporación de las preguntas de opinión contenidas en el ELBU, que han sido poco explotadas hasta el momento y que podrían utilizarse para futuras investigaciones.

Finalmente, se considera que sería interesante avanzar en la mitigación de las limitaciones impuestas por los posibles errores de medida de las variables que determinan la elegibilidad, a saber, el ICC y los ingresos. La magnitud y el impacto de dichos errores pueden ser evaluados a través de la concatenación del ELBU con los registros administrativos del MIDES, información a la que se pudo acceder pero no con la suficiente antelación como para utilizarla en este trabajo. Por lo tanto, se espera a futuro poder incorporar al análisis esta nueva fuente de datos, tanto para validar el ICC estimado en el ELBU, como para cuantificar y corregir los errores de declaración presentes en la encuesta.

Referencias bibliográficas

Amarante, V., Arim, R., Severi, C., Vigorito, A., Aldabe, I., de Melo, G., Rodríguez, A. y Salas, G. (2007). El estado nutricional de los niños/as y las políticas alimentarias. Montevideo: PNUD Uruguay.

Amarante V., de Melo G., Machado A., y Vigorito A.(2008). Metodología de selección para ingresar al nuevo sistema de Asignaciones Familiares. Informe Final de Convenio Udelar- Ministerio de Desarrollo Social.

Amarante, V., Ferrando, M. y Vigorito, A. (2011). School Attendance, Child Labor, and Cash Transfers. An Impact Evaluation of PANES. PEP Working Paper No. 2011-22

Bai, H., Carrasco, P., y Colafranceschi, M. (2014). Aplicación del Índice de Carencias Críticas al CENSO y análisis del vínculo con NBI.

Bargain, O., Immervoll, H., y Viitamäki, H. (2012). No claim, no pain. Measuring the non-take-up of social assistance using register data. *Journal of Economic Inequality*, 10(3), 375–395.

Baumberg, B. (2015). The stigma of claiming benefits: A quantitative study. *Journal of Social Policy*, 45(2), 181-199.

Bergolo, M., Dean, A., Perazzo, I., y Vigorito, A. (2016). Evaluación de impacto del programa Asignaciones Familiares-Plan de Equidad y la Tarjeta Alimentaria del MIDES.

Blundell, R., Fry, V., y Walker, I. (1988). Modelling the Take-up of Means-Tested Benefits: The Case of Housing Benefits in the United Kingdom. *The Economic Journal*, 98(390), 58-74.

Bruckmeier, K.; Riphahn, R., y Wiemers, J. (2019): Benefit underreporting in survey data and its consequences for measuring non-take-up: new evidence from linked administrative and survey data. IAB-Discussion Paper, 53(9). 1689–1699.

Burdín, G., y Melo, G. de. (2009). Prestaciones sociales en Uruguay: ¿por qué hay beneficiarios que no las solicitan? *Revista de La CEPAL*, 2009(98), 147–163.

Coady, D., Grosh, M., y Hoddinott, J. (2004). Targeting of transfers in developing countries: Review of lessons and experience. Washington, DC: The World Bank.

Cohen-Cole, E., y Zanella, G. (2008). Welfare stigma or information sharing? Decomposing social interactions effects in social benefit use. Department of Economics, University of Siena Working Paper No. 531.

Colafranceschi, M., Leites, M., y Salas, G. (2018). Progreso multidimensional en Uruguay: dinámica del bienestar de las clases sociales en los últimos años. Montevideo: PNUD Uruguay

Currie, J. (2004). The take up of social benefits. National Bureau of Economic Research. NBER Working Paper No. w10488.

DAES-MIDES (2013). ¿Qué es el Índice de Carencias Críticas? Serie de documentos: Aportes a la conceptualización de la pobreza y la focalización de las políticas sociales en Uruguay

DAES-MIDES. (2015). Análisis y perspectivas para los programas de transferencias: Asignaciones Familiares y Tarjeta Uruguay Social. Documento de Trabajo

DAES-MIDES. (2019). Captación de Asignaciones Familiares del Plan de Equidad (AFAM-PE) en las Encuestas Continuas de Hogares. Documento de Trabajo

Dean, A. y A. Vigorito (2015). El acceso a programas de transferencias de ingreso de la población de menores recursos en Uruguay. Un análisis en base a la Encuesta de panel INE-MIDES-UDELAR. Serie Documentos de Trabajo Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República N° DT 01/2015.

Duclos, J. Y. (1995). Modelling the take-up of state support. *Journal of Public Economics*, 58(3), 391–415.

Failache, E., Salas, G., y Vigorito, A., (2017). Desarrollo en la infancia y trayectorias educativas de los adolescentes. Un estudio con base en datos de panel para Uruguay. *El trimestre económico*, 85(337), 81-113.

Frick JR, Groh-Samberg O (2007) To claim or not to claim: estimating non-take-up of social assistance in Germany and the role of measurement error. *SOEP Papers on Multidisciplinary Panel Data Research*, No. 53, DIW, Berlin

Goffman, E. (1963). *Stigma: Notes on the management of spoiled identity*. Englewood Cliffs, N.J: Prentice-Hall.

- Hernandez, M., y Pudney, S. (2007). Measurement error in models of welfare participation. *Journal of Public Economics*, 91(1-2), 327-341.
- Hernandez, M., Pudney, S., y Hancock, R. (2007). The welfare cost of means-testing: pensioner participation in income support. *Journal of Applied Econometrics*, 22(3), 581-598.
- Hernanz, V., Malherbet, F., y Pellizzari, M. (2004). Take-Up of Welfare Benefits in OECD Countries: A Review of the Evidence. OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 17, OECD Publishing, Paris
- Kayser, H., y Frick, J. R. (2000). Take it or leave it:(non-) take-up behavior of social assistance in Germany. DIW Discussion Papers No. 210.
- Levenson, H . (1981). Differentiating among internality, powerful others, and chance. En H. M. Lefcourt (Ed.), *Research with the locus of control construct: Assessment methods (Vol.I)*. New York: Academic Press.
- Lindbeck, A., Nyberg, S., y Weibull, J. W. (1999). Social norms and economic incentives in the welfare state. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 1-35.
- Matsaganis, M., Paulus, A., y Sutherland, H. (2008). The take up of social benefits. *European Observatory on the Social Situation and Demography: Research Note*, 2(2008).
- Moffitt, R. (1983). An Economic Model of Welfare Stigma. *The American Economic Review*, 73(5), 1023–1035
- Ministerio de Trabajo y Seguridad Social (2016). Estudios sobre trabajo y seguridad social, N°1
- Rainwater, L. (1982). Stigma in income-tested programs. *Income-Tested Transfer Programs* (pp. 19-65). Academic Press.
- Riphahn, R. T. (2001). Rational poverty or poor rationality? The take-up of social assistance benefits. *Review of income and wealth*, 47(3), 379-398.
- Rotter, J. B. (1966). Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement. *Psychological Monographs*, 80(1), 1–28.
- Stuber, J., y Kronebusch, K. (2004). Stigma and other determinants of participation in TANF and medicaid. *Journal of Policy Analysis and Management*, 23(3), 509–530.

Stuber, J., y Schlesinger, M. (2006). Sources of stigma for means-tested government programs. *Social Science and Medicine*, 63(4), 933–945.

Taylor-Gooby, P. F. (1976). Rent benefits and tenants' attitudes: The Batley rent rebate and allowance study. *Journal of Social Policy*, 5(1), 33–48.

Ullmann, H., Maldonado, C., y Nieves, M. (2010). La evolución de las estructuras familiares en América Latina, 1990-2010. Los retos de la pobreza, la vulnerabilidad y el cuidado.

Van Oorschot, W. (1991). Non-take-up of social security benefits in Europe. *Journal of European social policy*, 1(1), 15-30.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.

Zavaleta Reyes, D. (2007). The Ability to go About without Shame: A proposal for internationally comparable indicators of shame and humiliation. *Oxford Development Studies*, 35(4), 405-430.

Anexos

Anexo A: Estadísticas descriptivas.

Cuadro A - 1. Elegibilidad para AFAM-PE según deciles de ingreso per cápita de la ECH.

Deciles de ingreso per cápita sin valor locativo (julio 2012=100)	ECH 2011			ECH 2012			ELBU ola 3		
	Hogares en el decil	Hogares elegibles para AFAM-PE	Proporción de hogares elegibles para AFAM-PE por decil	Hogares en el decil	Hogares elegibles para AFAM-PE	Proporción de hogares elegibles para AFAM-PE por decil	Hogares en el decil	Hogares elegibles para AFAM-PE	Proporción de hogares elegibles para AFAM-PE por decil
1	48.658	41.802	85,9	47.775	40.550	84,9	13.460	10.234	76,0
2	48.661	34.330	70,5	47.755	33.675	70,5	5.140	2.537	49,4
3	48.638	29.220	60,1	47.773	25.832	54,1	3.439	1.466	42,6
4	48.648	20.571	42,3	47.756	16.353	34,2	3.027	430	14,2
5	48.690	11.242	23,1	47.739	9.653	20,2	2.566	170	6,6
6	48.608	6.037	12,4	47.785	4.275	8,9	2.116	121	5,7
7	48.660	2.358	4,8	47.743	1.758	3,7	2.366	0	0,0
8	48.656	794	1,6	47.785	861	1,8	1.800	78	4,3
9	48.681	346	0,7	47.737	252	0,5	1.788	0	0,0
10	48.602	21	0,0	47.745	22	0,0	1.125	0	0,0
Total	486.502	146.721	30,2	477.593	133.231	27,9	36.827	15.036	40,8

Nota: Elegibilidad determinada a partir de ICC y tope de ingresos del BPS

Fuente: Elaboración propia en base a ECH-INE 2011 y 2012, ELBU ola 3

Cuadro A - 2. Hogares con menores de edad elegibles para AFAM-PE según recepción del beneficio.

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
No recibe	20.864	19.680	23.296	30.393	35.715	36.335	38.971	41.137
AFAM-PE	108.390	99.171	101.429	119.979	119.446	121.782	120.932	122.067
AFAM contributiva	15.158	12.019	10.621	13.884	12.842	12.608	10.978	9.518
Ambas AFAMS	2.309	2.361	1.238	1.464	1.537	1.243	1.060	904
Total elegibles	146.721	133.231	136.584	165.720	169.540	171.968	171.941	173.626

Nota: Elegibilidad determinada a partir de ICC y tope de ingresos del BPS

Fuente: Elaboración propia en base a ECH-INE

Cuadro A - 3. Proporción de hogares elegibles para AFAM-PE que reciben alguna AFAM.

Deciles de ingreso pc sin valor locativo (julio 2012=100)	ECH 2011			ECH 2012			ELBU ola 3		
	Hogares elegibles para AFAM-PE en el decil	Hogares elegibles para AFAM-PE que reciben alguna AFAM	Proporción de hogares elegibles para AFAM-PE que reciben alguna AFAM	Hogares elegibles para AFAM-PE en el decil	Hogares elegibles para AFAM-PE que reciben alguna AFAM	Proporción de hogares elegibles para AFAM-PE que reciben alguna AFAM	Hogares elegibles para AFAM-PE en el decil	Hogares elegibles para AFAM-PE que reciben alguna AFAM	Proporción de hogares elegibles para AFAM-PE que reciben alguna AFAM
1	41.802	36.847	88,1	40.550	36.438	89,9	10.234	9.325	91,1
2	34.330	30.313	88,3	33.675	29.024	86,2	2.537	2.263	89,2
3	29.220	24.543	84,0	25.832	21.675	83,9	1.466	1.296	88,4
4	20.571	17.379	84,5	16.353	13.683	83,7	430	325	75,6
5	11.242	9.243	82,2	9.653	7.483	77,5	170	135	79,4
6	6.037	4.980	82,5	4.275	3.122	73,0	121	121	100,0
7	2.358	1.737	73,7	1.758	1.345	76,5	0	0	.
8	794	597	75,2	861	565	65,6	78	78	100,0
9	346	218	63,0	252	216	85,7	0	0	.
10	21	0	0,0	22	0	0,0	0	0	.
Total	146.721	125.857	85,8	133.231	113.551	85,2	15.036	13.543	90,1

Nota: Elegibilidad determinada a partir de ICC y tope de ingresos del BPS

Fuente: Elaboración propia en base a ECH-INE 2011 y 2012, ELBU ola 3

Cuadro A - 4. Porcentaje de hogares por variables del modelo base según elegibilidad y recepción de AFAM-PE

	Elegible recibe	Elegible no recibe	No elegible
Cantidad de menores en el hogar			
Hogares con 2 menores o menos	55,3	77,8	90,0
Hogares con 3 menores	44,7	22,2	10,0
Zona Geográfica			
Montevideo	28,2	32,8	40,1
Interior urbano (más de 5.000 hab.)	53,4	50,1	48,5
Interior urbano (menos de 5.000 hab.)	7,7	7,4	5,6
Interior rural	10,8	9,7	5,7
Ascendencia del jefe de hogar			
Jefe no afrodescendiente	81,0	84,7	92,3
Jefe afrodescendiente	19,0	15,3	7,7
Tipología familiar			
No monoparental	82,9	82,0	86,4
Monoparental	17,1	18,0	13,6
Años de educación			
Menos de 7	60,3	57,3	15,7
7 o más de 7	39,7	42,7	84,3
Propiedad de la vivienda			
No propietario	56,7	58,7	40,1
Propietario	43,3	41,3	59,9

Nota: Elegibilidad determinada a partir de ICC, tope de ingresos del BPS y asistencia al sistema educativo
Fuente: Elaboración propia en base a ECH-INE 2011 y 2012

Cuadro A - 5. Porcentaje de hogares por variables del modelo ampliado según elegibilidad y recepción de AFAM-PE

Dimensión	Variable	Elegible recibe	Elegible no recibe	No elegible	
<i>Vergüenza</i>	Estigma de la pobreza: La gente que no es pobre hace sentir mal a la gente pobre				
	Gente no pobre hace sentir mal a la gente pobre	69,9	65,7	54,8	
	Gente no pobre no hace sentir mal a la gente pobre	26,2	28,3	37,9	
	Ns/Nc o missing	3,9	6,1	7,3	
	Estigma específico de AFAM-PE: La gente que recibe AFAM-PE debería avergonzarse de sí misma				
	Sí	2,5	1,0	4,4	
	No	95,0	97,3	92,7	
	Ns/Nc o missing	2,5	1,7	2,9	
	Predisposición a la vergüenza				
	Más predisposición a la vergüenza	26,6	22,7	19,0	
	Menos predisposición a la vergüenza	71,1	73,8	80,5	
	Ns/Nc o missing	2,3	3,5	0,5	
	<i>Humillación</i>	Humillación: Siente que la gente lo trata con respeto			
		No siente que la gente lo trata con respeto	12,2	9,3	6,2
Siente que la gente lo trata con respeto		85,1	87,2	93,2	
Ns/Nc o missing		2,8	3,5	0,6	
Humillación: Siente que la gente lo trata injustamente					
Siente que la gente lo trata injustamente		11,0	5,9	8,5	
No siente que la gente lo trata injustamente		86,4	90,6	90,7	
Ns/Nc o missing		2,6	3,5	0,8	
Discriminación: Se ha sentido discriminado en los últimos 3 meses					
Siempre, casi siempre, frecuente u ocasionalmente		8,8	6,0	3,1	
Nunca o casi nunca		89,8	93,0	96,2	
Ns/Nc o missing		1,4	1,0	0,7	
<i>Locus de Control</i>		Locus de control: Lugar del destino			
		Todo o mayormente determinado por el destino	24,1	28,8	13,7
	Mitad destino mitad decisión propia	15,9	17,2	25,1	
	Mayormente por uno mismo o hacemos nuestro destino	57,6	52,3	60,4	
	Ns/Nc o missing	2,3	1,8	0,8	
	Locus de control: Quién considera que contribuirá más a un cambio en su vida				
	Ud. o su familia	60,9	64,0	73,2	
	Gobierno nacional o local	17,5	14,7	12,7	
	Otros	20,5	20,2	13,3	
	Ns/Nc o missing	1,1	1,0	0,9	
	Poder relativo				
	Menos poder	48,9	41,7	36,5	
	Más poder	48,8	55,1	62,1	
	Ns/Nc o missing	2,3	3,2	1,4	

Dimensión	Variable	Elegible recibe	Elegible no recibe	No elegible
Participación en la comunidad	Recientemente ha sentido que juega un papel importante en algunos eventos familiares o de la comunidad?			
	Sí	58,8	73,8	67,5
	No	41,2	26,2	32,5
Expectativas	Cree ud. Que en Uruguay una persona que nace pobre y trabaja mucho puede llegar a ser rica?			
	Muy de acuerdo, de acuerdo, o ni de acuerdo ni en desacuerdo	54,4	44,1	54,8
	En desacuerdo	42,6	54,2	44,0
	Ns/Nc o missing	3,0	1,7	1,1
Evaluación de las AFAM	¿Cómo evaluaría usted los siguientes programas gubernamentales?: AFAM			
	Muy malo, malo o regular	27,5	17,9	30,7
	Bueno o muy bueno	63,6	73,8	58,5
	Ns/Nc o missing	8,9	8,4	10,7

Nota 1: Elegibilidad determinada a partir de ICC, tope de ingresos del BPS y asistencia al sistema educativo
Nota 2: Las aproximaciones de los porcentajes a un dígito decimal pueden implicar que en alguna variable las respuestas no sumen 100.

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU ola 3

Anexo B: Variables de los modelos econométricos.

Cuadro B - 1. Variables del Modelo Base

Variable	Descripción
ICC	Indice de Carencias Críticas
Proporción del beneficio	Monto del beneficio que corresponde recibir al hogar (independientemente de que lo reciba o no) sobre ingreso total sin valor locativo del hogar
3 o más menores en el hogar	Variable dicotómica que vale 1 si el hogar tiene 3 o más menores de edad
Interior urbano (más de 5.000 habitantes)	Variable dicotómica que vale 1 si el hogar reside en una zona urbana del interior con más de 5.000 habitantes
Interior urbano (menos de 5.000 habitantes)	Variable dicotómica que vale 1 si el hogar reside en una zona urbana del interior con menos de 5.000 habitantes
Interior rural	Variable dicotómica que vale 1 si el hogar reside en una zona rural del interior
Monoparental	Variable dicotómica que vale 1 si el hogar es monoparental
Jefe afrodescendiente	Variable dicotómica que vale 1 si el hogar tiene un jefe afrodescendiente
7 o más años de educación	Variable dicotómica que vale 1 si el hogar tiene un clima educativo mayor o igual a 7 años
Propietario	Variable dicotómica que vale 1 si el hogar es propietario de la vivienda en la que reside

Fuente: Elaboración propia

Cuadro B - 2. Variables del Modelo ampliado

Dimensión	Subdimensión	Variable	Descripción	Pregunta ELBU asociada
Vergüenza	Estigma de la pobreza	<i>estig_pobreza</i>	Variable dicotómica que vale 1 si el encuestado afirma que "la gente no pobre hace sentir mal a la gente pobre"	e26e
	Predisposición a la vergüenza	<i>vergüenza</i>	Variable dicotómica que vale 1 si la predisposición a la vergüenza es mayor (se considera mayor predisposición a la vergüenza cuando el encuestado responde "siempre o casi siempre" o "frecuentemente" a alguna de las preguntas e27a-e27j)	e27
Humillación	Externa	<i>discriminacion</i>	Variable dicotómica que vale 1 si el encuestado responde "Sí, siempre o casi siempre", "Sí, frecuentemente" o "Sí, ocasionalmente" a la pregunta "¿Durante los tres últimos meses ha sentido que lo han tratado con discriminación?"	e28
Locus de control	Eficacia para el logro de los objetivos que cada uno se plantea	<i>control_ind</i>	Variable dicotómica que vale 1 si el encuestado responde "Mayormente por una o uno mismo" o "Nosotros(as) hacemos nuestro destino" a la pregunta "Algunas personas creen que los individuos pueden construir su destino, mientras que otros creen que es imposible escapar de su propia suerte. Algunos creen en ambos, bajo ciertas circunstancias. Por favor, dígame qué postura se asemeja más a su opinión de las siguientes opciones"	e3
	Poder relativo	<i>poder</i>	Variable dicotómica que vale 1 si el encuestado responde de 6 a 9 a la pregunta "Por favor imagine una escalera con nueve niveles, en el primer nivel están quienes no tienen poder, y en el nivel más alto, el noveno, están quienes tienen mucho poder. Para usted: ¿en qué escalón está Ud. hoy?"	e8
	Percepción de los individuos sobre sí mismos	<i>cambios</i>	Variable dicotómica que vale 1 si el encuestado responde "Usted o su familia" a la pregunta "¿Quién consideras que contribuirá más a un cambio en tu vida?"	e2
Oportunidades de movilidad social		<i>movilidad</i>	Variable dicotómica que vale 1 si el encuestado responde "Muy de acuerdo" o "De acuerdo" a la pregunta: "¿Usted cree que en Uruguay una persona que nace pobre y trabaja mucho puede llegar a ser rica?"	e19
Evaluación de AFAM		<i>ev_afam</i>	Variable dicotómica que vale 1 si el encuestado indica que evaluaría como "Bueno" o "Muy bueno" al programa gubernamental AFAM	e23e

Fuente: Elaboración propia en base a Zavaleta (2007) y ELBU ola 3

Anexo C: Estimaciones de los modelos econométricos.

Cuadro C- 1. Modelo base: Probit de la probabilidad de recibir AFAM siendo elegible para AFAM-PE

Variables	Pool ECH 2011/2012	Pool ECH 2011/2012 restringido	ELBU ola 3
ICC	0,850*** (0,141)	0,587*** (0,192)	0,501 (0,421)
Proporción del beneficio	1,586*** (0,517)	1,487** (0,701)	0,568** (0,269)
3 o más menores en el hogar	0,449*** (0,0412)	0,481*** (0,0603)	0,253* (0,153)
Interior urbano (más de 5.000 habitantes)	0,163*** (0,0399)	0,223*** (0,0582)	0,0911 (0,135)
Interior urbano (menos de 5.000 habitantes)	0,152** (0,0719)		
Interior rural	0,219*** (0,0698)		
Monoparental	-0,0533 (0,0495)	-0,0398 (0,0702)	0,223 (0,197)
Jefe afrodescendiente	0,101** (0,0489)	0,113* (0,0654)	0,172 (0,188)
7 o más años de educación	0,0265 (0,0374)	0,0299 (0,0545)	-0,0305 (0,143)
Propietario	0,0593 (0,0374)	0,130** (0,0533)	0,0107 (0,141)
Constante	0,274*** (0,0815)	0,360*** (0,109)	0,606** (0,250)
Observaciones	10.176	4.297	826

Errores estándar robustos

entre paréntesis

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

Nota: Pseudo R² ECH = 0,0462, Pseudo R² ECH restringida = 0,0487, Pseudo R² ELBU = 0,0431

Fuente: Elaboración propia en base a ECH-INE 2011 y 2012, ELBU ola 3

Cuadro C- 2. Modelo base con tipología familiar ampliada: Probit de la probabilidad de recibir AFAM siendo elegible para AFAM-PE

VARIABLES	Pool ECH 2011/2012	Pool ECH 2011/2012 restringido	ELBU ola 3
ICC	0,889*** (0,141)	0,591*** (0,192)	0,628 (0,436)
Proporción del beneficio	1,187** (0,509)	1,140* (0,692)	0,564** (0,268)
3 o más menores en el hogar	0,447*** (0,0416)	0,485*** (0,0608)	0,214 (0,157)
Interior urbano (más de 5.000 habitantes)	0,162*** (0,0401)	0,222*** (0,0583)	0,114 (0,134)
Interior urbano (menos de 5.000 habitantes)	0,141** (0,0719)		
Interior rural	0,172** (0,0701)		
Jefe afrodescendiente	0,102** (0,0491)	0,105 (0,0657)	0,164 (0,190)
Biparental	0,321*** (0,0411)	0,298*** (0,0597)	0,287* (0,150)
Monoparental	0,156*** (0,0566)	0,148* (0,0802)	0,396* (0,216)
7 o más años de educación	-0,00572 (0,0377)	-0,0117 (0,0545)	-0,0323 (0,144)
Propietario	0,105*** (0,0378)	0,162*** (0,0537)	0,0470 (0,138)
Constante	0,0907 (0,0849)	0,214* (0,114)	0,383 (0,265)
Observaciones	10.176	4.297	826

Errores estándar robustos entre paréntesis

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

Fuente: Elaboración propia en base a ECH-INE 2011 y 2012, ELBU ola 3

Cuadro C- 3. Modelo ampliado: Probit de la probabilidad de recibir AFAM siendo elegible para AFAM-PE

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ICC	0,506 (0,420)	0,496 (0,416)	0,438 (0,421)	0,462 (0,428)	0,494 (0,422)	0.367 (0.426)
Proporción del beneficio	0,568** (0,268)	0,560** (0,267)	0,593** (0,272)	0,603** (0,274)	0,543** (0,271)	0.596** (0.273)
3 o más menores en el hogar	0,253* (0,154)	0,255* (0,154)	0,263* (0,155)	0,253 (0,154)	0,256* (0,153)	0.272* (0.157)
Interior	0,0872 (0,136)	0,0917 (0,138)	0,108 (0,140)	0,108 (0,136)	0,0757 (0,134)	0.118 (0.144)
Jefe afrodescendiente	0,158 (0,187)	0,156 (0,189)	0,175 (0,188)	0,198 (0,186)	0,160 (0,186)	0.199 (0.186)
Monoparental	0,217 (0,196)	0,216 (0,196)	0,217 (0,198)	0,240 (0,195)	0,226 (0,196)	0.233 (0.203)
7 o más años de educación	-0,0259 (0,144)	-0,0255 (0,144)	-0,0404 (0,144)	-0,0447 (0,144)	-0,0224 (0,142)	-0.0454 (0.143)
Propietario	0,0123 (0,141)	0,0151 (0,142)	-0,00672 (0,140)	0,0289 (0,139)	-0,00321 (0,141)	-0.00187 (0.140)
Estigma pobreza	0,105 (0,148)	0,102 (0,148)				0.101 (0.146)
Vergüenza		0,0358 (0,170)				0.0166 (0.174)
Discriminación						0.0420 (0.185)
Control del individuo			0,186 (0,144)			0.178 (0.139)
Poder			-0,129 (0,156)			-0.147 (0.155)
Cambios			-0,0967 (0,142)			-0.0941 (0.144)
Percepcion de movilidad				0,261* (0,138)		0.292** (0.141)
Evaluación de las AFAM					-0,201 (0,136)	-0.216 (0.138)
Constante	0,534** (0,262)	0,530** (0,265)	0,603** (0,264)	0,498* (0,256)	0,764*** (0,266)	0.585** (0.288)
Observaciones	826	826	826	826	826	826

Errores estándar robustos entre paréntesis

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

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU ola 3

Anexo D: Pruebas de robustez.

Cuadro D - 1. Análisis de sensibilidad del modelo base al ICC en pool ECH 2011/2012

Variables	Modelo con ICC*0,8	Modelo base	Modelo con ICC*1,1
ICC	1,026*** (0,221)	0,850*** (0,141)	0,778*** (0,119)
Proporción del beneficio	1,349** (0,542)	1,586*** (0,517)	1,440*** (0,501)
3 o más menores en el hogar	0,427*** (0,0454)	0,449*** (0,0412)	0,450*** (0,0398)
Interior urbano (más de 5,000 habitantes)	0,155*** (0,0450)	0,163*** (0,0399)	0,159*** (0,0382)
Interior urbano (menos de 5,000 habitantes)	0,186** (0,0836)	0,152** (0,0719)	0,179*** (0,0692)
Interior rural	0,232*** (0,0788)	0,219*** (0,0698)	0,212*** (0,0680)
Monoparental	0,145*** (0,0543)	-0,0533 (0,0495)	0,105** (0,0475)
Jefe afrodescendiente	-0,0436 (0,0554)	0,101** (0,0489)	-0,0492 (0,0472)
7 o más años de educación	0,0496 (0,0429)	0,0265 (0,0374)	0,0211 (0,0357)
Propietario	0,0643 (0,0427)	0,0593 (0,0374)	0,0702** (0,0357)
Constante	0,303*** (0,104)	0,274*** (0,0815)	0,279*** (0,0754)
Observaciones	8,328	10,176	10,901

Errores estándar robustos entre paréntesis

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

Fuente: Elaboración propia en base ECH-INE 2011 y 2012

Cuadro D - 2. Análisis de sensibilidad del modelo base al ICC en ELBU ola 3

VARIABLES	Modelo con ICC*0,8	Modelo base	Modelo con ICC*1,1
ICC	0,693 (0,505)	0,501 (0,421)	0,443 (0,374)
Proporción del beneficio	0,556* (0,302)	0,568** (0,269)	0,649** (0,286)
3 o más menores en el hogar	0,282* (0,161)	0,253* (0,153)	0,280* (0,148)
Interior	0,0826 (0,141)	0,0911 (0,135)	0,0657 (0,133)
Monoparental	0,201 (0,196)	0,223 (0,197)	0,195 (0,187)
Jefe afrodescendiente	0,146 (0,201)	0,172 (0,188)	0,239 (0,196)
7 o más años de educación	-0,0840 (0,149)	-0,0305 (0,143)	0,00378 (0,141)
Propietario	-0,00634 (0,147)	0,0107 (0,141)	-0,0148 (0,138)
Constante	0,552** (0,271)	0,606** (0,250)	0,573** (0,241)
Observaciones	766	826	857

Errores estándar robustos entre paréntesis

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

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU ola 3

Cuadro D - 3. Modelo base con prueba de sensibilidad al ICC - Efectos marginales

Variables	Pool ECH 2011/2012			ELBU ola 3		
	Modelo con ICC*0,8	Modelo base	Modelo con ICC*1,1	Modelo con ICC*0,8	Modelo base	Modelo con ICC*1.1
ICC	0,179*** (0,0427)	0,150*** (0,0283)	0,141*** (0,0246)	0,110 (0,0852)	0,0842 (0,0747)	0,0733 (0,0655)
Proporción del beneficio	0,235** (0,0961)	0,281*** (0,0933)	0,261*** (0,0922)	0,0885* (0,0503)	0,0954** (0,0481)	0,108** (0,0504)
3 o más menores en el hogar	0,0959*** (0,0108)	0,103*** (0,00994)	0,106*** (0,00973)	0,0539 (0,0347)	0,0498 (0,0333)	0,0553* (0,0325)
Interior urbano (más de 5.000 habitantes)	0,0244*** (0,00758)	0,0260*** (0,00679)	0,0260*** (0,00666)	0,0124 (0,0217)	0,0144 (0,0219)	0,0104 (0,0213)
Interior urbano (menos de 5.000 habitantes)	0,0288** (0,0121)	0,0244** (0,0109)	0,0289*** (0,0105)			
Interior rural	0,0347*** (0,0112)	0,0335*** (0,0102)	0,0335*** (0,0102)			
Monoparental	0,0230*** (0,00832)	-0,00976 (0,00924)	0,0178** (0,00781)	0,0278 (0,0248)	0,0322 (0,0267)	0,0282 (0,0247)
Jefe afrodescendiente	-0,00783 (0,0101)	0,0167** (0,00789)	-0,00919 (0,00898)	0,0210 (0,0275)	0,0257 (0,0259)	0,0336 (0,0259)
7 o más años de educación	0,00839 (0,00726)	0,00461 (0,00651)	0,00377 (0,00639)	-0,0141 (0,0256)	-0,00523 (0,0247)	0,000624 (0,0232)
Propietario	0,0108 (0,00727)	0,0101 (0,00646)	0,0122* (0,00631)	-0,00101 (0,0234)	0,00179 (0,0235)	-0,00248 (0,0230)
Observaciones	8.328	10.176	10.901	766	826	857

Errores estándar robustos entre paréntesis

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

Fuente: Elaboración propia en base a ECH-INE 2011 y 2012, ELBU ola 3

Cuadro D - 4. Análisis de sensibilidad del modelo ampliado al ICC

Variables	Modelo con ICC*0,8	Modelo base	Modelo con ICC*1,1
ICC	0,574 (0,508)	0,367 (0,426)	0,340 (0,381)
Proporción del beneficio	0,596** (0,302)	0,596** (0,273)	0,701** (0,294)
3 o más menores en el hogar	0,300* (0,165)	0,272* (0,157)	0,288* (0,151)
Interior	0,0963 (0,149)	0,118 (0,144)	0,0811 (0,139)
Jefe afrodescendiente	0,213 (0,196)	0,199 (0,186)	0,220 (0,184)
Monoparental	0,145 (0,208)	0,233 (0,203)	0,244 (0,201)
7 o más años de educación	-0,109 (0,148)	-0,0454 (0,143)	-0,00844 (0,140)
Propietario	-0,0263 (0,146)	-0,00187 (0,140)	-0,0169 (0,137)
Estigma pobreza	0,169 (0,150)	0,101 (0,146)	0,0821 (0,143)
Vergüenza	-0,0268 (0,178)	0,0166 (0,174)	-0,0573 (0,169)
Discriminación	0,104 (0,197)	0,0420 (0,185)	0,0929 (0,182)
Control del individuo	0,195 (0,144)	0,178 (0,139)	0,118 (0,137)
Poder	-0,0889 (0,166)	-0,147 (0,155)	-0,133 (0,152)
Cambios	-0,135 (0,150)	-0,0941 (0,144)	-0,0320 (0,141)
Percepción de movilidad	0,278* (0,147)	0,292** (0,141)	0,329** (0,139)
Evaluación de las AFAM	-0,194 (0,144)	-0,216 (0,138)	-0,154 (0,133)
Constante	0,471 (0,313)	0,585** (0,288)	0,510* (0,285)
Observaciones	766	826	857

Errores estándar robustos entre paréntesis

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

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU ola 3

Cuadro D - 5. Análisis de sensibilidad del modelo ampliado al ICC - Efectos marginales

	Modelo con ICC*0,8	Modelo base	Modelo con ICC*1,1
ICC	0,0830 (0,0814)	0,0612 (0,0763)	0,0596 (0,0721)
Proporción del beneficio	0,0862* (0,0497)	0,0993* (0,0524)	0,123** (0,0595)
3 o más menores en el hogar	0,0534 (0,0341)	0,0537 (0,0349)	0,0601* (0,0356)
Interior	0,0130 (0,0209)	0,0182 (0,0231)	0,0135 (0,0238)
Jefe afrodescendiente	0,0264 (0,0225)	0,0289 (0,0251)	0,0334 (0,0259)
Monoparental	0,0189 (0,0257)	0,0331 (0,0273)	0,0364 (0,0283)
7 o más años de educación	-0,0171 (0,0245)	-0,00780 (0,0250)	-0,00149 (0,0248)
Propietario	-0,00387 (0,0216)	-0,000312 (0,0234)	-0,00299 (0,0243)
Estigma pobreza	0,0276 (0,0254)	0,0179 (0,0261)	0,0151 (0,0266)
Vergüenza	-0,00395 (0,0264)	0,00274 (0,0286)	-0,0104 (0,0311)
Discriminación	0,0139 (0,0256)	0,00681 (0,0295)	0,0153 (0,0292)
Control del individuo	0,0322 (0,0254)	0,0333 (0,0274)	0,0223 (0,0263)
Poder	-0,0137 (0,0269)	-0,0269 (0,0306)	-0,0254 (0,0308)
Cambios	-0,0215 (0,0241)	-0,0167 (0,0254)	-0,00572 (0,0251)
Percepcion de movilidad	0,0328 (0,0201)	0,0399* (0,0221)	0,0463** (0,0230)
Evaluación de las AFAM	-0,0244 (0,0190)	-0,0311 (0,0209)	-0,0244 (0,0214)
Observaciones	766	826	857

Errores estándar robustos entre paréntesis
 *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU ola 3

Cuadro D - 6. Modelo base restringido a menores de 12, ECH

Variables	Sin tipología de hogar ampliada		Con tipología de hogar ampliada	
	Pool ECH 2011/2012	Pool ECH - solo con hogares con menores de 12	Pool ECH 2011/2012	Pool ECH - solo con hogares con menores de 12
ICC	0,850*** (0,141)	0,777*** (0,152)	0,889*** (0,141)	0.818*** (0.152)
Proporción del beneficio	1,586*** (0,517)	2,360*** (0,602)	1,187** (0,509)	1.957*** (0.594)
3 o más menores en el hogar	0,449*** (0,0412)	0,387*** (0,0434)	0,447*** (0,0416)	0.387*** (0.0437)
Interior urbano más de 5.000 hab	0,163*** (0,0399)	0,179*** (0,0434)	0,162*** (0,0401)	0.178*** (0.0436)
Interior urbano menos de .,000 hab,	0,152** (0,0719)	0,158** (0,0775)	0,141** (0,0719)	0.149* (0.0774)
Interior rural	0,219*** (0,0698)	0,235*** (0,0768)	0,172** (0,0701)	0.198** (0.0771)
Jefe afrodescendiente	0,101** (0,0489)	0,105** (0,0536)	0,321*** (0,0411)	0.105* (0.0538)
Biparental			0,102** (0,0491)	0.255*** (0.0444)
Monoparental	-0,0533 (0,0495)	-0,0918* (0,0558)	0,156*** (0,0566)	0.0785 (0.0635)
7 o más años de educación	0,0265 (0,0374)	0,000867 (0,0408)	-0,00572 (0,0377)	-0.0230 (0.0410)
Propietario	0,0593 (0,0374)	0,0561 (0,0410)	0,105*** (0,0378)	0.0963** (0.0414)
Constante	0,274*** (0,0815)	0,317*** (0,0883)	0,0907 (0,0849)	0.169* (0.0920)
Observaciones	10.176	9.011	10.176	9.011

Errores estándar entre paréntesis

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

Fuente: Elaboración propia en base ECH-INE 2011 y 2012

Cuadro D - 7. Modelo base restringido a menores de 12, ECH - Efectos marginales

Variables	Sin tipología de hogar ampliada		Con tipología de hogar ampliada	
	Pool ECH 2011/2012	Pool ECH - solo con hogares con menores de 12	Pool ECH 2011/2012	Pool ECH - solo con hogares con menores de 12
ICC	0,150*** (0,0283)	0,135*** (0,0295)	0,163*** (0,0295)	0,147*** (0,0306)
Proporción del beneficio	0,281*** (0,0933)	0,411*** (0,108)	0,218** (0,0944)	0,351*** (0,109)
3 o más menores en el hogar	0,103*** (0,00994)	0,0850*** (0,0100)	0,106*** (0,0103)	0,0871*** (0,0103)
Interior urbano más de 5.000 hab	0,0260*** (0,00679)	0,0277*** (0,00726)	0,0269*** (0,00706)	0,0285*** (0,00749)
Interior urbano menos de 5.000 hab.	0,0244** (0,0109)	0,0248** (0,0115)	0,0236** (0,0115)	0,0243** (0,0120)
Interior rural	0,0335*** (0,0102)	0,0351*** (0,0109)	0,0283** (0,0110)	0,0312*** (0,0116)
Jefe afrodescendiente	0,0167** (0,00789)	0,0171** (0,00846)	0,0176** (0,00821)	0,0176** (0,00876)
Monoparental	-0,00976 (0,00924)	-0,0170 (0,0107)	0,0259*** (0,00895)	0,0134 (0,0105)
Biparental			0,0598*** (0,00865)	0,0464*** (0,00889)
7 o más años de educación	0,00461 (0,00651)	0,000151 (0,00710)	-0,00105 (0,00694)	-0,00418 (0,00748)
Propietario	0,0101 (0,00646)	0,00942 (0,00700)	0,0180*** (0,00667)	0,0163** (0,00718)
Observations	10.176	9.011	10.176	9.011

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base ECH-INE 2011 y 2012

Cuadro D - 8. Modelo base restringido a menores de 12, ELBU

Variables	Sin tipología de hogar ampliada		Con tipología de hogar ampliada	
	ELBU ola 3	ELBU ola 3 - solo con hogares menores de 12	ELBU ola 3	ELBU ola 3 - solo con hogares menores de 12
ICC	0,501 (0,421)	0,431 (0,470)	0,628 (0,436)	0,551 (0,489)
Proporción del beneficio	0,568** (0,269)	0,506* (0,277)	0,564** (0,268)	0,520* (0,274)
3 o más menores en el hogar	0,253* (0,153)	0,342 (0,210)	0,214 (0,157)	0,301 (0,214)
Interior	0,0911 (0,135)	0,0222 (0,153)	0,114 (0,134)	0,0373 (0,152)
Jefe afrodescendiente	0,172 (0,188)	0,0983 (0,212)	0,287* (0,150)	0,0907 (0,214)
Biparental			0,164 (0,190)	0,282 (0,175)
Monoparental	0,223 (0,197)	0,103 (0,216)	0,396* (0,216)	0,273 (0,240)
7 o más años de educación	-0,0305 (0,143)	-0,144 (0,165)	-0,0323 (0,144)	-0,138 (0,166)
Propietario	0,0107 (0,141)	-0,0473 (0,161)	0,0470 (0,138)	-0,00109 (0,159)
Constante	0,606** (0,250)	0,706** (0,306)	0,383 (0,265)	0,482 (0,326)
Observaciones	826	661	826	661

Errores estándar entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU ola 3

Cuadro D - 9. Modelo base restringido a menores de 12, ELBU - Efectos marginales

Variables	Sin tipología de hogar ampliada		Con tipología de hogar ampliada	
	ELBU ola 3	ELBU ola 3 - solo con hogares con menores de 12	ELBU ola 3	ELBU ola 3 - solo con hogares con menores de 12
ICC	0,0842 (0,0747)	0,0585 (0,0667)	0,115 (0,0852)	0,0980 (0,0943)
Proporción del beneficio	0,0954** (0,0481)	0,0687* (0,0404)	0,103** (0,0517)	0,0925* (0,0528)
3 o más menores en el hogar	0,0498 (0,0333)	0,0589 (0,0429)	0,0444 (0,0350)	0,0642 (0,0509)
2.region_4	0,0144 (0,0219)	0,00297 (0,0206)	0,0193 (0,0234)	0,00648 (0,0266)
Jefe afrodescendiente	0,0257 (0,0259)	0,0124 (0,0253)	0,0269 (0,0289)	0,0405 (0,0357)
Monoparental	0,0322 (0,0267)	0,0130 (0,0262)	0,0557** (0,0281)	0,0416 (0,0289)
Biparental			0,0520* (0,0296)	0,0152 (0,0345)
7 o más años de educación	-0,00523 (0,0247)	-0,0217 (0,0255)	-0,00601 (0,0270)	-0,0267 (0,0329)
Propietario	0,00179 (0,0235)	-0,00664 (0,0227)	0,00833 (0,0245)	-0,000195 (0,0283)
Observaciones	826	661	826	661

Errores estándar entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU ola 3

Cuadro D - 10. Modelo ampliado restringido a menores de 12, ELBU

Variables	Sin tipología de hogar ampliada		Con tipología de hogar ampliada	
	ELBU ola 3	ELBU ola 3 - solo con hogares menores de 12	ELBU ola 3	ELBU ola 3 - solo con hogares menores de 12
ICC	0,367 (0,426)	0,264 (0,485)	0,496 (0,437)	0,390 (0,497)
Proporción del beneficio	0,596** (0,273)	0,559** (0,277)	0,589** (0,273)	0,577** (0,278)
3 o más menores en el hogar	0,272* (0,157)	0,312 (0,217)	0,234 (0,160)	0,275 (0,220)
Interior	0,118 (0,144)	0,0726 (0,162)	0,139 (0,142)	0,0850 (0,159)
Jefe afrodescendiente	0,199 (0,186)	0,137 (0,211)	0,189 (0,187)	0,130 (0,213)
Monoparental	0,233 (0,203)	0,151 (0,222)	0,393* (0,220)	0,308 (0,244)
			0,270* (0,149)	0,270 (0,176)
7 o más años de educación	-0,0454 (0,143)	-0,198 (0,163)	-0,0442 (0,144)	-0,190 (0,164)
Propietario	-0,00187 (0,140)	-0,0675 (0,162)	0,0341 (0,139)	-0,0190 (0,163)
Estigma pobreza	0,101 (0,146)	0,141 (0,163)	0,126 (0,146)	0,163 (0,162)
Vergüenza	0,0166 (0,174)	-0,0421 (0,194)	0,0215 (0,177)	-0,0533 (0,196)
Discriminación	0,0420 (0,185)	0,117 (0,209)	0,0430 (0,186)	0,131 (0,210)
Control del individuo	0,178 (0,139)	0,259* (0,157)	0,168 (0,142)	0,245 (0,160)
Poder	-0,147 (0,155)	-0,192 (0,180)	-0,135 (0,155)	-0,181 (0,179)
Cambios	-0,0941 (0,144)	-0,0365 (0,173)	-0,0853 (0,145)	-0,0337 (0,174)
Percepcion de movilidad	0,292** (0,141)	0,485*** (0,164)	0,275** (0,140)	0,475*** (0,163)
Evaluación de las AFAM	-0,216 (0,138)	-0,157 (0,158)	-0,220 (0,138)	-0,164 (0,157)
Constante	0,585** (0,288)	0,558 (0,342)	0,360 (0,303)	0,331 (0,357)
Observaciones	826	661	826	661

Errores estándar robustos entre paréntesis
*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU ola 3

Cuadro D - 11. Modelo ampliado restringido a menores de 12, ELBU – efectos marginales

Variables	Sin tipología de hogar ampliada		Con tipología de hogar ampliada	
	ELBU ola 3	ELBU ola 3 - solo con hogares menores de 12	ELBU ola 3	ELBU ola 3 - solo con hogares menores de 12
ICC	0,0612 (0,0763)	0,0357 (0,0689)	0,105 (0,103)	0,0686 (0,0961)
Proporción del beneficio	0,0993* (0,0524)	0,0758* (0,0460)	0,124* (0,0653)	0,102* (0,0610)
3 o más menores en el hogar	0,0537 (0,0349)	0,0527 (0,0433)	0,0559 (0,0408)	0,0572 (0,0512)
Interior	0,0182 (0,0231)	0,00932 (0,0213)	0,0271 (0,0291)	0,0142 (0,0272)
Jefe afrodescendiente	0,0289 (0,0251)	0,0168 (0,0238)	0,0356 (0,0333)	0,0210 (0,0321)
Monoparental	0,0331 (0,0273)	0,0182 (0,0251)	0,0653* (0,0392)	0,0442 (0,0366)
7 o más años de educación	-0,00780 (0,0250)	-0,0310 (0,0295)	0,0485 (0,0327)	0,0397 (0,0325)
Propietario	-0,000312 (0,0234)	-0,00960 (0,0236)	-0,00954 (0,0314)	-0,0375 (0,0363)
Estigma pobreza	0,0179 (0,0261)	0,0212 (0,0250)	0,00705 (0,0286)	-0,00339 (0,0291)
Vergüenza	0,00274 (0,0286)	0,0212 (0,0274)	0,0284 (0,0336)	0,0318 (0,0328)
Discriminación	0,00274 (0,0286)	-0,00588 (0,0274)	0,00448 (0,0367)	-0,00971 (0,0361)
Control del individuo	0,00681 (0,0295)	0,0146 (0,0255)	0,00884 (0,0376)	0,0212 (0,0333)
Poder	0,0333 (0,0274)	0,0421 (0,0284)	0,0388 (0,0332)	0,0502 (0,0345)
Cambios	-0,0269 (0,0306)	-0,0299 (0,0316)	-0,0306 (0,0373)	-0,0356 (0,0394)
Percepcion de movilidad	-0,0167 (0,0254)	-0,00507 (0,0239)	-0,0188 (0,0318)	-0,00606 (0,0311)
Evaluación de las AFAM	0,0399* (0,0221)	0,0455* (0,0233)	0,0492* (0,0291)	0,0607* (0,0332)
Observaciones	-0,0311 (0,0209)	-0,0189 (0,0194)	-0,0407 (0,0273)	-0,0259 (0,0260)
Errores estándar robustos entre paréntesis	826	661	826	661

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU ola 3