

Más allá del problema de la adhesión: transferencias
monetarias y sus efectos sobre el estigma.
Evidencia para el programa AFAM – PE

Rodrigo Nicolau

INSTITUTO DE ECONOMÍA

Serie Documentos de Trabajo

Abril, 2022

DT 03/22

ISSN: 1510-9305 (en papel)
ISSN: 1688-5090 (en línea)

Este documento de trabajo se basa en mi Trabajo Final de Grado de la Licenciatura en Economía - Facultad de Ciencias Económicas y de Administración - Universidad de la República. Este trabajo fue realizado en el marco del convenio de las evaluaciones de las AFAM-PE entre el Instituto de Economía y el Ministerio de Desarrollo Social.

Agradezco a mi tutora Andrea Vigorito por su guía, paciencia e innumerables consejos antes, durante y después de todo el proceso de elaboración de este trabajo. A Matías Giacobasso y Cecilia Rossel por sus excelentes aportes como integrantes del tribunal de la defensa de tesis, que fuesen incorporados posteriormente al trabajo. A Matías Brum, Camila Paleo, Horacio Rueda y Guillermo Sánchez por sus valiosos comentarios y sugerencias a versiones preliminares de este documento. A Laura Nalbarte por sus esclarecedoras enseñanzas respecto al trabajo empírico utilizando técnicas de análisis factorial. A los comentaristas presentes en las *Network of Inequality and Poverty Conference* (NIP) Capítulo de Uruguay (Montevideo, 2020), en el Seminario del Instituto de Economía (Montevideo, 2021), y en la Conferencia COES 2021 *Cohesión Social en Tiempos Turbulentos* (Santiago de Chile, 2021). Cualquier error presente en el texto es de mi exclusiva responsabilidad.

Forma de citación sugerida para este documento: Nicolau, R. (2022) “Más allá del problema de la adhesión: transferencias monetarias y sus efectos sobre el estigma. Evidencia para el programa AFAM – PE”. Serie Documentos de Trabajo, DT 03/22. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Más allá del problema de la adhesión: transferencias monetarias y sus efectos sobre el estigma. Evidencia para el programa AFAM – PE

Rodrigo Nicolau*

Resumen

Los programas de transferencias monetarias (PTMs) han sido ampliamente implementados durante las últimas dos décadas en varios países de América Latina y el Caribe como uno de los principales programas de asistencia social diseñados para aliviar la pobreza. Varios estudios han documentado sus efectos positivos en diversas dimensiones socioeconómicas estándar, aunque la evidencia empírica sobre sus potenciales efectos en dimensiones no estándar, tal como el estigma asociado a la pobreza o a la recepción de beneficios de políticas sociales, ha sido escasa. El presente trabajo tiene como objetivo analizar los efectos de los PTMs en el estigma percibido por sus beneficiarios, utilizando el caso de la principal política de transferencias monetarias condicionadas de Uruguay, las Asignaciones Familiares - Plan de Equidad (AFAM-PE). La estrategia de identificación explota el criterio de asignación a la política acorde al puntaje de un índice de elegibilidad, usando un Diseño de Regresión Discontinua Difusa. Los datos utilizados provienen de registros administrativos del programa de una encuesta panel de seguimiento. Los resultados principales muestran que el programa tiene efectos positivos, aunque leves en la propensión a la vergüenza de sus beneficiarios. Se encuentra que la participación en el programa incrementa el puntaje de un índice de propensión a la vergüenza reportada por los individuos (entre 0.49 y 0.96 desvíos estándar). Además, tiene un efecto positivo sobre la frecuencia de sentirse inhibido (entre 0.60 y 0.66 desvíos estándar) y en la probabilidad de sentirse incomodo en público (entre 0.31 y 0.63 desvíos estándar). Estos resultados son estadísticamente significativos al 95% de confianza y resultan robustos a una serie de chequeos. Adicionalmente, se halla evidencia débil de que la participación en el programa aumenta levemente el nivel de empoderamiento percibido por los individuos, aunque este resultado no es robusto. No considerar estos efectos podría llevar a sobreestimar los impactos de los PTMs en el bienestar de sus beneficiarios.

Palabras clave: estigma; transferencias monetarias condicionadas; asignaciones familiares, diseño de regresión discontinua; Uruguay.

Código JEL: I38; J15; Z18.

(*) Rodrigo Nicolau, IECON, Universidad de la República, Uruguay, correo electrónico: rodrigo.nicolau@fcea.edu.uy

Going beyond the take-up problem: welfare stigma effects of conditional cash transfers. Evidence from the AFAM - PE program

Rodrigo Nicolau*

Abstract

Cash transfers programs (CTPs) have been widely implemented over the last two decades in many Latin American and Caribbean countries as one of the main social assistance programs designed to alleviate poverty. Many studies have documented their positive effects in various standard socioeconomic outcomes, albeit empirical evidence about their potential effects on non-standard dimensions such as welfare stigma has been scarce. This paper aims to analyze the effects of CTPs on their beneficiaries' perceived welfare stigma, using the case of the main conditional cash transfer policy in Uruguay, Asignaciones Familiares - Plan de Equidad (AFAM-PE). The identification strategy exploits the assignment rule to the program based on the score of an eligibility index using a Fuzzy RD design. The data used comes from administrative records and a follow-up panel survey. The main results show the program has positive although mild effects on its recipients' overall shame proneness. Participation in the program increases the score of a shame proneness index (between 0.49 and 0.69 SD). Moreover, it has a positive effect on the frequency of feeling self-conscious (between 0.60 and 0.66 SD) and on the probability of feeling uncomfortable with appearing in public (between 0.31 and 0.63). These results are statistically significant at a 95% confidence interval and turn out to be robust to a series of robustness checks. Additionally, there is suggestive evidence that it slightly decreases the perceived empowerment level of individuals', although this result is not robust. Not taking into account these effects would lead to overestimate the impacts of CTPs on its beneficiaries well-being.

Keywords: welfare stigma; conditional cash transfers; child allowances; regression discontinuity design; Uruguay.

JEL Code: I38; J15; Z18.

(*) Rodrigo Nicolau, IECON, Universidad de la República, Uruguay, email: rodrigo.nicolau@fcea.edu.uy

1. Introducción

“Creo que al que realmente lo necesita no se lo ayuda. Están las madres solteras, que tienen cuatrocientos hijos y le dan la asignación, pero vos trabajas, tenés tu sueldo, y a tu hija no le corresponde. (...) Se ayuda al sinvergüenza, no al pobre”. “El Estado le da al que no hace nada, no a los pobres. No tenés que estar en la caja, ahí te dan tarjeta del MIDES¹ Si sos madre soltera y no tenés trabajo (...) vas al MIDES, tramitás, y te dan plata aparte”. “El MIDES les da plata para no trabajar, no enseñan lo que es trabajar, o darles un pedazo de tierra para hacer una quinta (...). La gente se está acostumbrando a no trabajar”.

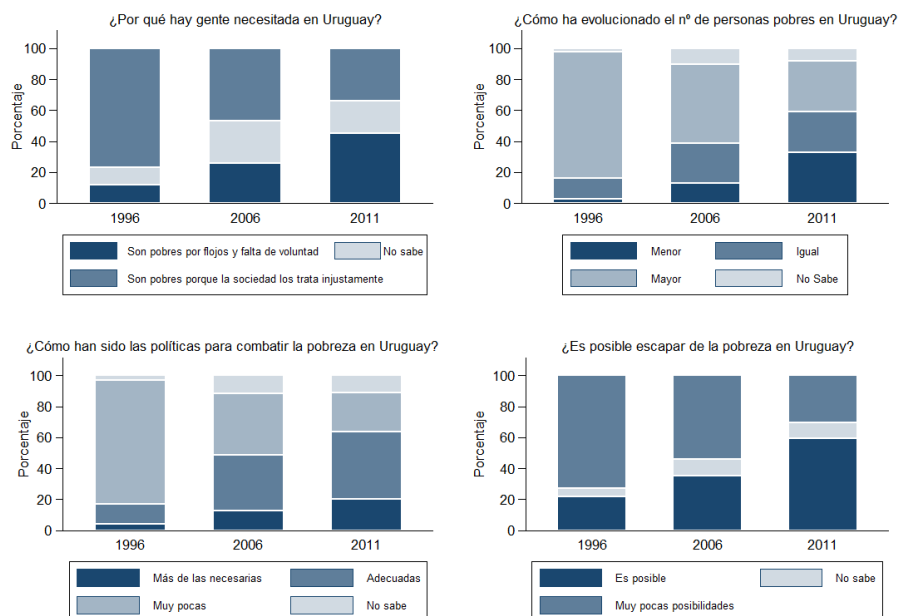
Los extractos anteriores, extraídos de Rivero (2020), que corresponden a individuos pertenecientes a estratos económicos bajo, medio y alto, respectivamente, reflejan ciertas creencias negativas hacia quienes reciben beneficios sociales por parte del Estado Uruguayo. Estas opiniones podrían tener como base otras creencias de carácter más general, sobre la pobreza y sus causas, el papel del esfuerzo y mérito en el éxito individual, el rol del Estado, entre otros aspectos, que podrían condicionar el apoyo a las políticas públicas orientadas a reducir la pobreza (Mkandawire, 2005). Asimismo, que tales percepciones provengan de personas de diferentes estratos de ingreso podría sugerir que este tipo de discursos no es exclusivo de un sector determinado sino que está presente a lo largo de la sociedad uruguaya.

A su vez, también se cuenta con datos de encuestas de opinión pública que van en línea con la información cualitativa de que en los últimos años este tipo de discursos ha cobrado una mayor predominancia en el debate público. En la Figura 1 se muestran datos publicados en Zuasnabar (2018) provenientes del Estudio Mundial de Valores, en donde se refleja la evolución de cuatro grandes tendencias de la opinión pública uruguaya en las últimas décadas. Se observa que la percepción sobre la disminución de la pobreza a lo largo del tiempo acompaña la evolución real de la pobreza, que ha tenido un descenso continuo desde 2004 a 2018.² En este sentido, se aprecia que una mayor cantidad de personas opina que se han implementado políticas adecuadas e incluso más de las necesarias para combatir la pobreza en Uruguay. De hecho, en las últimas décadas en el país se ha expandido ampliamente la cobertura y la cantidad de programas de transferencias destinados a la población más vulnerable económicamente, dentro de los que se encuentra el programa estudiado en este trabajo. Concomitantemente, a lo largo de los años parece haber aumentado la proporción de individuos que creen que es posible escapar de la pobreza en el país, en línea con el descenso de la pobreza y el aumento de las políticas destinadas a abatirla. Estas tres evoluciones de algún modo resultarían coherentes con que una mayor proporción de individuos crea que aún hay gente necesitada en Uruguay porque quienes están en situación de pobreza son “pobres por flojos y falta de voluntad”.

¹Ministerio de Desarrollo y Seguridad Social (MIDES).

²<https://www.ine.gub.uy/linea-de-pobreza>.

Figura 1: Contexto uruguayo durante las últimas décadas: principales tendencias



Fuente: Zuasnabar (2018). Estudio Mundial de Valores.

Este cuestionamiento hacia quienes se encuentran en situación de pobreza por su supuesta falta de esfuerzo y voluntad puede traer consigo la creencia de que estos individuos no son merecedores de apoyo estatal para salir de tal situación, siendo reflejo de cierto estigma asociado a la recepción de beneficios de programas sociales, o *welfare stigma* por su nombre en inglés. En la literatura económica se ha abordado el estudio del estigma en contextos de transferencias monetarias y otras políticas gubernamentales desde el trabajo seminal de Moffitt (1983). El énfasis ha estado en la problemática de la adhesión a estos programas o *take up* por su término en inglés, debido a las bajas tasas de adhesión que solían presentar estas políticas, principalmente en Estados Unidos y Reino Unido, a raíz de la influencia de percepciones negativas acerca de estos programas y sus beneficiario (Currie, 2004). Bajo este marco, el estigma suele ser considerado como uno de los determinantes que pueden explicar por qué ciertos individuos que resultan elegibles para acceder a beneficios de ciertas políticas no terminan postulando (Manchester y Mumford, 2010).³

En esta línea, siguiendo a Moffitt (1983) y Besley y Coate (1992) el estigma se define como la desutilidad derivada de la recepción de beneficios de este tipo de políticas sociales per se. La recepción de beneficios implicaría una doble simbolización desacreditante: la de ser pobre y la de ser beneficiario (Rainwater, 1982). Es decir, el estigma no solo implica una señalización de la situación de pobreza en la que se encuentran los receptores, sino que también realza la imposibilidad de estos de ser financieramente autosuficientes y de requerir asistencia estatal, responsabilizándolos por su situación e incluso diferenciándolos del resto de individuos que se encuentran en condiciones de vulnerabilidad (Rainwater, 1982).

³Otros posibles determinantes del bajo porcentaje de adhesión identificados por la literatura son los costos de transacción y falta de información (Bhargava y Manoli, 2015).

No obstante, el estigma no afectaría únicamente la decisión de postular a esta clase de políticas, sino que también podría tener consecuencias negativas y persistentes sobre quienes efectivamente reciben los beneficios (Besley y Coate, 1992). De este modo, puede disminuir el bienestar de los individuos, dificultando el acceso a oportunidades en múltiples dimensiones: empleo, vivienda, crimen, salud, etc. (Link y Phelan, 2001). A su vez, podría tener efectos erosivos en cuanto a la cohesión social al separar a quienes son estigmatizados del resto de la sociedad (Kumlin y Rothstein, 2005). Al respecto, Walker (2014) subraya que el estigma reduce las posibilidades de salir de situaciones de privación, por lo que es un factor de perpetuación de la pobreza, que agudiza sus causas y reduce el impacto de las políticas diseñadas para abatirla. Por ello, resulta de sumo interés conocer qué es lo que ocurre luego de la postulación e investigar en qué medida quienes resultan beneficiarios de estos programas son estigmatizados, aspecto que ha sido escasamente estudiado hasta por la ciencia económica hasta el momento.

Es entonces que el objetivo de este trabajo es investigar el posible efecto de mediano plazo de las transferencias monetarias condicionadas sobre el estigma percibido por sus receptores, utilizando el caso uruguayo de las Asignaciones Familiares del Plan de Equidad (AFAM-PE), el programa de transferencias monetarias más importante del país. Los hogares estudiados aquí ingresaron al programa entre 2008 y 2010, mientras que los resultados de interés se evalúan entre los años 2016 y 2018, considerándose por este motivo efectos de mediano plazo.

El programa tiene como población objetivo a hogares con niños y adolescentes entre 0 y 17 años u hogares con mujeres embarazadas, que se encuentran en situación de vulnerabilidad socioeconómica. Para llegar a tal población se emplea una focalización que se realiza mediante una comprobación de ingresos formales y una aproximación de medios de vida a través de un índice de elegibilidad. Las AFAM-PE cuentan con una amplia cobertura ya que alcanzan al 44 % de los menores de 18 años en el país (Lavalleya y Tenenbaum, 2020). Además, las transferencias se encuentran sujetas al cumplimiento posterior de dos condicionalidades concernientes a los menores de edad: la realización de controles médicos de forma regular y la asistencia al sistema de educación formal para mayores de cinco años.

En un programa de transferencias monetarias como las AFAM-PE, la transmisión del estigma puede surgir por distintos canales y en direcciones opuestas. Entre ellos, se encuentran el carácter no contributivo de la transferencia (en coexistencia con otras políticas que si son contributivas), la focalización, la comprobación y aproximación de medios, la forma de entrega de la transferencia y las condicionalidades exigidas (Roelen, 2020). Asimismo, el estigma puede ser canalizado por las opiniones y creencias del entorno de los receptores, la sociedad en general, y los medios de comunicación (MacAuslan y Riemenschneider, 2011; Baumberg et al., 2012). Por el contrario, una transferencia monetaria podría reducir el estigma de sus beneficiarios mediante la mejora de las condiciones materiales necesarias para participar adecuadamente en la sociedad, por ejemplo brindando la capacidad al hogar de equiparar sus patrones de consumo a los del resto de la sociedad (Bastagli et al., 2016; Molyneux et al., 2016). En este sentido, la amplia cobertura que tiene el programa, que tiende a la universalidad, junto con su larga trayectoria, también podría ser factores que reduzcan el nivel de estigma.

En primer lugar, el carácter no contributivo y focalizado de la AFAM-PE es central en la generación teórica del *welfare stigma*. Esto radicaría principalmente en la aparente falta de reciprocidad entre quienes se benefician de estos programas y quienes no, lo que podría inducir a creencias negativas por parte de los últimos hacia los primeros, es decir, estigma social (van Oorschot, 2002; Stuber y Schlesinger, 2006; Spicker, 2011). Más aún, las personas en situación de pobreza pueden ser estigma-

tizada a través del discurso político por costarle dinero a la ciudadanía en general dado que aquellos que no son beneficiarios son quienes presuntamente financian este tipo de políticas (Walker, 2014). Por ejemplo, Walker (2014) plantea que la falta de reciprocidad se nota claramente en los casos de varones desempleados por su presunta indolencia y madres solteras por su presunta irresponsabilidad de tener hijos sin sustento económico o familiar.

Además, en la literatura la focalización se contrapone a programas universales, dado que las características de los segundos no supondrían la generación de estigma (Mkandawire, 2005). Mientras que los últimos se conciben como una provisión basada en derechos, los programas focalizados se pueden percibir como caridad destinada a quienes no logran sustentarse económicamente por sí mismos, siendo inferiores al resto de la sociedad (Walker, 2014). En este sentido, en el intento de proveer ayuda monetaria a aquellos que realmente la necesitan, la focalización marca una división precisa entre pobres y no pobres, etiquetando a los receptores de los programas sociales (Devereux, 2016). Concomitantemente, el estigma también puede ser promovido por individuos con bajo nivel socio-económico hacia otros con niveles aún más bajos, dirigiendo su resentimiento y buscando generar una mayor autoestima (MacAuslan y Riemenschneider, 2011; Baumberg et al., 2012). Si este primer grupo solicitó beneficios sociales y resultó excluido, podría manifestar su enojo con la situación ejerciendo estigma a quienes sí lograron acceder a estos (Leites et al., 2017). Además, la estigmatización podría encontrarse atravesada por el debate público a través de los medios de comunicación, que moldean la opinión pública sobre los programas sociales y sus beneficiarios (Baumberg et al., 2012).

En segundo lugar, el estigma se podría ver acentuado por la comprobación o aproximación de medios debido a la necesidad de probar que uno no puede mantenerse sin la transferencia, además de la reducción de privacidad que esto conlleva (Coady et al., 2004). En tercer lugar, las condicionalidades también pueden ser canales de estigma, ya que explicitan que los beneficiarios, y por ende quienes están en situación de vulnerabilidad, no cuentan con la capacidad o voluntad de tomar acciones por su cuenta para escapar de la pobreza y deben ser guiados para actuar en su mejor interés y el de sus familias (Walker, 2014). Sin embargo, en un sentido opuesto, las condicionalidades también podrían reducir el estigma dado que fortalecen el contrato social establecido entre el Estado, la sociedad y los receptores (de Brauw y Hoddinott, 2011).

Al igual que las condicionalidades, otros mecanismos asociados a la transferencia podrían afectar el estigma con signo indefinido. El incremento en el consumo provocado por la transferencia es uno de ellos. Por un lado, un aumento en el consumo conlleva una mayor capacidad del hogar de equiparar sus patrones de consumo a los del resto de la sociedad y se reduciría el estigma (Bastagli et al., 2016; Molyneux et al., 2016). Algo similar ocurriría con el incremento del ingreso que trae consigo la transferencia monetaria. Por otro lado, si el resto de la sociedad considera que dicho consumo es inadecuado según las necesidades del hogar beneficiario, este podría fomentar el estigma hacia los receptores.

Por su parte, la entrega de la transferencia también podría promover estigma si esta se da en condiciones donde se vulnera la privacidad de quienes la reciben, es visible para otros integrantes de la sociedad, la infraestructura donde se brinda es pobre o los administradores maltratan a los beneficiarios (Walker, 2014). Por ejemplo, estas podrían ser un mecanismo de estigma cuando se pagan presencialmente en un local centralizado y en un día determinado (Roelen, 2020). Esto último no es el caso de las AFAM-PE dado que el pago se realiza de forma electrónica. Para este trabajo tampoco debería ser un canal importante la comprobación de medios ya que todos los individuos de la muestra utilizada atravesaron por el proceso de solicitud.

Para identificar el efecto de las AFAM-PE sobre el estigma percibido por sus receptores se explota el mecanismo de asignación al programa acorde al puntaje de un índice de elegibilidad y en consecuencia se utiliza un diseño de regresión discontinua, en este caso, difusa (RDD, por su sigla en inglés). Además, se utilizan registros administrativos del programa y una encuesta de seguimiento posterior que es representativa de los hogares postulantes en torno al umbral de asignación: la Encuesta de Seguimiento de AFAM (ESAFAM), que fue diseñada específicamente para evaluar el programa AFAM -PE en el marco del convenio MIDES - FCEA, UDELAR. Principalmente, se utilizará el cuestionario de la *Oxford Poverty & Human Development Initiative* (OPHI) sobre sentimientos de vergüenza, estigma, discriminación y humillación asociados a contextos de pobreza propuesto por [Zavaleta \(2007\)](#), que se encuentra únicamente en la segunda ronda de la ESAFAM. La utilización de este cuestionario presenta una ventaja relativa respecto a estudios previos ya que intenta medir de forma más directa el estigma en lugar de usar preguntas indirectas referidas a bienestar subjetivo, que podrían relacionarse no solamente con estigma sino también con aspiraciones o preferencias adaptativas.

Se encuentra que la participación en el programa no tiene efectos significativos sobre la vergüenza asociada a la pobreza, aunque sí los tiene sobre la propensión a la vergüenza de los individuos. En este sentido, el programa tiene efectos positivos y significativos al 95 % de confianza de entre 0.49 a 0.69 desvíos estándar en la propensión a la vergüenza percibida por los individuos, de 0.60 a 0.66 desvíos estándar en la frecuencia de sentirse inhibido socialmente y de 0.31 a 0.63 desvíos estándar en la probabilidad de sentirse incómodo en público. Estos tres resultados resultan robustos a una serie de chequeos. A su vez, se estudia si el programa puede haber tenido efectos sobre el nivel de empoderamiento de los individuos, que si bien es otra dimensión del distinta al estigma, podría vincularse negativamente con el mismo, sobretudo con el estigma de tipo social. En este sentido, se encuentra evidencia débil de que participar en el programa afectaría negativamente el empoderamiento general de los individuos, aunque este resultado no es robusto. En resumen, se encuentra evidencia de efectos leves del programa sobre el estigma percibido por sus receptores.

Adicionalmente, si bien este trabajo se concentra en los efectos de mediano plazo del programa debido a la información disponible en la segunda ronda de la encuesta de seguimiento, se aprovecha la disponibilidad del indicador de incomodidad en público en la primera ronda para contrastar el efecto de mediano y corto plazo del programa. Contrariamente a lo ocurrido en la segunda ronda (2016-2018) donde se encuentra un efecto positivo de la política sobre dicha variable, esto no sucede en la primera ronda (2011-2012), donde no se encuentra un efecto significativo. Más de una razón podría explicar tal resultado. Por un lado, un mayor tiempo de exposición al programa podría ser un factor que magnifique el estigma. En este sentido, podría pensarse que sea necesario recibir beneficios durante un mínimo de tiempo considerable para que los sentimientos de estigma comiencen a operar. Por otro, entre ambas rondas de relevamiento ocurrió un cambio importante en la administración del programa: en el año 2013 se comenzó a controlar las condicionalidades impuestas a los hogares beneficiarios tras una ardua discusión parlamentaria [Rossel y Straschnoy \(2020\)](#). Ese cambio en las reglas de juego sumado al intenso debate público enfocado en las actitudes de los participantes del programa puede haber sido un factor que aumentara el estigma asociado a la política. No obstante, contrastar dicha hipótesis es algo que excede a este trabajo, aunque se intenta dar alguna pista al respecto.

El presente trabajo pretende contribuir a la literatura económica en los siguientes aspectos. Un primer aporte es brindar evidencia novedosa sobre la presencia de estigma una vez que los receptores del programa ya postularon y acceden a sus beneficios monetarios. Si bien la literatura económica

teórica y empírica ha abordado la temática del estigma de forma exhaustiva, esta se ha enfocado principalmente en el estudio de su existencia en torno a la baja adhesión que pueden presentar estos programas, previo a su recepción. Por su parte, los escasos artículos empíricos disponibles que estudian los efectos de políticas de transferencia sobre el estigma se concentran más que nada en el caso de China y su principal programa de transferencias, Minimum Living Security System (MLSS), con resultados no concluyentes. Mientras que [Han y Gao \(2020\)](#) no encuentran evidencia que respalde la presencia de estigma para zonas rurales de China, [Gao y Zhai \(2017\)](#) si encuentran evidencia de estigma para zonas urbanas y más recientemente [Qi y Wu \(2018\)](#) concluyen lo mismo. No obstante, las preguntas que evalúan estos autores no necesariamente se asocian directamente a estigma, sino que corresponden a preguntas relacionadas al bienestar subjetivo, a la satisfacción con la vida, entre otras. En este sentido, una de las ventajas del presente trabajo es poder utilizar el cuestionario de [Zavaleta \(2007\)](#) que pretende captar sentimientos vinculados a la vergüenza, humillación y discriminación en contextos de pobreza más específicamente y que a su vez contiene preguntas tomadas de encuestas que han sido previamente validadas, lo que también configura una ventaja adicional. Lo anterior configura un segundo aporte del presente documento ya que configuraría una de las primeras aplicaciones empíricas de evaluación de impacto de tal cuestionario.

Un tercer aporte es que este trabajo, según mi mejor conocimiento, sería de los primeros intentos en contrastar de forma causal el efecto de un programa de transferencias monetarias condicionadas sobre el estigma percibido por sus beneficiarios en América Latina. Si bien en el continente se cuenta con un vasto caudal de investigaciones causales sobre el impacto de este tipo de políticas en múltiples dimensiones ([Coady et al., 2004](#)), la investigación en torno a efectos no deseados de estos programas, tales como la el estigma, ha sido más incipiente ([Roelen, 2020](#)). Estudiar este tipo de resultados no deseados cobra suma relevancia para los países de América Latina debido a la amplia extensión que estos han tenido desde comienzos de siglo como principal política de alivio a la pobreza.⁴ Para Uruguay ocurre algo similar, aunque se han abordado tópicos de bienestar subjetivo en varios de los trabajos que evalúan el programa estudiado en esta investigación. En este sentido, un cuarto aporte es presentar evidencia adicional que anteriormente no había sido abordada respecto al amplio estudio de las AFAM-PE y sus efectos, tanto deseados como no deseados ([Failache et al., 2016](#); [Bérgolo et al., 2016](#); [Bérgolo y Galván, 2018](#); [Rivero et al., 2019](#); [Bérgolo y Cruces, 2021](#)).

El documento se estructura de la siguiente manera. La Sección 2 describe el contexto institucional y la política a estudiar. La sección 3 detalla el marco teórico del trabajo. La sección 4 menciona los antecedentes relevantes a nivel internacional y nacional. La sección 5 explica la estrategia de identificación utilizada para estimar el efecto causal de la política. La sección 6 presenta los resultados encontrados. Finalmente, la sección 7 concluye.

2. Contexto institucional

El sistema de asignaciones familiares uruguayo tiene sus orígenes en 1943 tras la aprobación de la Ley N° 10,449.⁵ En sus inicios, el carácter del sistema fue íntegramente contributivo, es decir, las prestaciones monetarias se encontraban ligadas a las remuneraciones laborales de aquellos trabajadores inmersos dentro del sistema de seguridad social y se destinaban a los hogares con integrantes menores de catorce años de edad. Desde ese entonces el sistema ha transicionado hacia un carácter

⁴Entre las que se encuentran: Proyecto Familia Futuro (Bolivia), Bolsa Familia (Brasil), Subsidio Unitario Familiar (Chile), Familias en Acción (Colombia), Bono de Desarrollo Humano (Ecuador), Progresía-Oportunidades (México), etc.

⁵Para ahondar sobre la historia y estructura del sistema de transferencias uruguayo dirigirse a [Arim et al. \(2009\)](#).

no contributivo y focalizado con sucesivas reformas en 1995 (Ley N° 16,697), 1999 (Ley N° 17,139) y 2004 (Ley N° 17,758). Mediante estas reformas el foco principal pasó de radicar en los hogares de trabajadores formales a priorizar a los hogares que se encuentran en peor situación económica, en particular, aquellos comprendidos por adultos con menores a cargo que no están amparados por el sistema formal de seguridad social. Mientras que la reforma de 1995 incorporó la verificación de medios, las reformas de 1997 y 2004 desligaron el beneficio del requisito contributivo y lo llevaron al plano no contributivo (Colafranceschi y Vigorito, 2013).

La extensión del pilar no contributivo del sistema de transferencias se profundizó sustantivamente en 2005 tras la creación del Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social (PANES) a través de la Ley N° 17,869. El PANES estableció un programa de transferencias monetarias no contributivas (Ingreso Ciudadano) destinado a la población con menores recursos que fue puesto en marcha entre 2005 y 2007 con el objetivo de atender la situación de pobreza extrema en la que se encontraba el país tras la crisis de 2002 (Arim et al., 2009). Posteriormente, en el año 2008 se crean las AFAM-PE dentro de la órbita del Plan de Equidad, que constituyen el programa de transferencias monetarias no contributivas de mayor escala en el país. En 2017 este alcanzó a 387,000 beneficiarios, es decir, el 44 % de los menores de 18 años en el país (Lavalleya y Tenenbaum, 2020). El programa es administrado por el MIDES y el Banco de Previsión Social (BPS), y persigue dos objetivos simultáneos. Por un lado, pretende brindar asistencia monetaria a aquellos hogares con menor dotación de recursos económicos que tienen menores a cargo. Por otro, aspira a fomentar la asistencia escolar y el control médico de los niños y adolescentes pertenecientes a las familias beneficiarias.

De dichos objetivos se desprenden las principales características del programa. En primer lugar, los beneficiarios del programa son niños y adolescentes entre 0 y 17 años, así como también mujeres embarazadas pertenecientes a hogares en situación de vulnerabilidad socioeconómica. Los receptores de la prestación son los responsables a cargo del beneficiario, en donde la mujer tiene preferencia a ser la titular del cobro, lo cual es una intencionalidad explícita del programa (Ley N.º 18,227).

En segundo lugar, se trata de un programa focalizado mediante la comprobación, en una primera instancia, del ingreso del hogar, y luego la aproximación de medios de vida en base a la aplicación de un índice de elegibilidad realizado por el IECON: el Índice de Carencias Críticas (ICC). Este proviene de la estimación mediante un modelo probit de la probabilidad de que un hogar pertenezca al primer quintil de ingresos per cápita de los adultos del hogar, sin considerar otras transferencias, ni tampoco el valor locativo de la vivienda (Lavalleya y Tenenbaum, 2020). El modelo agrega un vasto conjunto de información socioeconómica del hogar: ingreso, características de sus integrantes, clima educativo, participación en el mercado laboral, condiciones habitacionales y sanitarias. Como resultado, aquellos hogares que obtengan un puntaje superior al umbral determinado en el ICC son quienes acceden a los beneficios.

En tercer lugar, las transferencias se encuentran sujetas al cumplimiento posterior de dos condicionalidades respecto a los menores de edad de los hogares beneficiarios: la asistencia al sistema de educación formal y la realización de controles médicos de forma regular. No obstante, se debe aclarar que estas condicionalidades no fueron monitoreadas por las autoridades nacionales hasta mediados de 2013 (Rossel et al., 2014). En abril de dicho año, tras una ardua discusión parlamentaria, el gobierno nacional resolvió suspender el pago a quienes incumplían con esta condicionalidad, resultando en la suspensión de 42.263 transferencias, aproximadamente un 10 % del total otorgado en el momento, mientras que para su restablecimiento, se instaba a los receptores a acreditar la asistencia educativa mediante la presentación del certificado de escolaridad correspondiente (Rossel y Straschnoy, 2020).

Respecto al monto y la periodicidad de la transferencia, este se otorga mensualmente, se ajusta anualmente por ley mediante el Índice de Precios del Consumo (IPC) y su valor responde a la siguiente fórmula:

$$AFAM - PE_i = M_p * (men18)^{0,6} + M_s * (men18sec)^{0,6}$$

Donde M_p es el monto transferido por cada beneficiario que se encuentra en gestación de embarazo, es menor de 5 años o asiste a enseñanza primaria, M_s es el monto complementario por cada beneficiario que asiste a enseñanza secundaria, $men18$ es la cantidad total de menores de 18 años en el hogar y $men18sec$ es la cantidad de menores que asisten a enseñanza secundaria. Para el año 2020, $M_p = \$ 1922,66$ (aprox. US\$ 46,90) y $M_s = \$ 823,97$ (aprox US\$ 20,10).

Se puede apreciar que el monto varía según la cantidad de menores de edad en el hogar de acuerdo a una escala de equivalencia, reconociendo la generación de economías de escala dentro de los hogares. Asimismo, el mayor monto en la transferencia para aquellos beneficiarios que asisten a la educación media responde a un incentivo a la permanencia en el sistema educativo y a la culminación de dicho nivel de estudios (Ley N.º 18,227). Adicionalmente, el monto de la transferencia aumenta para los casos de beneficiarios con discapacidad.

Este programa resulta particularmente interesante para el análisis del estigma vinculado a la recepción de transferencias monetarias ya que posee una característica poco usual entre este tipo de programas: es focalizado pero su cobertura es sumamente amplia. Tal como fue mencionado, mientras que la focalización puede ser un factor que promueva el estigma, una amplia cobertura que tiende a la universalidad puede ser un factor que lo reduzca. Esta tensión entre la focalización y la amplia cobertura provoca que el efecto esperado de las AFAM-PE en el estigma percibido por sus beneficiarios no sea trivial y agrega complejidad a la interpretación de los resultados encontrados.

3. Marco Teórico

3.1. Estigma

El concepto de estigma ha sido estudiado principalmente por la sociología y la psicología social, mientras que el abordaje desde la economía ha sido más reciente. En su trabajo seminal, [Goffman \(1963\)](#) define al estigma como un atributo diferencial de un individuo, que es fuertemente desacreditador, devalúa su identidad y lo distancia de la sociedad a la que pertenece. Es decir, considera al estigma como una insignia que simboliza negativamente a quien la porta. Siguiendo el argumento anterior, [Link y Phelan \(2001\)](#) reafirman que la saliencia y significancia de las diferencias humanas escogidas para ejercer estigma son determinadas socialmente y proponen una conceptualización del estigma basada en el término “etiqueta” en lugar de “atributo”. En base a ello, estos autores definen al estigma como la ocurrencia simultánea de sus cinco componentes (etiquetamiento, estereotipación, separación, pérdida de estatus y discriminación) que se interrelacionan y refuerzan entre sí, y que son ejercidos a través de relaciones de poder. Este último aspecto es clave debido a que el estigma tiene lugar solamente si quienes estigmatizan cuentan con el poder político, económico o social de imponerle al individuo o grupo estigmatizado, consiguiendo que este último acepte la visión dominante y adopte su posición social inferior ([Link y Phelan, 2001](#)).

Precisamente una de las variables salientes y significativas escogidas socialmente para ejercer estigma ha sido la recepción de beneficios de programas sociales (Spicker, 2011). Aquí es donde predominantemente se ha centrado el estudio del estigma por parte de la ciencia económica, aunque motivado principalmente por las bajas tasas de adhesión presentes en los programas sociales de Estados Unidos (Moffitt, 1983). Por ello, el interés primordial de la literatura económica en torno al estudio del estigma ha radicado en el problema de los bajos porcentajes de adhesión, o *low take up* en inglés, que implican que este tipo de políticas sociales no alcancen completamente a su población objetivo y que sus objetivos de alivio a la pobreza se vean comprometidos. Es decir, existe un conjunto de individuos que siendo elegibles para un programa determinado no solicitan sus beneficios debido a costos relacionados al tiempo disponible, asimetrías de información, o estigma (Manchester y Mumford, 2010; Bhargava y Manoli, 2015). Lo anterior, a priori, contradice la teoría económica convencional, ya que los hogares estarían resignando un mayor ingreso al no postular y por ende no maximizarían su utilidad. De este problema surge la definición económica del estigma asociado a la recepción de beneficios, que puede entenderse sencillamente como la desutilidad producida por ser receptor de este tipo de programas asistenciales per se (Moffitt, 1983; Besley y Coate, 1992).

El estigma asociado a la recepción de programas sociales puede operar en dos niveles: uno previo a la recepción del beneficio y otro posterior a dicho evento. Respecto al primero, según Walker (2014) los gobiernos históricamente han utilizado al estigma asociado a la recepción de beneficios como instrumento disuasivo en las políticas que exigen una comprobación previa de medios de vida debido a su bajo costo de aplicación y a los recursos escasos con los que suelen contar. El principal objetivo de su utilización sería desincentivar la postulación de aquellas personas que no cuentan con la necesidad económica de recibir los beneficios y por tanto lograr un mejor uso de los recursos finitos, asegurando que estos alcancen a quienes realmente los necesitan (Besley y Coate, 1992). A pesar de la definición compartida en la literatura económica, los argumentos y planteos en torno a la utilización del estigma asociado a la recepción de beneficios como un instrumento de política válido difieren entre autores. Por un lado, Besley y Coate (1992) argumentan que esta clase de estigma es un instrumento útil para disuadir a los postulantes no merecedores y focalizar los recursos en quienes si los necesitan. Además, enfatizan su utilidad cuando el Estado posee información imperfecta acerca de quienes postulan debido a que ejercerlo conlleva un costo bajo comparado con otras alternativas de regulación. Contrariamente, Moffitt (1983) pone un mayor énfasis en los costos psicosociales que este estigma produce en los receptores de programas asistenciales y que no solo abarcan a quienes no necesitan la política sino que también lo hace a quienes si la requieren, lo que disminuye su efectividad.

En cuanto al segundo nivel, este aún no ha sido abordado por la ciencia económica de la misma forma que el primero. En este sentido, no se cuenta en la literatura con un modelo teórico que estructure cómo los individuos se verían afectados por el estigma producido por participar en un programa social. Por ello, resulta necesario incorporar distintos conceptos provenientes de otras ciencias sociales que abordan al estigma con un mayor énfasis en este nivel posterior y ponen en relieve la necesidad de ir más allá del problema de la adhesión y estudiar qué ocurre luego de que los individuos se convierten efectivamente en receptores. En esta línea, Rainwater (1982) define al estigma asociado a la recepción de beneficios como las posibles consecuencias psicosociales negativas que pueden experimentar los receptores de programas de transferencias que requieren una focalización y/o comprobación de medios e identifica cuatro razones por las que el estigma puede provocarse en el contexto de programas sociales. Primero, quienes no son beneficiarios de estos programas estereotipan y presentan actitudes negativas hacia quienes sí lo son. Segundo, a raíz de estas actitudes negativas, los beneficiarios podrían ser tratados de forma diferente, siendo excluidos socialmente.

Tercero, los beneficiarios crean una visión negativa propia de ellos mismos, basada en la creencia de que son receptores de caridad y que ocupan una posición inferior en el estrato social. Por último, todo esto conduce a que los receptores comiencen a adoptar comportamientos defensivos que tampoco son aceptados socialmente, lo que refuerza el proceso de estigmatización.

Entre los distintos costos psicosociales provocados por el estigma, [Link y Phelan \(2001\)](#) identifican la pérdida de estatus y la discriminación de quienes son estigmatizados. A su vez, según estos investigadores, dicho estigma afecta negativamente la confianza interpersonal de quienes lo sufren. Adicionalmente, [Spicker \(2011\)](#) sugiere que un servicio social estigmatizante no solo diferencia a sus beneficiarios del resto de la sociedad y reduce su estatus social, sino que los degrada, socava su dignidad, humilla y avergüenza. Este carácter divisorio del estigma es uno de sus principales rasgos intrínsecos: diferencia entre lo aceptable, entre “ellos contra nosotros” ([Walker, 2014](#)).

Más generalmente, la estigmatización asociada a los programas de asistencia social debe considerarse dentro de un contexto más amplio de estigmatización a la pobreza, en el cual el carácter moral de quienes están en situación de privación es altamente cuestionado ([Rainwater, 1982](#)). Según [Walker \(2014\)](#), este cuestionamiento se debe a que en las sociedades contemporáneas predomina la creencia de que los determinantes de la pobreza están fuertemente ligados a la falta de esfuerzo. En un contexto en donde el individualismo lleva a responsabilizar directamente a las personas por no ser financieramente autosuficientes, la pobreza simboliza la transgresión de esta norma social y señala un fracaso personal ([Walker, 2014](#)). Por esta razón, ser pobre es una etiqueta negativa por sí misma y la pobreza tiene un estigma asociado que le es intrínseco. Quienes son pobres son objeto de ser etiquetados, devaluados socialmente, rechazados y avergonzados ([Spicker, 2011](#)).

Más específicamente, [Walker \(2014\)](#) distingue diferentes subcategorías de estigma que se interrelacionan entre sí: estigma institucional, estigma personal y estigma social.⁶ En primer lugar, el estigma personal está fuertemente relacionado con el sentimiento propio de estigma asociado a la pobreza, bajo la concepción de que solicitar beneficios sociales es sinónimo de fracaso personal ([Baumberg, 2015](#)). Esto remarca el hecho de que postular al programa, como también ser un beneficiario de este, puede por sí mismo ser estigmatizante para el individuo. En segundo lugar, el estigma también es ejercido por otros, ya sea el entorno cercano de los beneficiarios, el público en general, los medios de comunicación, entre otros. A esto hace referencia el estigma social, es decir, al proceso por el cual el resto de la sociedad etiqueta, estereotipa y distancia a los beneficiarios en base a actitudes, pensamientos y acciones discriminatorias por parte del grupo estigmatizante que, en este contexto, se vinculan con cuestiones de mérito, responsabilidad y necesidad ([Walker, 2014](#)). En tercer lugar, el estigma institucional se refleja en el diseño e implementación de la política pública ya que pueden instigar estigma mediante la focalización, la comprobación sustitutiva de medios, el trato con los operadores de la política y el carácter y la vía de entrega de la transferencia ([Roelen, 2020](#)). En términos de [Walker \(2014\)](#), el estigma relacionado con la adhesión a la política discutido previamente puede considerarse dentro del estigma institucional.

3.2. Vergüenza

Tanto [Spicker \(2011\)](#) como [Walker \(2014\)](#) subrayan que el sentimiento de vergüenza es un elemento crucial para el análisis del estigma. La vergüenza asociada a vivir en la pobreza puede tener consecuencias que reducen las posibilidades de salir de tal situación, siendo un factor de perpetuación de la pobreza que agudiza sus causas y reduce el impacto de las políticas públicas diseñadas para abatir-

⁶Estas denominaciones pueden variar según el autor que las describa.

la, y una manifestación emocional resultante de la percepción de estigma. La vergüenza es definida como una emoción autoconsciente, profunda, duradera y que es sentida internamente de forma dolorosa (Tangney y Tracy, 2011). Este tipo de emociones requieren para poder ser percibidas el poder reconocerse, reflejarse en una representación de uno mismo y realizar una autoevaluación que, de ser negativa, habilita a sentirse avergonzado por lo que uno es, pues involucra atributos permanentes del individuo que no pueden ser cambiados fácilmente (Tracy y Robins, 2004). Esto último se torna fundamental en contextos de pobreza ya que vivir en una situación de privación es justamente difícil de revertir debido a su carácter estructural y por ende el sentimiento de vergüenza asociado a la pobreza radica en el núcleo más duro de la concepción de ser pobre (Sen, 1983).

Entre sus consecuencias, Walker (2014) subraya principalmente el distanciamiento y exclusión social. Asimismo, plantea que esta vergüenza asociada a vivir en situaciones de pobreza provoca enojo y resentimiento, lo que acentúa el distanciamiento social y dificulta la salida de la pobreza a quienes son avergonzados. A raíz del distanciamiento, quienes son pobres carecen de ayuda externa, información y contactos, por lo que esto retroalimenta este proceso de exclusión y dificulta la participación social de los individuos, resultando en que vivir en situación de pobreza sea persistente (Walker, 2014). Además, el autor sugiere que la vergüenza provoca una reducción de autoestima, depresión y ansiedad en quienes la sufren. De lo anterior se desprende que las consecuencias derivadas de la vergüenza pueden repercutir de forma importante en el bienestar psicológico de corto y largo plazo de quienes los perciben. Siguiendo a Spicker (2011), se considera el sentimiento de vergüenza como una manifestación resultante de la percepción de estigma, y se asocia un mayor sentimiento de vergüenza a una mayor percepción de estigma por parte de los individuos (Walker, 2014; Roelen, 2020).

4. Antecedentes

La literatura vinculada al estigma en contextos de asistencia social es un tema que ha cobrado relevancia en los países de ingresos altos, mientras que en países de ingresos bajos y medios su investigación ha sido incipiente (Roelen, 2020). Tomando esta diferencia en consideración, a continuación se presentan primero los antecedentes empíricos internacionales relevantes para el trabajo y luego se hace referencia a los antecedentes a nivel nacional.

4.1. Antecedentes internacionales

Tal como fue mencionado en la sección anterior, el surgimiento del abordaje económico de la problemática del estigma fue motivado principalmente la problemática del *-low take up-*. La baja tasa de adhesión a los programas sociales puede deberse a diversos motivos: falta de información, costos de transacción o la presencia de estigma (Manchester y Mumford, 2010; Bhargava y Manoli, 2015). La presencia de estigma es la hipótesis que ha dado lugar a la producción de una vasta literatura que trata de analizar por qué dichas tasas de adhesión suelen ser relativamente bajas y que identifican al estigma como un factor asociado negativamente a la adhesión (Stuber y Kronebusch, 2004; Stuber y Schlesinger, 2006; Manchester y Mumford, 2010; Hochfeld y Plagerson, 2011; Kaye et al., 2013; Bhargava y Manoli, 2015; Brizmohun y Duffy, 2016; Friedrichsen et al., 2017).

Para América Latina, Chong et al. (2009) producen evidencia experimental en cuatro ciudades del continente (Bogotá, Lima, Montevideo y San José) de que la participación en programas sociales (nutricionales, educativos y de salud) afecta negativamente la confianza interpersonal, lo que estos autores relacionan a la presencia de estigma en este tipo de políticas.

Respecto a los posibles efectos estigmatizantes de políticas sociales sobre sus beneficiarios, uno de los programas de transferencias monetarias que ha sido estudiado extensamente por la literatura es el *Minimum Living Security System* (MLSS), o coloquialmente conocido como *Dibao*, de la República de China. Este provee una asignación básica para la población que se encuentra por debajo de la línea de pobreza. Al igual que las AFAM-PE, *Dibao* es el programa de transferencias de mayor cobertura en su país. Los estudios que ahondan en la investigación de estigma en el programa *Dibao* no son concluyentes. A priori, la evidencia parecería sugerir que el estigma opera de forma diferente según el área geográfica en donde se aplica el programa. Por un lado, [Han y Gao \(2020\)](#) no encuentran evidencia que respalde la presencia de estigma para zonas rurales de China. Utilizando datos para 2012 y 2014 concluyen que el programa parece tener un efecto positivo sobre el estatus social percibido por sus receptores, así como también sobre las perspectivas sobre el futuro y la satisfacción con la vida personal de estos, lo que incrementa el bienestar de los individuos beneficiados. Sin embargo, [Gao y Zhai \(2017\)](#) si encuentran evidencia de estigma en *Dibao*. Los autores analizan el efecto del programa sobre el bienestar de los beneficiarios usando datos para 2002. Como resultado, hallan que los beneficiarios tienden a ser menos optimistas respecto a su futuro y menos felices en comparación con sus pares no beneficiarios. Los autores plantean que esto podría suceder, en parte, debido a que el proceso de postulación, comprobación de medios y entrega de la transferencia son altamente degradantes y desmoralizadores, así como también a raíz de que el programa conlleva un monitoreo comunitario de los hogares beneficiarios que puede provocar un escrutinio público invasivo. ([Gao y Zhai, 2017](#)). Efectos similares son documentados en [Zhang \(2020\)](#) que, tras la realización de un estudio cualitativo que abarca a mujeres beneficiarias del programa para áreas urbanas, encuentra que ellas son objeto de estigma y que a través de este, experimentan situaciones de exclusión social, discriminación y aislamiento.

Por último, en otro antecedente clave, [Qi y Wu \(2018\)](#) analizan los efectos sobre el bienestar y la salud psicológica de los beneficiarios de *Dibao* para 2014. De este modo, los autores constatan su hipótesis de que el MLSS tiene efectos estigmatizantes que provocan consecuencias psicosociales y afectan el bienestar de los beneficiarios. En particular, sus resultados sugieren que el programa tiene un efecto negativo sobre la satisfacción con la vida personal y familiar, reduce los niveles de felicidad, autoconfianza y autopercepción, y erosiona las relaciones interpersonales de sus beneficiarios. Asimismo, hallan que esta política aumenta la probabilidad de sentirse deprimido, sin esperanza e impotente. Además, encuentran que aquellos individuos que se benefician del programa reportan con mayor frecuencia el enfrentarse a dificultades para llevar cosas a cabo. En base a estos resultados, concluyen que estos efectos relacionados al estigma dificultan el objetivo del programa de aliviar la pobreza en la población, a pesar de las mejoras materiales que este produce y de la expansión de su cobertura en la última década ([Qi y Wu, 2018](#)).

No obstante, las preguntas que evalúan estos autores en su artículo no necesariamente se asocian a la presencia de estigma. Las variables que utilizan corresponden a preguntas relacionadas al bienestar subjetivo, a la satisfacción con la vida, entre otras, que si bien pueden correlacionarse con la presencia de estigma, no necesariamente constatan su presencia. Por ejemplo, tal como plantean [Carrasco et al. \(2019\)](#), el efecto negativo de determinado programa social en la satisfacción subjetiva de los individuos podría ser canalizado por un cambio en sus puntos de referencia, tanto de riqueza como de aspiraciones. Es decir, una menor satisfacción con la vida no necesariamente tiene por qué deberse a la presencia de estigma, sino que podría verse afectada por una variación en las preferencias de los individuos, debido a un cambio del punto de referencia de estos provocado por la participación en el programa.

En este sentido, una de las ventajas del presente trabajo es la de poder utilizar el cuestionario de OPHI, detallado en [Zavaleta \(2007\)](#), ya que es un instrumento que pretende captar de forma más específica los sentimientos vinculados a la vergüenza, humillación y discriminación en contextos de pobreza y que a su vez contiene preguntas tomadas de encuestas que han sido previamente validadas, lo que también configura una ventaja adicional. Aún así, tal como se verá más adelante, la escala de propensión a la vergüenza incluida en dicho cuestionario no es suficiente para dilucidar si los efectos encontrados son precisamente debidos a *welfare stigma* o si se deben a una vergüenza y estigma más generales que son profundizadas por la política.

4.2. Antecedentes nacionales

Para Uruguay, en un primer lugar, los trabajos que investigan la tasa de postulación a los principales programas de transferencias del país encuentran tasas de adhesión similares a las estimadas para otros países. [Burdín y de Melo \(2009\)](#) estiman mediante un modelo probit la no adhesión de la población elegible para el PANES y encuentran que el 22 % de los hogares elegibles no habían adherido al programa, lo cual resulta consistente con los resultados observados en la literatura económica previa. Luego, [Dean y Vigorito \(2015\)](#) estudian la adhesión a las AFAM-PE y hallan que el 17,6 % de los hogares elegibles para la AFAM-PE no reciben el beneficio, aunque no es posible distinguir el motivo de la no adhesión, es decir, no se puede diferenciar entre aquellos hogares que no postularon a la política y los que si lo hicieron pero fueron rechazados, o incluso los hogares a los que les suspendieron el beneficio por incumplir condicionalidades.

Más recientemente, [Ghazarian \(2020\)](#) ahonda en el análisis para el caso del programa AFAM-PE e investiga acerca de los determinantes de su no adhesión utilizando datos de la Encuesta Longitudinal del Bienestar Uruguayo (ELBU). La autora encuentra que la adhesión se ve afectada por el monto esperado del beneficio, la cantidad de menores de edad que integran el hogar, la ascendencia étnica de la jefatura del hogar y la región a la que este pertenece. Sin embargo, no halla evidencia de que determinantes subjetivos o de estigma afecten la adhesión al programa de quienes son elegibles. No obstante, advierte de que esto no necesariamente implica descartar la presencia de estigma en la adhesión ya que los datos utilizados podrían no estar capturando de forma correcta este tipo de fenómeno.

En un segundo lugar, el diseño de las AFAM-PE basado en un índice de elegibilidad ha permitido la realización de sucesivas evaluaciones de impacto, tanto para estudiar los objetivos del programa (especialmente vinculados a las condicionalidades), así como también para identificar efectos no deseados. A continuación se presentan los hallazgos más relevantes de dichos estudios en cuanto a efectos generales del programa y por qué estos podrían ser importantes para la interpretación de los resultados relacionados a estigma. Entre los principales resultados vinculados a los efectos buscados por el programa, los informes de evaluación de las AFAM-PE encuentran que el programa no impacta significativamente el control médico de los niños, como tampoco la fecundidad presente o futura de las madres ([Bérgolo et al., 2016](#); [Rivero et al., 2019](#)). A su vez, tampoco encuentran efectos en el estado nutricional de los niños ([Rivero et al., 2019](#)). Respecto a los desempeños educativos, no se hallan efectos sustantivos en el rezago académico escolar, aunque si se ha encontrado un efecto positivo en cuanto a la asistencia a nivel de educación secundaria ([Bérgolo et al., 2016](#); [Rivero et al., 2019](#)).

En cuanto a los efectos no deseados del programa, las evaluaciones hallan que las asignaciones no presentan efectos significativos en la ocupación ni en las horas trabajadas por parte de los adultos

del hogar, aunque si han encontrado evidencia consistente con la hipótesis de que la transferencia tiene un impacto positivo el trabajo informal, sobretodo en las mujeres receptoras (Failache et al., 2016; Bérgolo et al., 2016; Bérgolo y Galván, 2018; Rivero et al., 2019; Bérgolo y Cruces, 2021). De ser conocida esta realidad por la sociedad, el estigma social dirigido hacia quienes reciben transferencias pero no están ocupados no debiera estar presente ya que los beneficiarios no disminuyen su carga laboral sino que trabajan en mayor medida en el sector informal. Sin embargo, es poco probable que esta información sea conocida ampliamente a nivel de la sociedad, por lo que el estigma podría igualmente estar presente.

Además, se han analizado otros efectos relacionados a percepciones y opiniones de los beneficiarios. En este sentido, Rivero et al. (2019) hallan que el programa no presenta efectos sobre la confianza interpersonal de los beneficiarios y por tanto no parece afectar la cohesión social. Las autoras tampoco encuentran efectos significativos en un conjunto vasto de respuestas sobre valoraciones cualitativas, a excepción de una mejor valoración del gobierno y de las instituciones que otorgan las asignaciones (MIDES y BPS). Esto resulta particularmente de importancia ya que una mejor valoración de las instituciones que administran la política pública no debería corresponderse con la presencia de estigma institucional.

5. Estrategia empírica

5.1. Estrategia de identificación

En el ámbito de las ciencias sociales la identificación de un efecto causal resulta particularmente compleja ya que es imposible llevar a cabo experimentos en donde se pueda observar a un mismo individuo en dos escenarios distintos: uno bajo el cual es afectado por una intervención (tratamiento), en este caso la política a estudiar, y otro en donde no lo es. Es decir, el contrafactual directo de un individuo que accede a una política determinada es inobservable. A raíz de esto, resulta necesaria la presencia de una variación exógena en la población a estudiar que permita distinguir válidamente entre un grupo de tratamiento y un grupo de control, y comparar los resultados de interés entre ambos (Bernal y Peña, 2011).

El criterio de asignación de las AFAM-PE permite un diseño cuasiexperimental ya que provee este tipo de fuente de variación exógena al determinar una discontinuidad en la probabilidad de participación en el programa a través de su instrumento de focalización. Esto se debe a que el punto de corte fijado sobre el instrumento, que define cuáles hogares son los elegibles para el programa (grupo de tratamiento) y cuáles no lo son (grupo de control), es arbitrario y resulta clave para la participación en el programa.

El método que explota esta clase de asignaciones se conoce como Diseño de Regresión Discontinua (RDD, por su sigla en inglés). La idea fundamental detrás del RDD es que si el instrumento de focalización tiene un punto de corte arbitrario, el beneficio se asigna según este punto de forma estricta, y la distribución de individuos es densa sobre dicho umbral, se tiene que los hogares que se encuentran dentro de un entorno cercano al punto de corte serán muy similares entre si. Por ello, el grupo de control configura un contrafactual adecuado de los hogares elegibles que permitirá estimar distintos resultados causales del programa para un entorno cercano al punto de corte. Para este entorno lo suficientemente pequeño alrededor del umbral, de cumplirse las condiciones mencionadas, el RDD se plantea como una alternativa tan válida como un experimento aleatorio (Lee y Lemieux, 2009).

Resulta importante ahondar en este último aspecto. Los resultados del RDD están acotados a aque-

llos hogares que se encuentran en torno al umbral definido y no se pueden extender al resto de la población beneficiaria, por lo que la validez externa del diseño es limitada (Bernal y Peña, 2011). A raíz de esto, el efecto del programa a estimar será un efecto promedio local del tratamiento (LATE, por su sigla en inglés), que no será generalizable a toda la población elegible del programa.

Para el caso de las AFAM - PE, el diseño de las sucesivas evaluaciones de impacto previamente mencionadas se ha basado en el instrumento de focalización que determina la elegibilidad de los hogares, el ICC, que toma dos puntos de corte distintos, uno para Montevideo y otro para el interior del país. Para resolver tal diferencia, se estandariza el valor del umbral en torno a cero, al que se denomina ICC^* , tal que $ICC^* = ICC - \overline{ICC}$, siendo \overline{ICC} el valor del punto de corte correspondiente. De este modo, el puntaje del ICC de un hogar que coincide con el punto de corte tiene un puntaje de cero en el índice estandarizado.

Si el ICC^* a través del punto de corte \overline{ICC}^* define de forma importante la participación en el programa de AFAM - PE, es posible utilizar un diseño de regresión discontinua. Tal como se explicita en Bernal y Peña (2011), el primer requisito para la identificación subyacente a este diseño implica que:

$$\lim_{icc^* \uparrow \overline{ICC}^*} T_i(ICC^* = icc^*) \neq \lim_{icc^* \downarrow \overline{ICC}^*} T_i(ICC^* = icc^*) \quad (1)$$

Tal como se mostrará más adelante, la participación en el programa sigue este tipo de asignación en base al \overline{ICC}^* , por lo que el proceso de variación exógeno está definido por el índice de focalización. Esto garantiza que los hogares elegibles para el programa representen adecuadamente el grupo de tratamiento y permite utilizar el RDD (Bernal y Peña, 2011). Sin embargo, la discontinuidad en el punto de corte de asignación al programa no es nítida y la *compliance* no es completa: del lado izquierdo del \overline{ICC}^* se tienen hogares que no resultaron elegibles originalmente pero que a lo largo de los años terminaron participando del programa, es decir, terminaron siendo tratados. Por ello, se utiliza una Regresión Discontinua Difusa (o *Fuzzy RD* por su nombre en inglés), para ajustar la estimación a que el indicador de tratamiento y el de elegibilidad no son exactamente iguales. En la Figura 4 se mostrará el cumplimiento de este primer requisito.

Por otra parte, no basta con definir correctamente el grupo de tratamiento. La realización del RDD requiere garantizar que los hogares no elegibles para el programa conformen un grupo de control adecuado y, por lo tanto, configuren un contrafactual válido para los hogares tratados, es decir, sean muy similares a aquellos hogares al otro lado del umbral. Lo anterior se logra mediante el cumplimiento del requisito de continuidad local (Angrist y Pischke, 2009). Este supuesto requiere que tanto la variable de resultado como las covariables sean continuas en \overline{ICC}^* .⁷ Es decir, que estas no presenten discontinuidades previas al tratamiento. En términos formales, este segundo requisito para la identificación se escribe de la siguiente forma:

$$\lim_{icc^* \uparrow \overline{ICC}^*} E[Y(0) / \overline{ICC}^* = icc^*] = \lim_{icc^* \downarrow \overline{ICC}^*} E[Y(0) / \overline{ICC}^* = icc^*] \quad (2)$$

$$\lim_{icc^* \uparrow \overline{ICC}^*} E[Y(1) / \overline{ICC}^* = icc^*] = \lim_{icc^* \downarrow \overline{ICC}^*} E[Y(1) / \overline{ICC}^* = icc^*] \quad (3)$$

⁷En este trabajo se muestra solamente la continuidad para las covariables dado que no se cuenta con las variables de resultado para línea de base.

Por último, el tercer requisito para la identificación del RDD, denominado como condición de no manipulación, exige que el punto de discontinuidad del índice de elegibilidad no haya sido manipulado (Cattaneo et al., 2018). Este supuesto requiere que los el cálculo del índice no haya sido manipulado, es decir, que los solicitantes del programa desconozcan su forma de computación y punto de corte. De lo contrario, estos podrían modificar sus respuestas con el objetivo de participar en el programa, lo que se evidenciaría con una aglomeración de puntajes del ICC sobre el entorno superior al punto de corte. Si esto ocurriera, los grupos de tratamiento y de control ya no serían comparables, existiendo un sesgo de selección en quienes son tratados. Los tres requisitos mencionados serán contrastadas en la Sección 5.3

Como el diseño utilizado en este trabajo es difuso, la estimación del efecto del programa sobre las distintas variables de resultado se realiza utilizando variables instrumentales en donde el tratamiento, que en este caso es la participación en el programa, se instrumenta con la probabilidad de ser efectivamente tratado, es decir, con el puntaje del índice de elegibilidad si este sobrepasa el punto de corte determinado (si es mayor a cero en este caso). De esta forma, la estimación se puede realizar en dos etapas. La regresión de la primera etapa es la siguiente:

$$T_i = \alpha_0 + \alpha_1 D_i + g(ICC_i^*) + D_i g(ICC_i^*) + \alpha_2 X_i + \eta_i \quad (4)$$

Donde T_i es la variable de tratamiento a instrumentar, ICC_i^* es el puntaje del ICC estandarizado, $g(ICC_i^*)$ es una función polinómica de este puntaje, X_i es un vector de variables de control, η_i es el término de error, y D_i es el indicador de elegibilidad, que toma el valor 1 si el icc^* del hogar es mayor a cero, y 0 en caso contrario, tal que:

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{si } ICC^* > 0 \\ 0 & \text{si } ICC^* \leq 0 \end{cases} \quad (5)$$

Dicho procedimiento se realiza también para las interacciones polinómicas entre el indicador de elegibilidad y el puntaje del ICC. Una vez que se obtienen los instrumentos de T_i y los restantes términos polinómicos con las regresiones de primera etapa, se procede a estimar la segunda etapa mediante la siguiente ecuación:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 T_i + f(ICC_i^*) + T_i f(ICC_i^*) + \beta_2 X_i + \epsilon_i \quad (6)$$

Donde Y_i corresponde a las variables de resultados consideradas y $f(ICC_i^*)$ es, de nuevo, una función polinómica del puntaje estandarizado y ϵ_i es el término de error. Las regresiones se realizan por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) para cuatro especificaciones del modelo que varían según la forma de la función f : lineal, lineal con controles, cuadrática, y cuadrática con controles X_i . Los controles utilizados en las regresiones principales serán: *sexo* (1 = mujer), *edad*, *región* (1 = Montevideo) y *ascendencia étnica* (1 = ascendencia étnica blanca). En todos los casos se clusterizan los errores por el ICC^* . El parámetro de interés a estimar será β_1 que representa el efecto de la política en la variable de resultado a considerar.

5.2. Datos

Para el análisis econométrico se utilizan datos provenientes de dos fuentes de información que están unificadas entre sí. Por un lado, se usan los registros administrativos de las AFAM-PE del MIDES y BPS. Estos contienen información detallada de las características socioeconómicas y demográficas al momento de la postulación de todos los individuos pertenecientes a los hogares que solicitaron el ingreso al programa (elegibles y no elegibles) desde enero de 2008 hasta setiembre de 2010. Asimismo, los registros incluyen el valor del ICC para cada hogar y conforman la línea de base de los individuos.⁸

En base a dichos registros se constituyó el universo de la población a encuestar con el cuestionario de seguimiento de la ESAFAM. Esta encuesta panel conforma la segunda fuente de datos, e incluye información socio-económica y de opiniones y percepciones de los individuos. La muestra de la encuesta, realizada por el Instituto de Estadística de la Universidad de la República en el marco del convenio de cooperación, fue diseñada específicamente para la evaluación de las AFAM-PE y aplicar el método de regresión discontinua, por lo que se sobrerrepresentaron los hogares cercanos al punto de corte del índice de elegibilidad. Esta muestra consistió en un total de 3500 hogares pertenecientes al entorno $[-0.0426 ; 0.0727]$ ⁹ del ICC, de los cuales 1,750 eran elegibles para la asignación y 1,750 no lo eran (Bérgolo et al., 2016).

La encuesta está conformada por dos olas. La primera ola se realizó entre setiembre de 2011 y abril de 2012, mientras que la segunda se llevó a cabo entre mayo de 2016 y noviembre de 2018. Se consideran 995 para realizar las estimaciones econométricas ya que son los que se encuentran en el entorno al punto de corte del índice de elegibilidad en la segunda ola, donde se centra el presente trabajo debido a la disponibilidad del cuestionario de Zavaleta (2007). Se utilizan únicamente las respuestas brindadas por los receptores de la transferencia monetaria, o sea, los informantes de la encuesta.¹⁰

Las principales variables de interés para el presente trabajo pertenecen al módulo de opinión y expectativas correspondiente a la segunda ola, aunque también se indaga sobre algún resultado para la primera ola. En particular, se analizan dos grupos diferentes de preguntas. El primero corresponde a dos baterías de preguntas que pertenecen al cuestionario de OPHI para captar aspectos vinculados a la vergüenza, humillación y discriminación en contextos de pobreza y que a su vez contiene preguntas que han sido validadas en estudios previos (Zavaleta, 2007). La primera de estas baterías pretende recabar el estigma a la pobreza percibido por los individuos y se basa en encuestas que buscan captar el estigma por ser portador de distintas enfermedades de transmisión sexual, como el VIH (Zavaleta, 2007). Tal como fue mencionado, dado que la política señala la situación de pobreza de los individuos, esta podría incrementar la vergüenza asociada a esta situación. La segunda batería busca captar una vergüenza más estructural y de largo plazo, como una experiencia de vida en lugar de un estado particular en determinado momento. En por ello que los ítems se preguntan en un formato de frecuencia. Además, se recaba una lista de emociones relacionadas más completa y abarcativa, que permite captar de forma más amplia la propensión a la vergüenza de los individuos. Este segundo conjunto de preguntas surge de una escala ampliamente utilizada en psicología, el *Personal Feelings Questionnaire-2* (PFQ-2), desarrollado por Harder y Zalma (1990). Sin embargo, esta segunda escala

⁸Cabe aclarar que cuando comenzó el programa, se incluyeron solicitudes automáticas para los hogares comprendidos en los registros administrativos del PANES, tanto elegibles como no elegibles. Por ello, los registros AFAM - PE contienen datos de línea de base del PANES que no fueron actualizados para el cálculo del ICC y datan de una fecha anterior al programa.

⁹Este entorno se escogió a la hora de diseñar la muestra en función de optimizar el ancho de banda, es decir, el entorno óptimo alrededor del umbral. Por ello, el ancho de banda a utilizar en el presente trabajo está dado por la muestra inicial.

¹⁰Para ver en mayor profundidad los detalles de la encuesta dirigirse a Rivero et al. (2019).

no está vinculada explícitamente a la pobreza ni a la recepción de transferencias por lo que presenta una debilidad a la hora de ser utilizada para una evaluación de impacto de este estilo.

Por otra parte, el segundo grupo contiene otros indicadores relacionados al estigma y son considerados a efectos de ahondar en el estudio de la problemática. El primero refiere a la incomodidad de presentarse en público, que se vincula con una participación adecuada en la comunidad y es un aspecto clave que han resaltado distintos autores desde los orígenes de la economía, tales como [Smith \(1776\)](#), [Townsend \(1979\)](#) o [Rawls \(1971\)](#). El segundo es un conjunto de indicadores de empoderamiento en diferentes dimensiones: familia, amigos, barrio y trabajo. Si bien evaluar el efecto de esta política sobre el empoderamiento de los individuos no es el foco central de este trabajo, se explora esta dimensión adicional al estigma con el objetivo de indagar si se encuentran resultados similares en otra dimensión importante del bienestar subjetivo, que se relaciona con el estigma: se podría esperar que individuos más estigmatizados reporten un menor empoderamiento en torno a sus círculos sociales.

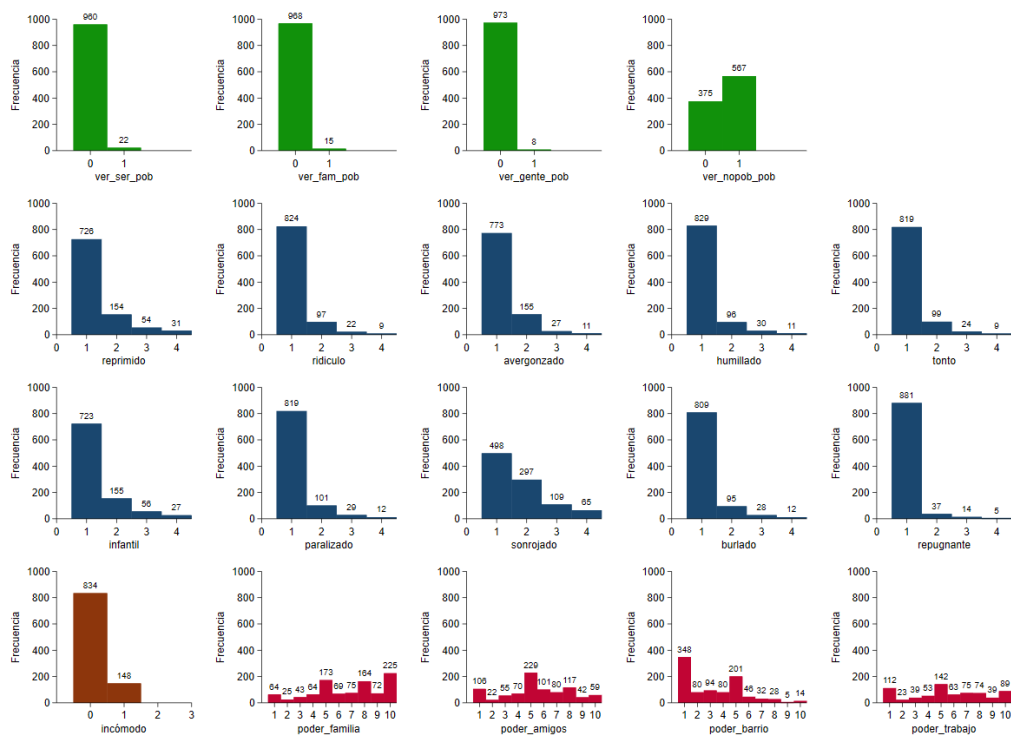
En la [Tabla 1](#) se presentan las variables correspondientes a cada uno de los grupos mencionados. Asimismo, en la [Figura 2](#) se muestran las frecuencias de respuesta para cada una de las variables consideradas. Dado que para la mayoría de los indicadores se observa que la tasa de respuestas positivas en las baterías de [Zavaleta \(2007\)](#) es baja se podría pensar que estas preguntas están capturando sentimientos correspondientes a situaciones de estigma severas.

Tabla 1: Indicadores de las baterías de OPHI y otras relacionados a estigma

<i>Indicadores de vergüenza asociada a la pobreza</i>		
Variable	Pregunta: ¿está de acuerdo con las siguientes afirmaciones?	Valores de respuesta
ver_ser_pob	Me sentiría avergonzado de ser pobre	0 = No, 1 = Si
ver_fam_pob	Me sentiría avergonzado de que alguien en mi familia fuera pobre	0 = No, 1 = Si
ver_gente_pob	La gente pobre debería avergonzarse de sí misma	0 = No, 1 = Si
ver_nopob_pob	La gente que no es pobre hace sentir mal a la gente pobre	0 = No, 1 = Si
<i>Indicadores de propensión a la vergüenza</i>		
Variable	Pregunta: ¿cuán frecuente es el siguiente sentimiento para usted?	Valores de respuesta
inhibido	Reprimido o asustado por opinar o hacer	1 = Rara vez, 4 = Siempre o casi siempre
ridículo	Ridiculizado	1 = Rara vez, 4 = Siempre o casi siempre
avergonzado	Avergonzado	1 = Rara vez, 4 = Siempre o casi siempre
humillado	Humillado	1 = Rara vez, 4 = Siempre o casi siempre
burlado	Que la gente se ríe de usted	1 = Rara vez, 4 = Siempre o casi siempre
tonto	Tonto	1 = Rara vez, 4 = Siempre o casi siempre
infantil	Infantil	1 = Rara vez, 4 = Siempre o casi siempre
paralizado	Paralizado o desválido	1 = Rara vez, 4 = Siempre o casi siempre
sonrojado	Que se sonroja	1 = Rara vez, 4 = Siempre o casi siempre
repugnante	Que repugna a los demás	1 = Rara vez, 4 = Siempre o casi siempre
<i>Indicador de incomodidad en público</i>		
Variable	Preguntas	Valores de respuesta
incómodo	No asistir a un compromiso por creer que no tenía el aspecto requerido	0 = No, 1 = Si
<i>Indicadores de empoderamiento</i>		
Variable	Preguntas	Valores de respuesta
poder_familia	Nivel de empoderamiento relación a su familia	1 = Poco, 10 = Mucho
poder_amigos	Nivel de empoderamiento relación a su amigos	1 = Poco, 10 = Mucho
poder_barrio	Nivel de empoderamiento relación a su barrio	1 = Poco, 10 = Mucho
poder_trabajo	Nivel de empoderamiento relación a su trabajo	1 = Poco, 10 = Mucho

Fuente: ESAFAM

Figura 2: Frecuencias de respuestas de los indicadores considerados



Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II.

Teniendo en cuenta que los indicadores contenidos en cada batería recaban diferentes aspectos que se encuentran relacionados entre sí, se procede a construir dos índices que agreguen cada una de las respuestas individuales, en este caso, en torno a la vergüenza asociada a la pobreza y a la propensión a la vergüenza.¹¹ Sin embargo, a la hora de realizar este tipo de índices lineales, resulta necesario definir: (i) cuáles son los ítem que mejor se ajustan al constructo latente y (ii) cuál es la ponderación a utilizar para cada uno de estos ítems. Para definir ambos aspectos es que se lleva a cabo un Análisis de Componentes Principales (ACP), que se detalla en el Anexo B. De tal análisis se deriva la elección de los ítems de ambas baterías que se van a utilizar, tanto para las estimaciones, como para la construcción de los índices agregados de vergüenza asociada a la pobreza y propensión a la vergüenza. Estos son los indicadores *ver_ser_pob*, *ver_ser_pob* y *ver_ser_pob* para el índice de vergüenza asociada a la pobreza, y *inhibido*, *ridículo*, *avergonzado*, *humillado* y *burlado* para el índice de propensión a la vergüenza.

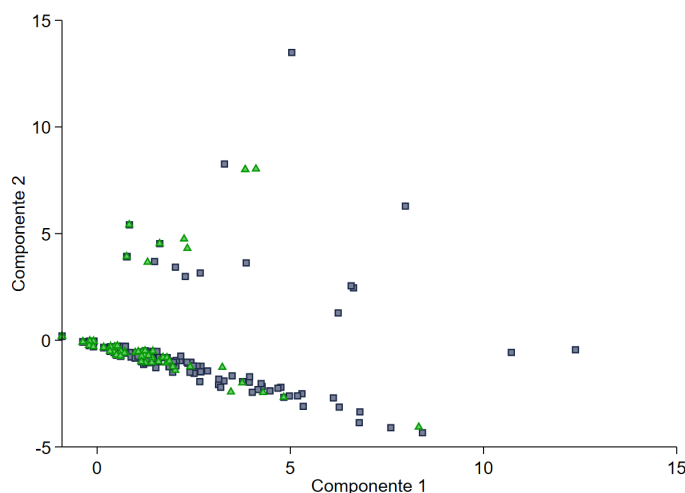
A la vez, el ACP permite mostrar un gráfico de dispersión entre los dos componentes obtenidos, diferenciando a los individuos según su condición de elegibilidad, sin tomar aún en cuenta el índice de elegibilidad y su discontinuidad. Este se muestra en la Figura 3.¹² Los individuos elegibles se muestran en los cuadrados azules mientras que los no elegibles se presentan con los triángulos verdes. Se observa a priori de que el grupo de elegibles tiene un mayor *score* en el Componente 1 (propensión a la vergüenza) que el grupo de no elegibles, mientras que en el Componente 2 (vergüenza asociada a

¹¹En Brizmohun y Duffy (2016) también se construye un “índice de estigma” aunque con diferentes variables.

¹²La grafica se realiza utilizando los *loadings* de la Tabla B4, previo a estimar el ACP para cada componente por separado.

la pobreza) los *scores* son similares, brindando evidencia preliminar al análisis econométrico de que quienes son elegibles presentan un mayor puntaje en el índice de propensión a la vergüenza.

Figura 3: Gráfico de los *scores* de los componentes obtenidos mediante el ACP



Nota: Los cuadrados azules indican a los individuos elegibles, mientras que los triángulos verdes a los no elegibles.
Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II

Finalmente, resta definir la forma de construcción de los índices agregados, que se realiza en base a tres opciones distintas. Por un lado, siguiendo a [Filmer y Pritchett \(2001\)](#) se utiliza el método estadístico de análisis de componentes principales (ACP) para definir los pesos asociados a cada una de los ítems individuales y crear los índices agregados. Por otro, siguiendo a [Hoynes et al. \(2016\)](#) se toma el promedio simple sin ponderar. Además, también se toma el valor de la suma de los ítems siguiendo a gran parte de la literatura que trabaja con análisis factorial y de componentes principales, como por ejemplo en [Yin y Etilé \(2019\)](#). Sin embargo, dado que los principales resultados son similares para cualquiera de las tres especificaciones, se opta por utilizar el índice sumativo por simplicidad. Concomitantemente, se realiza la misma agregación sumativa para las variables sobre el nivel de empoderamiento, construyendo un índice de poder general.

En la [Tabla 2](#) se presentan los promedios de las variables de resultado a evaluar según la elegibilidad al programa y un test de diferencia de medias que sugeriría a priori para cuáles variables se podría esperar encontrar efectos significativos a la hora de realizar en análisis econométrico. De este modo, mientras que en el índice de vergüenza asociada a la pobreza y sus ítems individuales no se encuentran diferencias significativas entre ambos grupos, si se encuentran diferencias significativas en el índice e ítems individuales de propensión a la vergüenza, reafirmado en cierta medida lo encontrado en la [Figura 3](#). Asimismo, el test de diferencia de medias resulta estadísticamente significativo para las variables que refieren a la incomodidad en público, poder en el ambiente laboral y el índice de poder general. Nuevamente, esto configura evidencia preliminar al análisis econométrico ya que dichas diferencias no toman en cuenta la *running variable* (el ICC) ni la discontinuidad en el punto de asignación de la política.

Tabla 2: Diferencias de medias de las variables de resultado a evaluar

<i>Indicadores de vergüenza asociada a la pobreza</i>		Media según elegibilidad		
Variable	Pregunta	$D_i = 0$	$D_i = 1$	p-valor Diff.
ver_ser_pob	Me sentiría avergonzado de ser pobre	0.0152	0.0259	0.2835
ver_fam_pob	Me sentiría avergonzado de que alguien en mi familia fuera pobre	0.0152	0.0153	0.9911
ver_gente_pob	La gente pobre debería avergonzarse de sí misma	0.0061	0.0092	0.6120
ver_pob	Índice agregado sumativo	0.0367	.0475	0.5497
<i>Indicadores de propensión a la vergüenza</i>		Media según elegibilidad		
Variable	Pregunta	$D_i = 0$	$D_i = 1$	p-valor Diff.
inhibido	Reprimido o asustado por opinar o hacer	1.2826	1.4106	0.0105**
ridículo	Ridiculizado	1.1357	1.1969	0.0742*
avergonzado	Avergonzado	1.1912	1.2798	0.0205**
humillado	Humillado	1.1308	1.2279	0.0080***
burlado	Que la gente se ríe de usted	1.1469	1.2235	0.0415**
propensión	Índice agregado sumativo	5.8867	6.3312	0.0014***
<i>Indicador de incomodidad en público</i>		Media según elegibilidad		
Variable	Pregunta	$D_i = 0$	$D_i = 1$	p-valor Diff.
incómodo	No asistir a un compromiso por creer que no tenía el aspecto requerido	0.0972	0.1776	0.0009***
<i>Indicadores de empoderamiento</i>		Media según elegibilidad		
Variable	Pregunta	$D_i = 0$	$D_i = 1$	p-valor Diff.
poder_familia	Nivel de empoderamiento relación a su familia	6.8860	6.5870	0.1090
poder_amigos	Nivel de empoderamiento relación a su amigos	5.6655	5.3587	0.0904*
poder_barrio	Nivel de empoderamiento relación a su barrio	3.4234	3.1771	0.1203
poder_trabajo	Nivel de empoderamiento relación a su trabajo	5.9322	5.3552	0.0118**
poder_general	Índice agregado sumativo	22.0047	20.5452	0.0212**

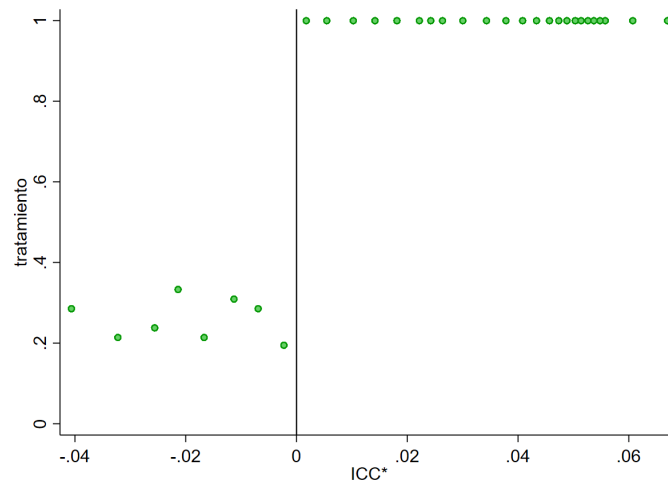
*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II

5.3. Requisitos para la identificación

En esta subsección se presentan los resultados de las verificaciones de los requisitos de identificación que sostienen la validez del RDD. En primer lugar, en la Figura 4 se muestra la participación de las AFAM-PE en función del índice de elegibilidad. Aquí se observa la discontinuidad que se produce en el punto de corte que determina la asignación al programa dentro del umbral $[-0,0426 ; 0,0727]$, lo que justifica la utilización del diseño de regresión discontinua en su versión difusa, ya que no es estrictamente nítida como se ve a la izquierda del punto de corte.

Figura 4: Asignación al programa AFAM-PE: participación y elegibilidad según el ICC*



Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II.

En segundo lugar, la aplicación del RDD requiere verificar el cumplimiento del supuesto de continuidad local de las covariables en la línea de base que no son susceptibles de ser afectadas por la participación en el programa. Esto se puede analizar tomando cada covariable como variable dependiente y realizando las regresiones (4) y (6). Los resultados de las estimaciones para las covariables *Sexo*, *Edad*, *Región*, *Años de educación*, *Cantidad de integrantes en el hogar* e *Ingreso del hogar previo a la transferencia en logaritmos* se presentan en la Tabla 3. Mientras que en la columna (1) se muestran los coeficientes estimados asociados a la variable de tratamiento con un polinomio de primer orden del índice de elegibilidad, en las columnas (2) y (3) se utiliza una especificación cuadrática del índice, sin y con controles (excluyendo a la variable a testear), respectivamente. Adicionalmente, en la Figura 5 se muestra evidencia gráfica de la continuidad de dichas covariables mediante gráficos de bins en torno al umbral de elegibilidad.

Si bien el resultado para la variable referida al sexo de los individuos indica la existencia de una diferencia significativa entre elegibles y no elegibles, este resulta coherente con el hecho de que las mujeres son quienes tienen preferencia a la hora de recibir la transferencia destinada al hogar. Incluso, como se puede observar en la Tabla 3, la proporción de mujeres dentro del grupo de no elegibles es de 80 % aproximadamente, lo que refleja una proporción también elevada en dicho grupo. Esto podría ser un desafío para la identificación, aunque en la Sección 6 se realizan chequeos para contrastar esta posibilidad y los resultados obtenidos no se ven afectados por dicha discontinuidad. Asimismo, los individuos y sus hogares respectivos presentan continuidades en variables posteriores, recabadas en la encuesta de seguimiento, que podrían mitigar la presencia de dicha discontinuidad encontrada, tales como *ascendencia étnica*, *situación conyugal* (1 = está en pareja), *empleo* (1 = ocupado) y *número de hijos*. Las estimaciones y gráficas para estas variables se presentan en la Tabla A1 y en la Figura A1 del Anexo A.

Por su parte, la variable vinculada a la edad también resulta significativa a nivel individual, pero tanto su significancia estadística como su magnitud se reducen sustantivamente al considerar una especificación cuadrática en la regresión. Lo mismo ocurre con el ingreso previo a recibir la transferencia. A su vez, las variables *Región* y *Años de educación* y *Cantidad de integrantes en el hogar*

no presentan diferencias significativas entre elegibles y no elegibles. Tampoco se observan discontinuidades en la evidencia gráfica. Lo mismo ocurre para las especificaciones cuadráticas referentes a la variable *Ingreso del hogar previo a la transferencia*. En base a lo anterior, se concluye que no se encuentra evidencia suficiente para rechazar el supuesto de identificación de continuidad local en las covariables.

Tabla 3: Continuidad local en covariables de línea de base

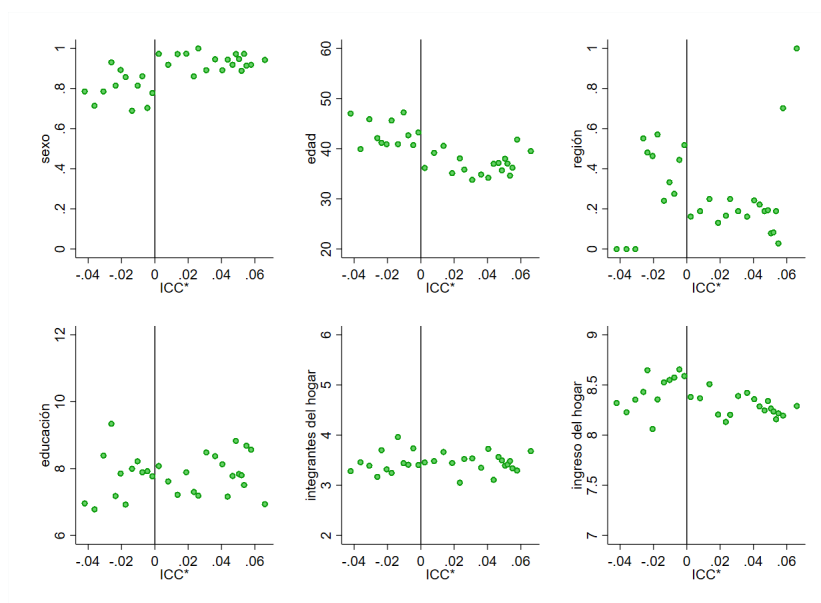
Variable	Especificaciones		
	(1)	(2)	(3)
Sexo	0.208*** (0.065)	0.306*** (0.093)	0.284*** (0.093)
Edad	-7.917*** (2.051)	-5.642** (2.811)	-3.494 (2.889)
Región	-0.625*** (0.109)	0.024 (0.113)	0.014 (0.162)
Años de educación	-0.521 (0.560)	-0.383 (0.804)	-1.085 (0.797)
Integrantes en el hogar	-0.170 (0.237)	-0.047 (0.337)	0.061 (0.345)
Ingreso previo (ln)	-0.282** (0.136)	-0.302 (0.202)	0.173 (0.205)
Especificación del ICC*	Lineal	Cuadrática	Cuadrática
Variables de control	No	No	Si
Observaciones	992	992	992

Errores estándar clusterizados por ICC* entre paréntesis.

*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II

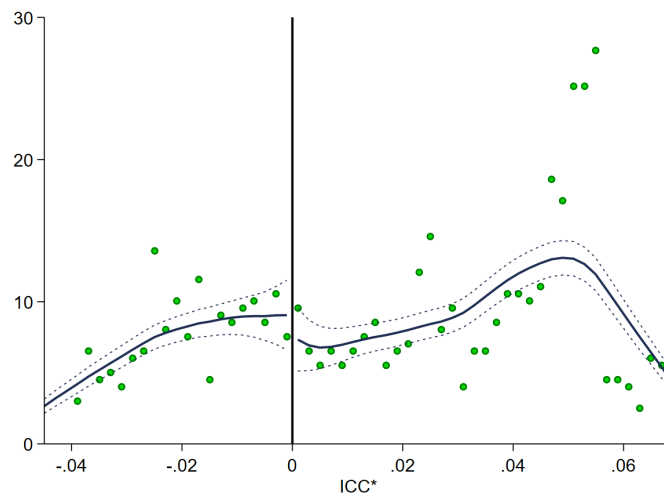
Figura 5: Continuidad local en covariables de línea de base



Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II.

En tercer lugar, la Figura 6 muestra gráficamente la verificación del supuesto de no manipulación del índice de elegibilidad. No se encuentra evidencia de que el índice haya sido manipulado, siendo la densidad del ICC* en torno al punto de corte prácticamente continua. Analíticamente, no se rechazan las hipótesis de continuidad de ninguno de los tests de manipulación considerados: los p-valores de los tests son de 0.3775 para el test propuesto por [McCrary \(2008\)](#), 0.344 para el test propuesto por [Cattaneo et al. \(2018\)](#) y 0.780 para el test propuesto por [Bugni y Canay \(2021\)](#). Es decir, para ninguna de estas alternativas se rechaza la hipótesis nula de continuidad en torno al umbral.

Figura 6: Densidad del ICC* en torno al punto de corte



Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II.

6. Resultados

6.1. Estimaciones del RDD

Esta sección comienza presentando los principales resultados econométricos. Los resultados de las estimaciones por MC2E (mínimos cuadrados en dos etapas) de las regresiones (4) y (6) para las distintas variables de interés se presentan en la Tabla 4. En esta se muestran los valores del parámetro de interés β_1 , que representa el efecto del programa, para cada una de las variables de resultado consideradas. Las columnas (1) y (2) presentan las estimaciones para la especificación polinómica de primer orden de la función del ICC*, sin y con controles, respectivamente; mientras que las columnas (3) y (4) lo hacen para la especificación cuadrática de la función, sin y con controles, respectivamente. Los controles utilizados en la regresión son variables dicotómicas contemporáneas que indican el sexo, edad, región y ascendencia étnica de los individuos. En todas las regresiones se utilizan errores estándar clusterizados por el ICC*. Se muestra el valor del desvío estándar de cada variable y el valor de la media de la variable dependiente para el grupo de control a efectos de facilitar la interpretación de los valores de los coeficientes. De aquí en adelante se sigue una estructura similar para el resto de los cuadros de resultado. De no ser así se advertirá según corresponda.

En primer lugar, se observa en el primer panel de la Tabla 4 que no se encuentran efectos significativos de las AFAM-PE en ninguno de los tres indicadores pertenecientes a la batería de vergüenza

asociada a la pobreza, para ninguna de las especificaciones consideradas ni tampoco en el índice agregado. Esto sugeriría que los receptores del programa no parecen percibir un mayor estigma asociado a la pobreza respecto a quienes no son receptores. La ausencia de efecto podría deberse a que ambos grupos perciben por igual este tipo de estigma o a que no ninguno lo sufre. Dado que la medias de dichas variables para los no elegibles, y también para los elegibles, son muy cercanas a cero uno podría inclinarse por la segunda opción.¹³ Es decir, la gran mayoría de los individuos reporta no haber sentido vergüenza asociada a la pobreza, tal como se observa en la Figura 2. Esto indicaría que los individuos no perciben un estigma asociado a la pobreza. No obstante, también cabe la posibilidad de que el instrumento no logre adecuadamente esta percepción dada su escasa variabilidad. El herramental disponible no permite a priori dilucidar entre estas dos explicaciones del efecto nulo.

En segundo lugar, los indicadores pertenecientes a la batería de propensión a la vergüenza se muestran en el segundo panel. A diferencia del primero, aquí sí se encuentran efectos significativos de la política. El programa tiene un efecto positivo y significativo al 95 % de confianza en la propensión a la vergüenza percibida por los individuos de, en promedio, 1.4048 puntos, dado todo lo demás constante, tomando en cuenta la especificación cuadrática con controles. Esta magnitud equivale a 0.69 desvíos estándar de la variable en cuestión, por lo que se puede considerar que es un efecto no despreciable. En este mismo sentido, considerando la especificación (4) se estima que el programa aumenta la frecuencia de sentirse inhibido socialmente en 0.66 desvíos estándar, una magnitud muy similar a la del índice agregado. Este último efecto es significativo al 99 % de confianza. Lo mismo ocurre con la frecuencia de sentirse burlado, que se incrementa por la participación en el programa en 0.53 desvíos estándar a un nivel de significación de 95 %. Adicionalmente, también se encuentra evidencia débil de que la participación en el programa aumenta la frecuencia de sentirse avergonzado, aunque en este caso tanto la magnitud del efecto (0.52 desvíos estándar) como la significación estadística (90 %) es menor que para las variables anteriores.

En tercer lugar, en el último panel de la Tabla 4 se muestran los resultados de las estimaciones para los otros indicadores de interés relacionados a estigma que no pertenecen al cuestionario de OPHI. Por un lado, se encuentra que las AFAM-PE tienen un efecto positivo sobre la incomodidad por parte de los individuos de presentarse en público. Considerando la especificación cuadrática con controles, se estima que la participación en el programa aumenta la probabilidad de sentirse incómodo en público 0.22 puntos porcentuales (0.63 desvíos estándar), en promedio, dado lo demás constante. Este resultado, significativo al 95 % de confianza, condice con lo encontrado por [Rivero et al. \(2019\)](#) y resulta coherente con el principal hallazgo de este trabajo en cuanto al incremento de la propensión a la vergüenza de los receptores. Si bien la pregunta hace alusión directa a la vestimenta o el aspecto de los individuos, la respuesta podría estar motivada por el trato estigmatizante de terceras personas para con los receptores. Esta hipótesis cobra aún más fuerza al considerar que el programa no tuvo efecto alguno sobre el gasto en bienes posicionales por parte del hogar, entre los que está incluida la vestimenta de los adultos receptores ([Rivero et al., 2019](#)). Por otro lado, entre las posibles consecuencias provenientes del estigma se hace presente el desempoderamiento por parte de quienes lo sufren ([Walker, 2014](#)).

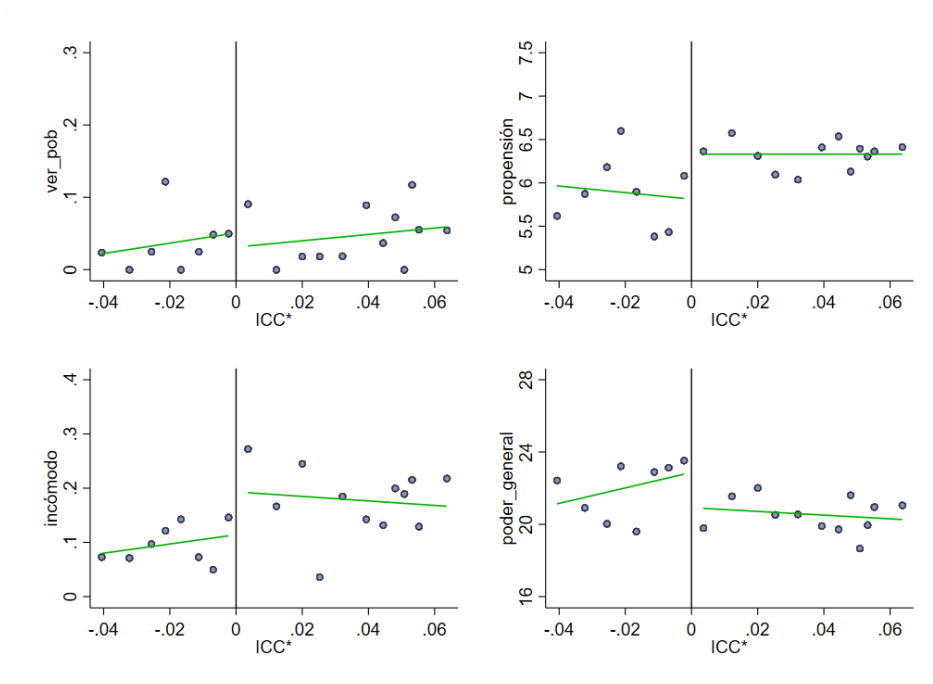
Respecto al empoderamiento en relación al barrio de residencia, tomando en cuenta la especificación cuadrática con controles, el programa presenta, *ceteris paribus*, un impacto promedio negativo y significativo al 95 % de confianza de 1.1922 puntos en una escala del 1 a 10, donde 1 es equivalente a poco poder y 10 a mucho poder. Esto equivale a 0.52 desvíos estándar de la variable. Este resultado, en conjunto con la ausencia de efectos en cuanto al empoderamiento respecto a la familia y amigos,

¹³Recordar los valores de las medias en la Tabla 2.

parecería indicar que el canal de transmisión más importante de la propensión a la vergüenza es el del entorno intermedio a los individuos y no el de sus vínculos más cercanos. En cuanto al empoderamiento en relación al trabajo, también se encuentra evidencia débil de un efecto negativo de la participación en el programa, con significancia estadística del 90 % de confianza. En este caso, la magnitud promedio del efecto es de -1.6607 puntos en la escala de 1 a 10, dado todo lo demás constante. Cabe señalar que esta última estimación se realizó con menos observaciones (706) debido a que se considera únicamente a los receptores ocupados. Además, se halla un efecto negativo de magnitud y significancia estadística similares al tomar en cuenta el índice agregado de empoderamiento general, en donde el efecto negativo equivale a 0.55 desvíos estándar y es significativo al 90 % de confianza.

La Figura 7 muestra gráficamente lo detallado anteriormente mediante los gráficos de bins de las regresiones discontinuas de las principales variables agregadas. Mientras que para el índice de vergüenza asociada a la pobreza no se observa una discontinuidad en el umbral de elegibilidad, si se evidencia un salto para el índice de propensión a la vergüenza, así como también para el indicador de comodidad en público y el índice agregado de empoderamiento. Los gráficos para el resto de las variables se presentan en la Figura A2.

Figura 7: Gráficos de bins y estimaciones de RD para las principales variables agregadas



Nota: Se grafican las especificaciones lineales sin controles.

Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II

Tabla 4: Estimaciones del efecto de las AFAM-PE sobre resultados vinculados a estigma

<i>Indicadores de vergüenza asociada a la pobreza</i>			Especificaciones				
Variable	D.E	Media controles	(1)	(2)	(3)	(4)	N
ver_ser_pob	0.1481	0.0152	-0.0043 (0.0246)	0.0123 (0.0266)	0.0130 (0.0366)	0.0201 (0.0373)	982
ver_fam_pob	0.1226	0.0152	-0.0201 (0.0238)	-0.0117 (0.0255)	0.0077 (0.0366)	0.0146 (0.0364)	983
ver_gente_pob	0.0899	0.0061	0.0131 (0.0126)	0.0201 (0.0143)	0.0154 (0.0218)	0.0229 (0.0234)	981
ver_pob	0.0439	0.0367	-0.0188 (0.0459)	0.0158 (0.0503)	0.0394 (0.0710)	0.0631 (0.0717)	980
<i>Indicadores de propensión a la vergüenza</i>			Especificaciones				
Variable	D.E	Media controles	(1)	(2)	(3)	(4)	N
inhibido	0.7333	1.2826	0.3346*** (0.1244)	0.4416*** (0.1305)	0.4547** (0.1741)	0.4869*** (0.1796)	965
ridículo	0.4985	1.1357	0.0204 (0.0927)	0.0783 (0.1011)	0.0915 (0.1440)	0.1107 (0.1454)	952
avergonzado	0.5588	1.1912	0.1308 (0.1005)	0.1901* (0.1088)	0.2585* (0.1513)	0.2895* (0.1559)	966
humillado	0.5367	1.1308	0.0849 (0.0849)	0.1091 (0.0986)	0.1253 (0.1372)	0.1291 (0.1426)	966
burlado	0.5429	1.1469	0.1747* (0.0943)	0.2258** (0.1060)	0.2790** (0.1383)	0.2921** (0.1433)	944
propensión	2.0067	5.8867	0.7308** (0.3726)	0.9872** (0.4119)	1.2733** (0.5735)	1.3882** (0.5886)	928
<i>Indicador de incomodidad en público</i>			Especificaciones				
Variable	D.E	Media controles	(1)	(2)	(3)	(4)	N
incómodo	0.3579	0.0972	0.1127* (0.0679)	0.1263* (0.0723)	0.2053** (0.0981)	0.2241** (0.1033)	982
<i>Indicadores de empoderamiento</i>			Especificaciones				
Variable	D.E	Media controles	(1)	(2)	(3)	(4)	N
poder_familia	2.7457	6.8860	-0.2181 (0.4956)	-0.4805 (0.5217)	-0.0782 (0.6928)	-0.2258 (0.7170)	974
poder_amigos	2.5269	5.6655	-0.6308 (0.4986)	-0.7839 (0.5185)	-0.7731 (0.6682)	-0.9729 (0.6954)	881
poder_barrio	2.2722	3.4234	-0.4594 (0.4181)	-0.8305* (0.4373)	-1.1835** (0.5736)	-1.1922** (0.5923)	928
poder_trabajo	2.8803	5.9322	-0.6181 (0.5955)	-0.5419 (0.6244)	-1.5952* (0.8292)	-1.6123* (0.8603)	709
poder_general	7.5694	22.0047	-2.4586 (1.6524)	-3.2921* (1.7284)	-3.6467 (2.2452)	-4.1372* (2.2962)	709
Especificación del ICC*			Lineal	Lineal	Cuadrática	Cuadrática	
Variables de control			No	Si	No	Si	

Variables de control: sexo, edad, región y ascendencia étnica

Errores estándar clusterizados por ICC* entre paréntesis

*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II

6.2. Ejercicios de robustez

A continuación se llevan a cabo una serie de ejercicios de robustez para verificar la solidez de los resultados encontrados en la subsección previa, más allá de las distintas especificaciones econométricas estimadas para cada una de las variables dependientes. Dado que algunos chequeos involucran a todas las variables de resultado mientras que otros refieren solamente a un subconjunto de ellas, se avanza de aquí en más desde los tests más generales a los más particulares.

Tal como ya fuese mencionado, una posible debilidad de la estrategia de identificación radica en que los grupos de tratamiento y control presentan una discontinuidad significativa sustantiva en la variable *Sexo*, es decir, el grupo de elegibles está compuesto en una mayor proporción por mujeres respecto al de no elegibles. Esta falta de homogeneidad respecto a los grupos de comparación podría estar afectando la identificación causal del RDD, dado que las diferencias encontradas podrían atribuirse al sexo de los individuos en lugar de la participación en el programa. Por esta razón, se vuelven a calcularlas estimaciones pero ahora se toman únicamente a las mujeres de la muestra, de modo de comparar dos grupos más homogéneos, mujeres respecto a mujeres, y ver si los resultados se mantienen con dicha modificación.¹⁴

La Figura 8 presenta los parámetros β_1 de interés de las estimaciones principales (círculos azules) y las que utilizan únicamente a las mujeres de la muestra (triángulos verdes). Estas se realizaron con la especificación cuadrática del polinomio del índice de elegibilidad e incluyen las mismas variables de control. Se excluyen de la gráfica las variables de empoderamiento por cuestiones de escala y visualización. Igualmente, los resultados para esas variables, para el resto de los indicadores y para las otras especificaciones se muestran en la Tabla A2.

Se observa que los resultados son similares entre ambas alternativas para cada una de las variables consideradas, tanto en la estimación puntual como también en cuanto a los intervalos de confianza. Incluso se aprecia que para la mayoría de las variables, especialmente para las que resultaron significativas en las especificaciones principales, la magnitud del efecto no solo no se atenúa sino que además se profundiza, exceptuando el indicador de comodidad en público ya que su intervalo de confianza no excluye al cero en las nuevas regresiones que consideran a las mujeres, aunque aún continúa siendo significativo al 90 %.

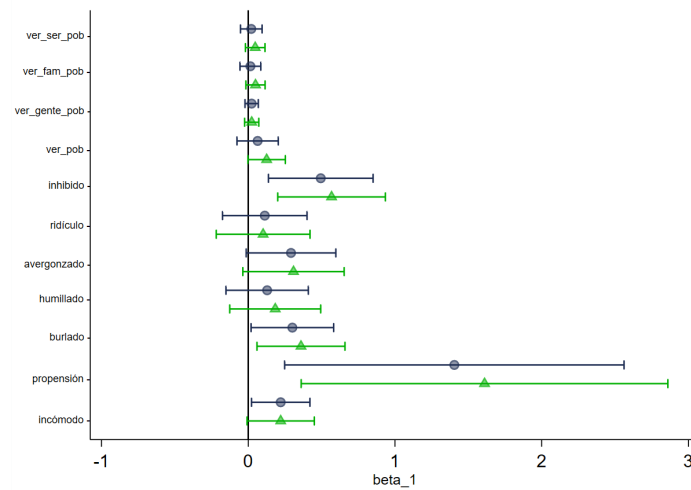
Además, vale destacar que en las estimaciones para el caso de las mujeres, el parámetro de interés cobra significación estadística al 95 % para la regresión contra el índice de vergüenza asociada a la pobreza. Resulta interesante su interpretación ya que el efecto se incrementa al remover a los varones de la muestra y estos tienen una mayor participación en el grupo de control. Es decir, los varones informantes de la encuesta estarían reportando una mayor vergüenza asociada a la pobreza y esto podría interpretarse como un efecto vinculado al concepto de *breadwinner*, ya que en las sociedades occidentales son quienes a priori cargan con la noción de tener que sustentar sus hogares.

Finalmente, en la Tabla A2 se ve que las variables vinculadas al empoderamiento en torno al barrio pierden su significancia estadística cuando se realizan las estimaciones solo para las mujeres, mientras que los efectos sobre las variables en torno al ámbito de trabajo y al empoderamiento general se incrementan, tanto en magnitud como en significación estadística. Este aumento refuerza la hipótesis mencionada anteriormente referida al rol del trabajo informal respecto a una menor percepción de poder en el trabajo, ya que son las mujeres del hogar beneficiario las que presentan una mayor ocupación en el mercado laboral informal respecto a los varones (Failache et al., 2016).

¹⁴Como es de esperar, en las regresiones no se incluye la variable *sexo* como control.

En definitiva, las estimaciones anteriores reflejan la robustez de la mayoría de los resultados encontrados ante la presencia de la discontinuidad mencionada: estos se sostienen cuando se considera una submuestra que incorpora únicamente a las mujeres e incluso en varios se intensifican. Sin embargo, la tasa de respuesta a la hora de realizar las encuestas en los hogares podría diferir entre estos varones y mujeres y, por tanto, los grupos de control y tratamiento de mujeres podrían no ser homogéneos entre sí en cuanto a características inobservables. Por ello, estas estimaciones para la submuestra de mujeres se consideran únicamente para reforzar los hallazgos previos y explorar heterogeneidades adicionales, mas no así como resultados causales robustos por sí solos.

Figura 8: Comparación entre las estimaciones considerando a todos los individuos y únicamente a las mujeres de la muestra



Nota: Las estimaciones que consideran a todos los individuos se muestran con círculos azules mientras que las que consideran únicamente a las mujeres de la muestra se muestran con triángulos verdes.

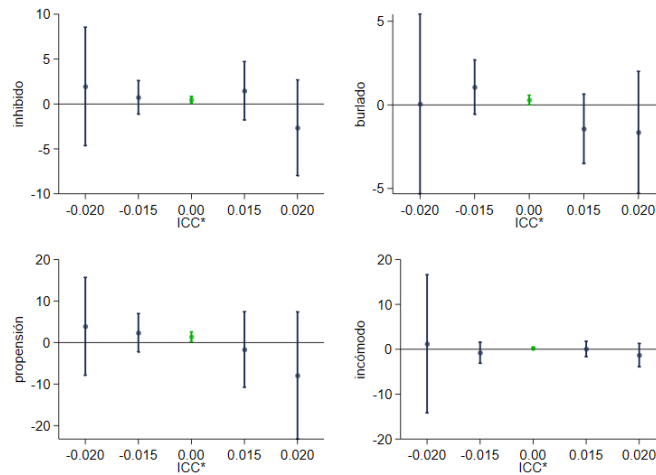
Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II

Seguendo la literatura convencional del RDD, se realizan tests placebo para chequear si los efectos encontrados en las estimaciones surgen efectivamente en el umbral de asignación del programa o si se da en otros puntos del índice cercanos al punto de corte. De ocurrir lo primero, se estaría identificando adecuadamente el efecto causal de la política, mientras que de ocurrir lo segundo podría causar que el efecto encontrado se debiera a otro factor adicional al programa. En esta línea, se estiman nuevamente el MC2E para las variables de resultado consideradas aunque variando el punto de corte de la política. Se utilizan los siguientes puntos de corte alternativos: -0.020, -0.015, -0.010, -0.010, 0.015 y 0.020.

En la Figura 9 se muestran las estimaciones de los parámetros de interés según el punto de corte considerado para las variables seleccionadas, utilizando las especificaciones cuadráticas del polinomio con controles incluidos. En triángulos verdes se presenta el umbral real del programa, mientras que los alternativos se presentan en círculos azules. Se observa que para ninguno de los otros puntos de corte los parámetros son significativamente distintos de cero. El resultado para el resto de las variables se puede ver en la Tabla A3. En dicha tabla se puede observar que ninguno de los parámetros resulta significativo en el orden del 95 %, por lo que se puede concluir que los resultados encontrados

se deben a la participación en el programa.

Figura 9: Estimaciones placebo



Nota: Las estimaciones que consideran el verdadero punto de corte de la política se muestran con triángulos verdes, mientras que los puntos de corte alternativos (-0.020, -0.015, 0.015 y 0.020) se muestran con círculos azules.

Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II

Adicionalmente, tomando en cuenta las variables de la batería de propensión a la vergüenza, se prueba estimar las regresiones principales para las variables dicotomizadas de modo de testear si la estructura categórica de los indicadores podría estar afectando los resultados encontrados. Estas estimaciones se presentan en la Tabla A4. Se encuentra que para las variables que resultaran significativas en los resultados principales (*inhibido* y *burlado*), si bien pierden potencia estadística ya que se acota la variabilidad de estos indicadores, ambas siguen siendo estadísticamente significativas al 90 % y más importante, ambos efectos siguen manteniendo similares magnitudes en cuanto a desvíos estándar, 0.54 y 0.55, respectivamente.

Continuando con la batería de propensión a la vergüenza, en los gráficos de bins de las Figuras 7 y A2 se observa que tanto para el índice compuesto *propensión*, como para el indicador individual *inhibido* se tienen dos puntos muy cercanos inmediatamente antes y después del umbral. Quizás estos pocos puntos muy cercanos al punto de corte de asignación podrían estar atenuando los efectos encontrados para dichas variables. Para contrastar lo anterior, se lleva a cabo una especie de *Donut RD*, tal como se denomina en la literatura, que implica descartar las observaciones próximas al umbral a cierto grado de cercanía. Aquí solamente se descartan las observaciones para las cuales el índice de elegibilidad es igual a 0.

Los resultados de dichas estimaciones para las dos variables mencionadas se presentan en la Tabla 5. Se observa que esta pequeña modificación afecta los resultados encontrados de forma importante; ambos efectos son sustantivamente mayores respecto a las especificaciones principales, más que tres veces mayor para la variable *inhibido* y más que dos veces mayor para la variable *propensión*. Lo anterior brinda una mayor seguridad sobre de la magnitud encontrada del efecto de la política para estas variables. Sin embargo, lo mismo no ocurre para la variable *burlado* que pertenece a la misma batería; al remover las observaciones con un ICC* igual a cero los resultados pierden significación

estadística, por lo que dicha variable no sería robusta a este test. Los gráficos de bins para estas estimaciones se presentan en la Figura A3.

Tabla 5: Estimaciones *Donut RD* del efecto de las AFAM-PE sobre las variables seleccionadas

Variable	Especificaciones				N
	(1)	(2)	(3)	(4)	
inhibido	0.5444*** (0.1690)	0.6425*** (0.1763)	1.4051*** (0.3770)	1.4177*** (0.3827)	872
burlado	0.1621 (0.1156)	0.2021 (0.1243)	0.4504* (0.2284)	0.4333* (0.2415)	855
propensión	0.9861** (0.4428)	1.2495*** (0.4718)	3.0194*** (1.1391)	3.3216*** (1.0563)	841
Especificación del ICC*	Lineal	Lineal	Cuadrática	Cuadrática	
Variables de control	No	Si	No	Si	

Variables de control: edad, región y ascendencia étnica
 Errores estándar clusterizados por ICC* entre paréntesis.
 *** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1
 Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II

Respecto a la construcción de los índices agregados de las baterías de Zavaleta (2007), los resultados son robustos al método por el cuál se agregaron los indicadores. Se replicaron las estimaciones con diferentes construcciones de los índices compuestos: tanto utilizando el método de análisis factorial como el de análisis de componentes principales, tanto rotando como no rotando los ponderadores obtenidos, hasta simplemente usando el promedio de los ítems. Se obtuvieron resultados sumamente similares respecto a los desvíos estándar de las variables y a la media del grupo de control, y también en cuanto a la significación estadística.¹⁵

Asimismo, siguiendo a Hoynes et al. (2016), se lleva a cabo el “*drop most significant item out test*” dado que los resultados del índice podrían estar fuertemente influenciados por alguno de los ítems individuales, en este caso, *inhibido*. En este sentido se realizan nuevamente las estimaciones excluyendo dicha variable del índice, de modo de indagar si este es robusto a tal modificación. Nuevamente, si bien el índice pierde significancia estadística que ahora es al 90 % de confianza (p-valor = 0.058), gana valor en magnitud, que ahora es de 0.85 desvíos estándar.

Por último, dado que en las regresiones econométricas se testean múltiples *outcomes* alguno de los resultados que se encuentran podría ser significativo simplemente por chance, inducida justamente por la numerosa cantidad de pruebas de hipótesis que se llevan a cabo en las distintas especificaciones. Para solucionar tal situación es que se realiza una prueba de hipótesis múltiples de modo reforzar la robustez de los resultados encontrados y ajustar de forma adecuada los errores estándar de los coeficientes de interés. Concretamente, se lleva a cabo el test de hipótesis múltiples de Romano-Wolf, publicado en Clarke et al. (2020), y se testean tres grupos de variables por separado. Por un lado, se agrupan los indicadores individuales de propensión a la vergüenza. Por otro lado, se agrupan los indicadores individuales de empoderamiento. Finalmente se agregan los índices com-

¹⁵Las estimaciones pueden ser brindadas a solicitud del lector.

puestos de vergüenza asociada a la pobreza, propensión a la vergüenza, empoderamiento general, sumando a la variable incomodidad en público. Los p-valores resultantes de estos tests para las especificaciones cuadráticas del polinomio del ICC*, incluyendo las variables de control, se presentan en la Tabla 6. Se observa que de los indicadores de propensión a la vergüenza únicamente *inhibido* es robusto a la aplicación de este test, conservando un p-valor significativo al 95 %. Respecto a la batería de empoderamiento, ninguna de las variables individuales sobrevive a la aplicación de este test. Finalmente, los indicadores generales de propensión a la vergüenza, incomodidad en público y empoderamiento a nivel general si resultan robustos a la aplicación del test de hipótesis múltiples. Esto nos permite profundizar aún más la robustez de los resultados encontrados para estas variables.

Tabla 6: Tests de hipótesis múltiples de Romano-Wolf

Variables	p-valor original	p-valor Romano-Wolf
Primer test		
<i>inhibido</i>	0.0067	0.0396
ridículo	0.4465	0.5149
avergonzado	0.0632	0.1683
humillado	0.3654	0.5149
burlado	0.0415	0.1683
Segundo test		
poder_familia	0.7528	0.7228
poder_amigos	0.1619	0.2871
poder_barrio	0.0457	0.1287
poder_trabajo	0.0609	0.1782
Tercer test		
ver_pob	0.3789	0.3564
propensión	0.0184	0.0495
incómodo	0.0300	0.0495
poder_general	0.0716	0.0594

Especificación: cuadrática con controles

Variables de control: sexo, edad, región y ascendencia étnica

Errores estándar clusterizados por ICC* entre paréntesis

*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II

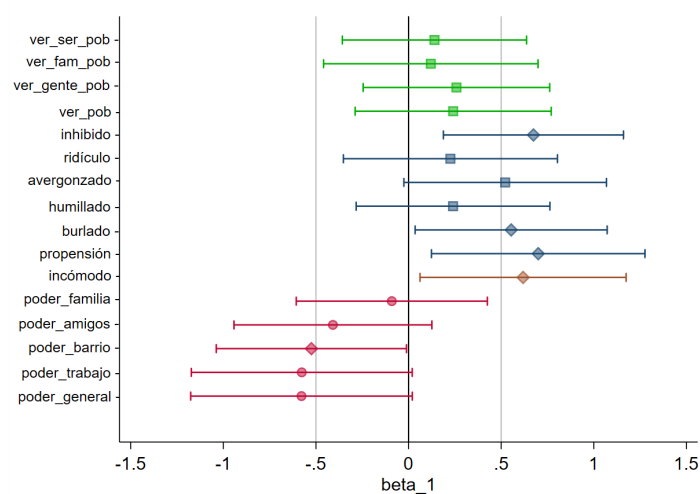
6.3. Resumen de los resultados encontrados

A modo de recapitulación en esta subsección se hace un resumen de los resultados encontrados hasta el momento y sus respectivos chequeos de robustez, previo a avanzar con el análisis de posibles heterogeneidades del efecto de tratamiento. La Figura 10 muestra los β_1 de las estimaciones cuadráticas con controles para las variables de resultado estandarizadas, de modo de facilitar la interpretación en términos de magnitudes de desvíos estándar.¹⁶

¹⁶Es decir, un coeficiente que toma valor 1 es interpretado como un un efecto de la política de un desvío estándar sobre la variable de resultado.

En primer lugar, ninguno de los coeficientes referidos a las variables pertenecientes a la batería de vergüenza asociada a la pobreza, incluyendo el índice agregado, resulta significativamente distinto de cero. Se reafirma entonces el efecto nulo del programa en esta esfera. En segundo lugar, parecería que el programa presenta efectos sustantivos sobre las variables de propensión a la vergüenza. Los coeficientes referidos a *inhibido*, *burlado* y el índice compuesto de *propensión* resultan significativamente distintos de cero y sus magnitudes son mayores a 0.5 desvíos estándar. En tercer lugar, si bien las magnitudes de los coeficientes referidos a las variables de empoderamiento de los individuos son también sustantivas, menores a -0.5 desvíos estándar, no se puede descartar que los efectos sean significativamente distintos de cero, a excepción del poder en torno al barrio de residencia.

Figura 10: Resumen de los coeficientes de interés estimados



Nota: Los coeficientes se obtienen de la especificación cuadrática con controles para cada una de las variables en sus versiones estandarizadas

Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II

Ahora resta resumir los resultados de los chequeos de robustez de modo de conocer cuáles son efectivamente robustos, más allá de las estimaciones puntuales y los intervalos de confianza de las especificaciones principales. Por ello, en la Tabla 7 se resumen los resultados de los tests de robustez para las variables que en las regresiones principales tienen una significación estadística de al menos 95 %, más el índice general de empoderamiento. Por un lado, se observa que solamente tres indicadores (*inhibido*, *propensión* e *incómodo*) tienen una significación estadística menor al 95 %, intervalos de confianza distintos de cero y además sobreviven a los múltiples chequeos de robustez. Por esta razón es que se consideran resultados como los hallazgos más potentes del presente trabajo y estas variables son las que se analizan en la Subsección 6.4. Por otro lado, las variables *burlado*, *poder_barrio* y *poder_general* no satisfacen todos los chequeos necesarios, por ello se consideran solamente como evidencia débil en este trabajo.

Tabla 7: Resumen de los tests de robustez para las variables seleccionadas

Test	inhibido	burlado	propensión	incómodo	poder_barrio	poder_general
Discontinuidad mujeres	✓	✓	✓	✓	✗	✓
Placebo	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Dicotomización	✓	✓	-	-	-	-
Donut RD	✓	✗	✓	-	-	-
Método de agregación	-	-	✓	-	-	-
Drop most significant	-	-	✓	-	-	-
Hipótesis múltiples	✓	✗	✓	✓	✗	✓
Intervalo diferente de 0	✓	✓	✓	✓	✓	✗

Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II

6.4. Heterogeneidades adicionales según exposición al programa

Hasta aquí se ha aportado evidencia de que la participación en el programa parecería afectar positivamente la propensión a la vergüenza de los individuos, la frecuencia de sentirse inhibido socialmente y la probabilidad de sentirse incómodo en público. Al ser efectos locales promedio de tratamiento, en ellos se identifica únicamente la participación en el programa, independientemente de la duración en la que los individuos se encuentran recibiendo las transferencias. En este sentido, cabe preguntarse si pueden existir heterogeneidades según el tiempo de exposición a la política. Es otras palabras, resulta relevante cuestionarse si la etiqueta” encontrada varía si los individuos permanecen más o menos tiempo en el programa, por ejemplo si lo abandonan o si dejan de ser elegibles para este.

Para esbozar una primera respuesta a la pregunta anterior se toma de los registros administrativos del MIDES la información de si los individuos recibieron las asignaciones en cada año y luego se interactúa la variable de tratamiento con la cantidad de años que los individuos participaron del programa de transferencias entre 2008 y 2018. Este nuevo indicador permite evaluar si existen heterogeneidades según la intensidad del tratamiento, es decir, si el efecto de tratamiento se intensifica o no a mayor tiempo de participación en el programa. En la Tabla 8 se presenta la distribución de los individuos según cuántos años participaron en el programa. Se observa que el 94.5 % del grupo de tratamiento recibió la transferencia al menos durante tres años.

Tabla 8: Recepción de las asignaciones según cantidad de años dentro del programa

Años	Años dentro del programa											
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
N	248	9	32	55	82	108	67	72	45	100	105	72
%	100	1.2	4.28	7.36	10.98	14.46	8.97	9.64	6.02	13.39	14.06	9.64

Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM

Vale remarcar que a los resultados obtenidos aquí no se les debe dar una interpretación causal ya que la duración de participación en el programa no es exógena, sino que esta es endógena a distintas situaciones que enfrentan los hogares. Por ejemplo, el momento en el que los hogares dejan de percibir la transferencia puede deberse a diversos motivos, ya sea porque incumplieron las condicionalidades exigidas, ingresaron al mercado laboral formal y accedieron a un ingreso superior al que determina la recepción de la política o sus hijos cumplieron la mayoría de edad.

Una vez obtenida la variable de participación en el programa por año, se estiman nuevamente las regresiones 4 y 6 incorporando el indicador de intensidad de exposición al programa, adicional al indicador binario de tratamiento. Los resultados de tales estimaciones se presentan en el primer panel de la Tabla 9. Se encuentra que para las variables de inhibición social y propensión a la vergüenza el efecto de tratamiento no varía según los años de duración en el programa, mientras que la variable de incomodidad en público si lo hace, siendo más relevante los años de participación en el programa que si el individuo fue tratado. De este modo, se relaciona un año adicional de participación con un aumento de en promedio unos 1.42 puntos porcentuales en la probabilidad de sentirse incómodo en público, dado lo demás constante. Vale mencionar las tres variables mantienen significancia estadística al evaluarse conjuntamente ambos coeficientes de tratamiento y de intensidad del tratamiento.

Otra posible respuesta a la pregunta planteada en esta subsección implica evaluar si existe un efecto por dejar el programa (ya sea por cualquiera de las razones mencionadas) con signo opuesto al efecto por participar en él. En este caso, se interactúa el indicador de tratamiento con otra variable binaria que indica si el individuo salió del programa y de nuevo se estiman las ecuaciones principales. Estos resultados se muestran en el segundo panel de la Tabla 9. Los resultados van en línea con lo encontrado anteriormente: mientras que los efectos de tratamiento referidos a las dos primeras variables no se ven modificados por dejar el programa, el efecto de tratamiento sobre la variable *incómodo* si es considerablemente sensible ante la salida, disminuyendo 10.63 puntos porcentuales, dado lo demás constante.

Los resultados anteriores sugieren, por un lado, que la etiqueta asociada a las variables de propensión a la vergüenza (*inhibido* y *propensión*) parecería permanecer en el tiempo, independientemente del tiempo de exposición al programa y si el hogar salió o no el programa. Por otro, la etiqueta asociada a una variable más externa como puede ser la de incomodidad en público parecería que es sensible a la permanencia en el programa y se dilata, al menos en parte, una vez que el individuo deja de recibir el beneficio. Nuevamente, hay que tomar la interpretación de estos resultados con cautela ya que la duración en el programa no es aleatoria. Podría ser que quienes continúan mayor tiempo participando del programa son más pobres que quienes no, o tienen una mayor tendencia a depender de este tipo de programas.

Por último, de modo de brindar una respuesta adicional a la pregunta planteada, se busca ver si el efecto de tratamiento difiere en el caso de que el hogar haya abandonado el programa previo al año 2013. Esto podría dar alguna pista a la discusión planteada en Rossel y Straschnoy (2020) acerca del comienzo del control de las condicionalidades en tal año, tras un intenso debate parlamentario. Una posible hipótesis, que no será dirimida con este análisis, es que dicho debate exacerbó, por un lado, las percepciones de la ciudadanía en torno a los beneficiarios de transferencias monetarias y, por otro, profundizó una tendencia de menor apoyo a políticas redistributivas tales como este tipo de transferencias.

Ahora se interactúa el indicador de tratamiento con una variable binaria que indica si el individuo tuvo participación en el programa desde 2013 en adelante o no, lo que permitiría captar esta especie de estigma adicional surgido tras las modificaciones institucionales en dicho año. Los resultados se vuelven a presentar en la Tabla 9, esta vez en el tercer panel. Nuevamente se encuentra que la variable *incómodo* es sensible a la variación temporal, aunque en este caso la interacción entre el indicador de tratamiento y el de salida previa a 2013 es de menor magnitud y significación estadística que para los resultados anteriores. Aquí la disminución es solamente de 0.656 puntos porcentuales con una significación estadística del 90 %. Lo anterior configura evidencia sugerente de este posible efecto 2013”, que no puede considerarse como concluyente.

Tabla 9: Estimaciones del efecto de las AFAM-PE sobre las variables seleccionadas, incorporando heterogeneidades según el tiempo de participación en el programa

Variable	inhibido	propensión	incómodo
<i>Tiempo de exposición al programa</i>			
trat	0.5018** (0.2001)	1.4074** (0.6000)	0.1096 (0.1089)
trat*años	-0.0019 (0.0119)	-0.0025 (0.0334)	0.0147** (0.0059)
Test - F	[0.0247]**	[0.0549]*	[0.0057]***
<i>Salida del programa</i>			
trat	0.4836** (0.1842)	1.4301** (0.6095)	0.2847*** (0.1057)
trat*abandono	0.0061 (0.0087)	-0.0759 (0.1728)	-0.1095*** (0.0307)
Test - F	[0.0247]**	[0.0614]*	[0.0003]***
<i>Participación pre y post 2013</i>			
trat	0.4838*** (0.1802)	1.3769** (0.5927)	0.2357** (0.1034)
trat*2013	0.0169 (0.0759)	0.0637 (0.2154)	-0.0678* (0.0347)
Test - F	[0.0245]**	[0.0552]*	[0.0178]**

Especificación: cuadrática con controles

Variables de control: sexo, edad, región y ascendencia étnica

Errores estándar clusterizados por ICC* entre paréntesis

*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM

6.5. Resultados para la primera ola

Con el objetivo de ahondar en el ya mencionado posible efecto “2013”, en la presente subsección se aprovecha que se cuenta con la pregunta de incomodidad en público para la primera ola de la ESAFAM, que se realizó durante los años 2011 y 2012, de modo de comparar los resultados de las estimaciones realizadas previo a 2013 y post 2013, ya que la segunda ola se llevó a cabo entre 2016 y 2018. En base a lo anterior, se vuelven a realizar las estimaciones para los mismos individuos en la primera y segunda ola, y los resultados se presentan en la Tabla 10. Asimismo, en la Figura 11 se muestran las gráficas de bins para ambas olas.

Tabla 10: Comparación de estimaciones del efecto de las AFAM-PE para la variable *incómodo*

Ola	Especificaciones				N
	(1)	(2)	(3)	(4)	
Ola 1	0.0572 (0.0581)	0.0574 (0.0592)	0.0993 (0.0842)	0.0785 (0.0861)	962
Ola 2	0.1127* (0.0679)	0.1263* (0.0723)	0.2053** (0.0981)	0.2241** (0.1033)	982
Especificación del ICC*	Lineal	Lineal	Cuadrática	Cuadrática	
Variables de control	No	Si	No	Si	

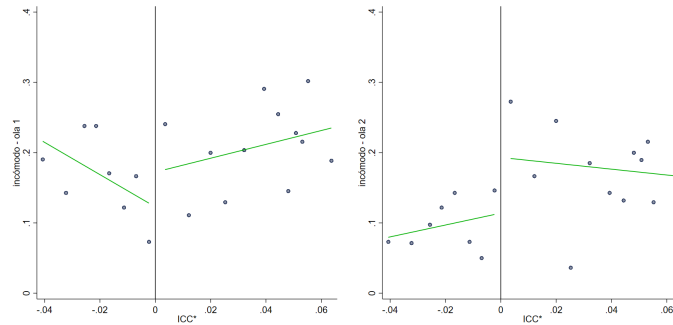
Variables de control: sexo, edad, región y ascendencia étnica

Errores estándar clusterizados por ICC* entre paréntesis

*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM I y II

Figura 11: Comparación de estimaciones del efecto de las AFAM-PE para la variable *incómodo*



Nota: Se grafican las especificaciones lineales sin controles.

Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM I y II

Se observa que en la Ola 1 no se encuentran resultados significativos del programa en la variable de incomodidad en público. Esto reforzaría la hipótesis de que el cambio institucional ocurrido en 2013 pudo haber jugado un rol en profundizar los niveles de estigma que perciben los beneficiarios de transferencias monetarias condicionadas, aunque también simplemente podría ser que un mayor tiempo dentro del programa afecta en mayor medida el estigma percibido por los receptores, sin ese efecto institucional adicional. En este sentido, estos últimos resultados configuran evidencia preliminar y no esclarecen cuál hipótesis sería la correcta. Se requiere una mayor investigación al respecto para poder lograr resultados concluyentes en esta dirección.

7. Conclusiones

El presente trabajo tuvo como objetivo investigar el efecto de un programa de transferencias monetarias condicionadas sobre el estigma percibido por sus receptores, analizando el caso concreto de las Asignaciones Familiares del Plan de Equidad. Particularmente, se aprovecha el mecanismo de asignación a las AFAM-PE y la disponibilidad de la ESAFAM para realizar un diseño de regresión discontinua difusa y estimar el efecto local del tratamiento sobre el estigma vinculado a la participación en el programa. Tal como fue mencionado, la literatura económica tanto a nivel teórico como

empírico se ha enfocado principalmente en el estudio de la baja adhesión que suelen presentar estos programas debido a la presencia de estigma, entre otros factores. Sin embargo, resulta necesario investigar lo que sucede después de la postulación y qué efectos nocivos pueden estar provocando este tipo de políticas en el bienestar subjetivo y psicológico de quienes participan de estas.

Se encuentra que mientras la participación en el programa no tiene efectos significativos sobre la vergüenza asociada a la pobreza, sí los tiene sobre la propensión a la vergüenza de los individuos. Se halla que el programa tiene efectos positivos y significativos al 95 % de entre 0.49 a 0.69 desvíos estándar en la propensión a la vergüenza percibida por los individuos, de 0.60 a 0.66 desvíos estándar en la frecuencia de sentirse inhibido socialmente y de 0.31 a 0.63 desvíos estándar en la probabilidad de sentirse incómodo en público. Estos tres resultados resultan robustos a una serie de chequeos de robustez (placebos, diseños de *donut* RD, entre otros). Asimismo, existe evidencia débil de que quienes son receptores tienen un menor nivel de empoderamiento, aunque este resultado no es robusto. En resumen, se encuentra evidencia de efectos leves del programa sobre el estigma percibido por sus beneficiarios, que se podría conjeturar es debido a la larga trayectoria, amplia cobertura y la privacidad en el pago de la transferencia.

Si bien este trabajo se enfocó en los efectos de mediano plazo del programa, se realizaron algunas estimaciones para el corto plazo, donde se testeó si la política tenía efectos distintos en el corto o mediano plazo sobre la variable de incomodidad en público. Mientras que para la primera ronda de la encuesta de seguimiento no se encuentran efectos significativos del programa sobre la incomodidad en público, sí se encuentran para la segunda ronda. Esto podría explicarse, por un lado, en base a que un mayor tiempo de exposición al programa podría ser un factor que exacerbe el estigma. Así, podría pensarse que sea necesario recibir beneficios durante un mínimo de tiempo considerable para que comiencen a surgir percepciones de estigma. Por otro lado, el comienzo del control de las condicionalidades en el año 2013, que se dio entre ambas rondas de relevamiento, tras un intenso debate parlamentario podría haber exacerbado, por un lado, las percepciones de la ciudadanía en torno a los beneficiarios de transferencias monetarias y, por otro, profundizado una tendencia de menor apoyo a políticas redistributivas tales como este tipo de transferencias. En consecuencia, ambos factores podrían haber contribuido a fomentar el estigma. No obstante, no es posible dirimir entre ambas hipótesis con la información disponible y por ende tal cuestión excede a este trabajo.

Si bien la estrategia de identificación utilizada favorece la hipótesis de la presencia de un mayor estigma asociado a la política, las preguntas no están directamente vinculadas a la recepción de beneficios y podrían estar respondiendo a otros fenómenos sociales sufridos por los individuos que la recepción del programa acentúa. Es decir, la poca especificidad de las variables disponibles no permite relacionar directamente esta mayor propensión a la vergüenza reportada por los receptores con un etiquetamiento provocado por el programa. Esto pone de manifiesto la necesidad de avanzar en la investigación cualitativa del estigma que permita contar con mejores cuestionarios y datos para su abordaje empírico, y con muestras de mayor tamaño. Además, resta saber si las preguntas utilizadas captan adecuadamente este tipo de vergüenza y estigma o si están permeadas por respuestas socialmente deseables. En este sentido, se requiere una validación psicométrica de los cuestionarios de modo de corroborar que las preguntas estén captando correctamente tales constructos.

Otra debilidad del trabajo refiere a la falta de contrastación empírica de los mecanismos de transmisión mediante los que el estigma opera en la política de transferencia. Esto es clave para la comprensión del efecto causal estimado. En este sentido, se requiere una investigación más profunda sobre dichos mecanismos, siendo esta una de las líneas en las que debería avanzar la investigación relacionada a esta temática. Para ello, sería deseable contar con un modelo estructural que explique

en qué medida los individuos pueden experimentar la pérdida de utilidad provocada por el estigma, siguiendo la base de los modelos de [Moffitt \(1983\)](#) y [Besley y Coate \(1992\)](#), pero que profundicen en el problema posterior a la postulación. Así se podría caracterizar y cuantificar de una mejor forma la magnitud de este tipo de efectos, sus repercusiones en el bienestar individual y social y qué tipo de canales podrían estar en juego.

Por otra parte, vale mencionar que los resultados encontrados mediante el método de regresión discontinua refieren a efectos locales en el entorno del punto de corte del ICC*, por lo que no resulta válido extrapolar los hallazgos a toda la población de individuos receptores. Quienes reciben la transferencia y se encuentran por fuera del entorno considerado en el análisis son aquellos receptores que están en un peor contexto socioeconómico y por ende podría esperarse que perciban una mayor estigmatización debido a la recepción de la política y a vivir en una situación de pobreza que quienes se encuentran en una situación menos vulnerable. Se requiere investigación adicional para dilucidar acerca de los posibles efectos de estigmatización para los receptores con puntajes más bajos del ICC*, que además son beneficiarios de otra política de transferencias, la Tarjeta Uruguay Social y que podría llegar a ser aún más estigmatizante dado que la tarjeta magnética en cuestión configura una etiqueta en sí misma. Tal transferencia no es privada, sino que es sumamente saliente y visible cuando se utiliza en público.

Retomando la discusión planteada en secciones anteriores, la evidencia encontrada en este trabajo plantea desafíos para el diseño del sistema de transferencias uruguayo, que debe tener en cuenta las posibles consecuencias negativas de sus políticas, así como también los discursos que surgen en torno a sus programas por parte de la sociedad en general y los medios de comunicación; aspectos que quedaron por fuera de esta investigación. Aquí toma relevancia el trabajo de [Bertrand et al. \(2006\)](#), en donde los autores remarcan la importancia del encuadre de las políticas públicas para lograr ser efectivas, independientemente de su diseño o nivel de cobertura. En este sentido, un encuadre que busque resaltar la agencia y autonomía de los receptores del programa y que evite su estigmatización podría ser clave a la hora de mejorar el diseño de las políticas de transferencias, más aún, dada su amplia extensión en los países del continente, y ayudar a que cumplan con su objetivo: alivianar las condiciones de pobreza a la que se enfrenta una parte considerable de la población.

Referencias

- Angrist, J. y Pischke, J.-S. (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press. 17
- Arim, R., Cruces, G., y Vigorito, A. (2009). *Programas sociales y transferencias de ingresos en Uruguay: los beneficios no contributivos y las alternativas para su extensión*. Number 146 in Serie Políticas sociales. CEPAL, Santiago de Chile. 8, 9
- Bastagli, F., Hagen-Zanker, J., Harman, L., Barca, V., Sturge, G., Schmidt, T., y Pellerano, L. (2016). Cash transfers: What does the evidence say? a rigorous review of programme impact and of the role of design and implementation features. Overseas development institute. 5, 6
- Baumberg, B. (2015). The stigma of claiming benefits: a quantitative study. *Journal of Social Policy*, 45(2):181–199. 12
- Baumberg, B., Bell, K., y Gaffney, D. (2012). Benefits stigma in Britain. Project report, Turn2us, Elizabeth Finn Care. 5, 6
- Bérgolo, M. y Cruces, G. (2021). The anatomy of behavioral responses to social assistance when informal employment is high. *Journal of Public Economics*, 193:104313. 8, 16
- Bérgolo, M., Dean, A., Perazzo, I., y Vigorito, A. (2016). Evaluación impacto del programa Asignaciones Familiares - Plan de Equidad y la Tarjeta Alimentaria del MIDES. Ministerio de desarrollo social (MIDES). 8, 15, 16, 19
- Bernal, R. y Peña, X. (2011). *Guía práctica para la evaluación de impacto*. Universidad de los Andes, Colombia. 16, 17
- Bertrand, M., Mullainathan, S., y Shafir, E. (2006). Behavioral economics and marketing in aid of decision making among the poor. *Journal of Public Policy & Marketing*, 25(1):8–23. 41
- Besley, T. y Coate, S. (1992). Understanding welfare stigma: Taxpayer resentment and statistical discrimination. *Journal of Public Economics*, 48(2):165–183. 4, 5, 11, 41
- Bhargava, S. y Manoli, D. (2015). Psychological frictions and the incomplete take-up of social benefits: Evidence from an IRS field experiment. *American Economic Review*, 105(11):3489–3529. 4, 11, 13
- Brizmohun, R. y Duffy, P. A. (2016). Do personal attitudes about welfare influence food stamp participation? (333-2016-14271):23. Paper 9133. 13, 21
- Bugni, F. A. y Canay, I. A. (2021). Testing continuity of a density via g-order statistics in the regression discontinuity design. *Journal of Econometrics*, 221(1):138–159. 26
- Burdín, G. y de Melo, G. (2009). Prestaciones sociales en Uruguay: ¿por qué hay beneficiarios que no las solicitan? *Revista CEPAL*. 15
- Bérgolo, M. y Galván, E. (2018). Intra-household behavioral responses to cash transfer programs. evidence from a regression discontinuity design. *World Development*, 103:100 – 118. 8, 16
- Carrasco, P., Ceni, R., Perazzo, I., y Salas, G. (2019). Are not any silver in the cloud? Subjective well-being among deprived young people. Serie Documentos de Trabajo, DT 09/2019, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Montevideo, Uruguay. 14

- Cattaneo, M. D., Jansson, M., y Ma, X. (2018). Manipulation testing based on density discontinuity. *Stata Journal*, 18(1):234–261. 18, 26
- Chong, A., Nopo, H., y Ríos, V. (2009). Do Welfare Programs Damage Interpersonal Trust? Experimental Evidence from Representative Samples for Four Latin American Cities. *SSRN Electronic Journal*. 13
- Clarke, D., Romano, J. P., y Wolf, M. (2020). The romano–wolf multiple-hypothesis correction in stata. *The Stata Journal*, 20(4):812–843. 33
- Coady, D., Grosh, M., y Hoddinott, J. (2004). *Targeting of Transfers in Developing Countries : Review of Lessons and Experience*. Number 14902 in World Bank Publications. The World Bank. 6, 8
- Colafranceschi, M. y Vigorito, A. (2013). Uruguay: evaluación de las políticas de transferencias. La estrategia de inclusión y sus desafíos. In Rofman, R., editor, *HACIA UN URUGUAY MÁS EQUITATIVO. LOS DESAFÍOS DEL SISTEMA DE PROTECCIÓN SOCIAL*. Banco Mundial, Montevideo, Uruguay. 9
- Currie, J. (2004). The take up of social benefits. Working Paper 10488, National Bureau of Economic Research. 4
- de Brauw, A. y Hoddinott, J. (2011). Must conditional cash transfer programs be conditioned to be effective? the impact of conditioning transfers on school enrollment in mexico. *Journal of Development Economics*, 96(2):359 – 370. 6
- Dean, A. y Vigorito, A. (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, DT 01/2015, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Montevideo, Uruguay. 15
- Devereux, S. (2016). Is targeting ethical? *Global Social Policy*, 16(2):166–181. 6
- Failache, E., Giacobasso, M., y Ramírez, L. (2016). Transferencias de ingresos y mercado de trabajo: el impacto de Asignaciones Familiares Plan de Equidad sobre la informalidad laboral. Serie Documentos de investigación estudiantil, DIE 01/2016, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Montevideo, Uruguay. 8, 16, 30
- Filmer, D. y Pritchett, L. H. (2001). Estimating Wealth Effects Without Expenditure Data—Or Tears: An Application To Educational Enrollments In States Of India*. *Demography*, 38(1):115–132. 22, 52
- Friedrichsen, J., König, T., y Schmacker, R. (2017). Welfare stigma in the lab: Evidence of social signaling. CESifo Working Paper 6519, Munich. 13
- Gao, Q. y Zhai, F. (2017). Public Assistance, Economic Prospect, and Happiness in Urban China. *Social Indicators Research*, 132(1):451–473. 8, 14
- Ghazarian, M. (2020). *La no adhesión a las AFAM-PE: un análisis con énfasis en los determinantes socioculturales y psicológicos*. Tesis de Maestría, Universidad de la República, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Montevideo, Uruguay. 15

- Goffman, E. ([1963]). *Stigma; Notes on the Management of Spoiled Identity*. Englewood Cliffs, N.J. : Prentice-Hall, [1963]. 10
- Han, H. y Gao, Q. (2020). Does Welfare Participation Improve Life Satisfaction? Evidence from Panel Data in Rural China. *Journal of Happiness Studies*, 21(5):1795–1822. 8, 14
- Harder, D. H. y Zalma, A. (1990). Two promising shame and guilt scales: A construct validity comparison. *Journal of personality assessment*, 55(3-4):729–745. 19
- Hochfeld, T. y Plagerson, S. (2011). Dignity and stigma among south african female cash transfer recipients. *IDS Bulletin*, 42(6):53–59. 13
- Hoynes, H., Schanzenbach, D. W., y Almond, D. (2016). Long-run impacts of childhood access to the safety net. *American Economic Review*, 106(4):903–34. 22, 33
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39:31–36. 56
- Kaye, L., Lee, E., y Chen, Y. Y. (2013). Barriers to food stamps in new york state: A perspective from the field. *Journal of Poverty*, 17(1):13–28. 13
- Kumlin, S. y Rothstein, B. (2005). Making and breaking social capital: The impact of welfare-state institutions. *Comparative Political Studies*, 38(4):339–365. 5
- Lavalleja, M. y Tenenbaum, V. (2020). Mecanismos de focalización de los programas de transferencias monetarias en América Latina: el caso del Uruguay. Estudios y Perspectivas – Oficina de la CEPAL en Montevideo 43, Naciones Unidas Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). 5, 9
- Lee, D. S. y Lemieux, T. (2009). Regression discontinuity designs in economics. Working Paper 14723, National Bureau of Economic Research. 16
- Leites, M., Pereira, G., Rius, A., Salas, G., y Vigorito, A. (2017). Protocol: The effect of cash transfers on social solidarity: A systematic review. *Campbell Systematic Reviews*, 13(1):1–49. 6
- Link, B. G. y Phelan, J. C. (2001). Conceptualizing stigma. *Annual Review of Sociology*, 27(1):363–385. 5, 10, 12
- MacAuslan, I. y Riemenschneider, N. (2011). Richer but resented: What do cash transfers do to social relations? *IDS Bulletin*, 42(6):60–66. 5, 6
- Manchester, C. F. y Mumford, K. (2010). How costly is welfare stigma? separating psychological costs from time costs. Purdue university economics working papers, Purdue University, Department of Economics. 4, 11, 13
- McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of Econometrics*, 142(2):698–714. The regression discontinuity design: Theory and applications. 26
- Mkandawire, T. (2005). Targeting and universalism in poverty reduction. *Social Policy and Development Programme Paper Number 23*. 3, 6
- Moffitt, R. (1983). An economic model of welfare stigma. *The American Economic Review*, 73(5):1023–1035. 4, 11, 41

- Molyneux, M., Jones, W. N., y Samuels, F. (2016). Can cash transfer programmes have ‘transformative’ effects? *The Journal of Development Studies*, 52(8):1087–1098. 5, 6
- Osborne, J., C. A. . K. J. (2008). Best practices in exploratory factor analysis. In Osborne, J., editor, *Best practices in quantitative methods*. SAGE Publications, Inc. 52
- Qi, D. y Wu, Y. (2018). Does welfare stigma exist in china? policy evaluation of the minimum living security system on recipients’ psychological health and wellbeing. *Social Science Medicine*, 205:26 – 36. 8, 14
- Rainwater, L. (1982). 2 - stigma in income-tested programs. In Garfinkel, I., editor, *Income-Tested Transfer Programs*, pages 19 – 65. Academic Press. 4, 11, 12
- Rawls, J. (1971). *Teoría de la Justicia*. Fondo de Cultura Económica, México. 20
- Rivero, A., Katzkowicz, N., Parada, C., y Vigorito, A. (2019). Evaluación cuantitativa del impacto de Asignaciones Familiares - Plan de Equidad y Tarjeta Uruguay Social. Informe de la ronda 2016/18. Ministerio de desarrollo social (MIDES). 8, 15, 16, 19, 27
- Rivero, L. (2020). Anexo 6: Informe final de grupos focales. In *Una propuesta para la medición del bienestar multidimensional en Uruguay. Informe final. CONVENIO MIDES - INE - MEF - OPP-FAFCEA*. Ministerio de Desarrollo Social (MIDES), Montevideo, Uruguay. 3
- Roelen, K. (2020). Receiving social assistance in low- and middle-income countries: Negating shame or producing stigma? *Journal of Social Policy*, 49(4):705–723. 5, 6, 8, 12, 13
- Rossel, C., Courtoisie, D., y Marsiglia, M. (2014). Programas de transferencias, condicionalidades y derechos de la infancia: apuntes a partir del caso del Uruguay. *Políticas Sociales* 215, Naciones Unidas Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). 9
- Rossel, C. y Straschnoy, M. (2020). ¿Cuánto pueden condicionar las condicionalidades? Evidencia sobre las asignaciones familiares de Argentina y Uruguay. *Latin American Research Review*, 55(1):16–30. 7, 9, 37
- Sen, A. (1983). Poor, relatively speaking. *Oxford Economic Papers*, 35(2):153–169. 13
- Smith, A. (1776). *Investigación Sobre la Naturaleza y Causas de la Riqueza de las Naciones*. Fondo de Cultura Económica, México. 20
- Spicker, P. (2011). *Stigma and Social Welfare*. 5, 11, 12, 13
- 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. 13
- Stuber, J. y Schlesinger, M. (2006). Sources of stigma for means-tested government programs. *Social Science Medicine*, 63(4):933 – 945. 5, 13
- Tangney, J. y Tracy, J. (2011). *Self-Conscious Emotions*. UBC Emotion & Self Lab, British Columbia. 13
- Townsend, P. (1979). *Poverty in the United Kingdom*. London, Allen Lane and Penguin Books. 20

- Tracy, J. L. y Robins, R. W. (2004). Putting the self into self-conscious emotions: A theoretical model. *Psychological Inquiry*, 15(2):103–125. 13
- van Oorschot, W. (2002). Targeting welfare : On the functions and dysfunctions of means-testing in social policy. In P. Townsend, D. Gordon (Eds.), *World poverty: new policies to defeat an old enemy*. pages 171 – 193. (Studies in poverty, inequality and social exclusion). Policy Press. 5
- Walker, R. (2014). *The shame of poverty*. Oxford University Press. 5, 6, 11, 12, 13, 27
- Yin, R. y Etilé, F. (2019). Measuring identity orientations for understanding preferences: A french validation of the aspects-of-identity questionnaire. 22, 57
- Zavaleta, 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. 7, 8, 15, 19, 20, 33, 52
- Zhang, H. (2020). Welfare stigma of social assistance on women recipients in urban china. *Journal of Social Service Research*, 46(4):538–552. 14
- Zuasnabar, I. (2018). *Treinta años de opinión pública en el Uruguay*. Konrad Adenauer Stiftung, Uruguay. 3, 4

A. Anexo: Tablas y Figuras

Tabla A1: Continuidad local en covariables contemporáneas

Variable	Especificaciones		
	(1)	(2)	(3)
Ascendencia étnica	0.024 (0.071)	0.023 (0.101)	0.032 (0.107)
Situación conyugal	0.063 (0.095)	-0.040 (0.134)	-0.012 (0.141)
Empleo	0.054 (0.085)	0.052 (0.112)	0.035 (0.115)
Número de hijos	-0.006 (0.188)	-0.022 (0.265)	-0.129 (0.269)
Especificación del ICC*	Lineal	Cuadrática	Cuadrática
Variables de control	No	No	Si
Observaciones	992	992	992

Errores estándar clusterizados por ICC* entre paréntesis.

*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II

Tabla A2: Estimaciones del efecto de las AFAM-PE para las mujeres de la muestra

Variable	Especificaciones				N
	(1)	(2)	(3)	(4)	
ver_ser_pob	0.0254 (0.0201)	0.0426* (0.0231)	0.0474 (0.0307)	0.0475 (0.0330)	873
ver_fam_pob	0.0029 (0.0203)	0.0144 (0.0220)	0.0467 (0.0316)	0.0483 (0.0327)	874
ver_gente_pob	0.0088 (0.0122)	0.0162 (0.0139)	0.0230 (0.0236)	0.0233 (0.0241)	873
ver_pob	0.0294 (0.0356)	0.0683 (0.0420)	0.1208** (0.0596)	0.1238** (0.0630)	872
inhibido	0.3644*** (0.1273)	0.4268*** (0.1343)	0.5535** (0.1803)	0.5622*** (0.1817)	861
ridículo	0.0343 (0.1023)	0.0679 (0.1103)	0.1112 (0.1632)	0.1004 (0.1611)	849
avergonzado	0.1710 (0.1115)	0.2163* (0.1178)	0.3228* (0.1776)	0.3070* (0.1751)	864
humillado	0.1168 (0.1033)	0.1631 (0.1090)	0.1604 (0.1541)	0.1830 (0.1560)	862
burlado	0.2276** (0.0969)	0.2793** (0.1095)	0.3412** (0.1501)	0.3552** (0.1498)	843
propensión	0.8932** (0.3974)	1.1060** (0.4367)	1.5948** (0.6320)	1.5987** (0.6282)	828
incómodo	0.1001 (0.0776)	0.1149 (0.0812)	0.2050* (0.1189)	0.2166* (0.1189)	873
poder_familia	-0.5980 (0.5337)	-0.7965 (0.5652)	-1.0824 (0.7379)	-1.1794 (0.7487)	870
poder_amigos	-0.7067 (0.5459)	-0.7373 (0.5700)	-1.2024* (0.7078)	-1.1228* (0.7203)	786
poder_barrio	-0.2764 (0.4720)	-0.5969 (0.4924)	-1.0617 (0.6468)	-1.0273 (0.6580)	830
poder_trabajo	-0.8161 (0.6739)	-0.7275 (0.6915)	-2.0573** (0.9809)	-2.0236** (0.9876)	630
poder_general	-3.1059* (1.8211)	-3.6724* (1.9197)	-5.7013** (2.4705)	-5.8099** (2.4829)	574
Especificación del ICC*	Lineal	Lineal	Cuadrática	Cuadrática	
Variables de control	No	Si	No	Si	

Variables de control: edad, región y ascendencia étnica

Errores estándar clusterizados por ICC* entre paréntesis

*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II

Tabla A3: Estimaciones placebo

Variable	Umbral alternativo				N
	-0.020	-0.015	0.015	0.020	
ver_ser_pob	0.738 (4.021)	0.134 (0.147)	-0.0814 (0.240)	0.311 (0.539)	982
ver_fam_pob	0.413 (2.566)	0.101 (0.190)	-0.219 (0.162)	-0.252 (0.270)	983
ver_gente_pob	0.0479 (0.398)	0.101 (0.107)	-0.243** (0.123)	-0.395* (0.208)	981
ver_pob	1.199 (6.727)	0.318 (0.402)	-0.560 (0.408)	-0.499 (0.742)	980
inhibido	1.953 (3.364)	0.738 (0.951)	1.468 (1.655)	-2.656 (2.718)	965
ridículo	2.562 (17.39)	-0.483 (1.072)	-0.751 (1.001)	-1.934 (1.610)	952
avergonzado	0.540 (2.604)	-0.004 (0.838)	-0.749 (1.160)	-0.552 (1.938)	966
humillado	0.182 (5.557)	0.779 (0.816)	0.0734 (1.187)	-0.791 (1.939)	966
burlado	0.0531 (2.740)	1.061 (0.828)	-1.432 (1.058)	-1.642 (1.859)	944
propensión	3.896 (6.007)	2.337 (2.356)	-1.673 (4.630)	-7.935 (7.807)	928
incómodo	1.219 (7.845)	-0.764 (1.195)	0.0684 (0.869)	-1.307 (1.320)	982
poder_familia	-8.850 (31.55)	1.332 (6.442)	1.556 (5.738)	-4.499 (9.510)	974
poder_amigos	2.316 (18.70)	-2.403 (2.927)	1.045 (6.101)	0.627 (8.603)	881
poder_barrio	-1.683 (5.074)	5.452 (7.443)	-5.138 (4.136)	3.795 (7.428)	928
poder_trabajo	-1.962 (5.992)	-4.912 (4.958)	11.60 (7.105)	17.63 (11.58)	709
poder_general	1.532 (24.37)	0.383 (10.34)	12.37 (18.41)	15.13 (31.58)	644
Especificación del ICC*	Cuadrática	Cuadrática	Cuadrática	Cuadrática	
Variables de control	Si	Si	Si	Si	

Variables de control: edad, región y ascendencia étnica

Errores estándar clusterizados por ICC* entre paréntesis

*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II

Tabla A4: Estimaciones del efecto de las AFAM-PE sobre indicadores dicotomizados de propensión a la vergüenza

Variable	D.E	Media controles	Especificaciones				N
			(1)	(2)	(3)	(4)	
inhibido	0.4319	0.2081	0.1357* (0.0807)	0.1859** (0.0858)	0.2253* (0.1219)	0.2363* (0.1258)	965
ridículo	0.3413	0.1136	0.0121 (0.0666)	0.0363 (0.0677)	0.0635 (0.1012)	0.0846 (0.1016)	952
avergonzado	0.4001	0.1630	0.0478 (0.0742)	0.0929 (0.0767)	0.1300 (0.1066)	0.1526 (0.1108)	966
humillado	0.3490	0.1059	0.0171 (0.0640)	0.0039 (0.0659)	0.0181 (0.0999)	0.0173 (0.1036)	966
burlado	0.3503	0.1214	0.0833 (0.0636)	0.1168* (0.0681)	0.1842* (0.14006)	0.1939* (0.1042)	944
Especificación del ICC*			Lineal	Lineal	Cuadrática	Cuadrática	
Variables de control			No	Si	No	Si	

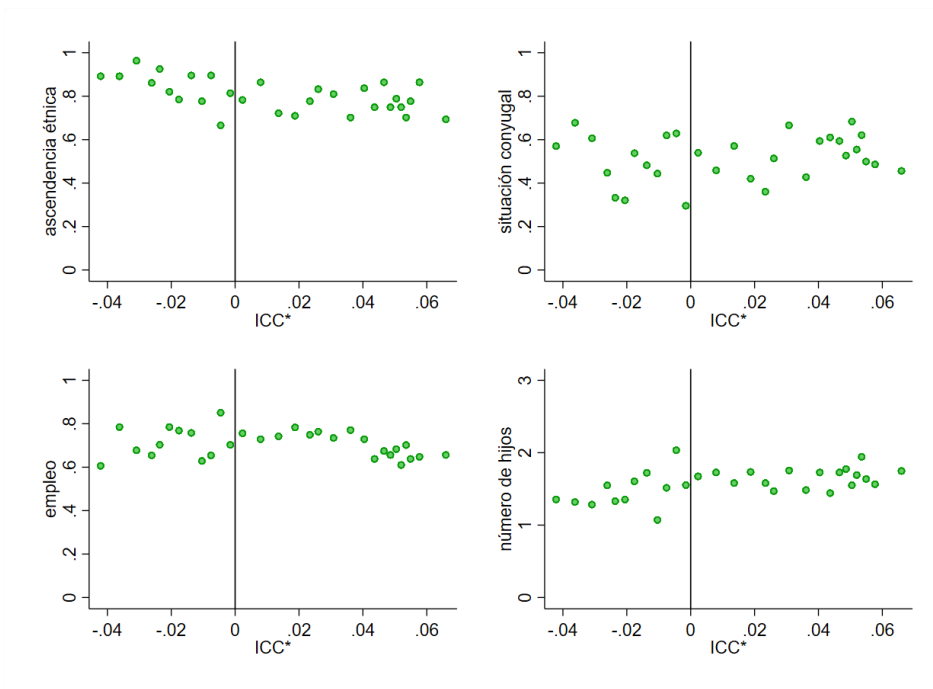
Variables de control: sexo, edad, región y ascendencia étnica

Errores estándar clusterizados por ICC* entre paréntesis

*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1

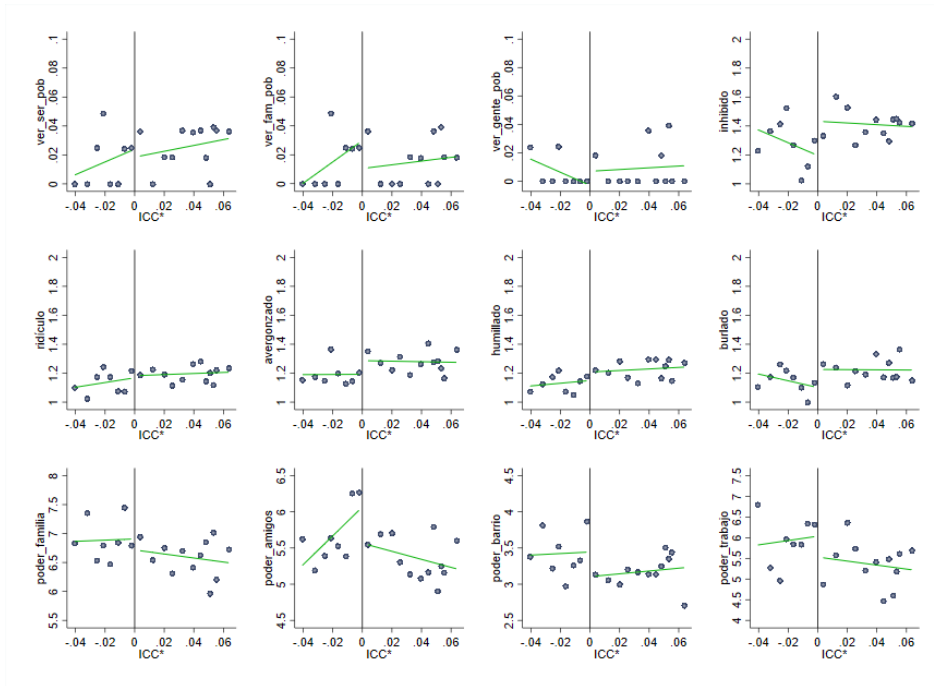
Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II

Figura A1: Continuidad local en covariables contemporáneas



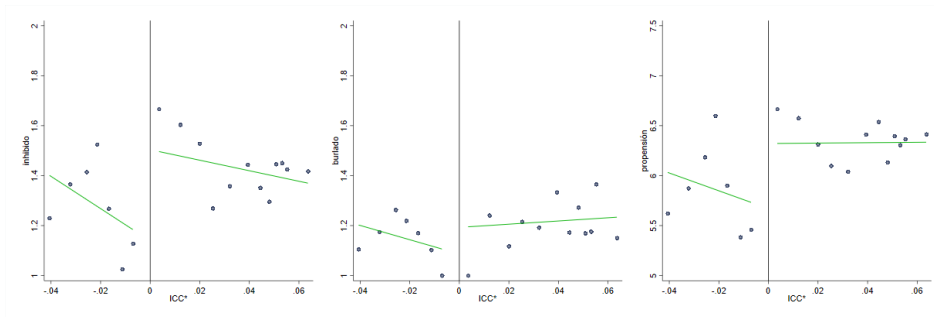
Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II.

Figura A2: Gráficos de bins y estimaciones de RD para las principales variables agregadas



Nota: Se grafican las especificaciones lineales sin controles.
Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II

Figura A3: Gráficos de bins y estimaciones de *Donut RD* para las variables seleccionadas



Nota: Se grafican las especificaciones lineales sin controles.
Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM II

B. Anexo: Construcción de los índices agregados mediante ACP

En este anexo se detalla la construcción de los índices agregados de vergüenza asociada a la pobreza y de propensión a la vergüenza en base a los cuestionarios de (Zavaleta, 2007). Siguiendo a Filmer y Pritchett (2001) se lleva a cabo el método de Análisis de Componentes Principales (ACP) de modo de reducir los datos utilizados a medidas agregadas que sintetizan la información disponible de estas dos baterías de OPHI. Asimismo, se sigue la recomendación de Osborne (2008) de utilizar el ACP frente a otros métodos de reducción de datos.

El ACP se basa en la estimación del siguiente sistema de ecuaciones para determinar qué ítems considerar para los constructos latentes que se quieren agregar y qué ponderación otorgarle a cada uno de los ítems:

$$y_{ij} = \lambda_{i1}F_{1j} + \lambda_{i2}F_{2j} + \dots + \lambda_{iN}F_{Nj} \quad j = 1, \dots, N \quad i = 1, \dots, N$$

Donde y_{ij} son los ítems, i_j los constructos latentes, λ_{ij} los coeficientes de las regresiones o ponderadores y μ_{ij} los términos de error que se asumen independientes de los constructos.

En primer lugar, se comienza la realización del análisis con todas las variables pertenecientes a ambas baterías, tal como se muestra en la Tabla 1. Sin embargo, de inmediato se deben de eliminar dos ítems *paralizado* y *repugnante* ya que ambos tienen correlaciones *missing* con otros ítems y esto imposibilita el cálculo de la matriz de correlaciones policóricas sobre la cuál se estima el ACP. Una vez quitados estos ítems, se procede primero al cálculo de dicha matriz de correlaciones y se efectúa el ACP sobre ella fijándolo a dos constructos, que son los que deberíamos encontrar.

Los resultados de esta primera fase del ACP se presentan en las Tablas B1 y B2. En la primera tabla se observa que se forman cuatro factores con valores propios mayores a 1, de los cuales el primero explica solamente el 34,2% de la varianza total del conjunto de los ítems. En la segunda tabla se aprecia qué ítems “cargan” en cada componente y cuál es la magnitud de dicho *loading*. Por un lado, el Componente 1, que referiría al constructo de propensión a la vergüenza, reúne a sus ítems correspondientes, a excepción de los ítems *tonto infantil* y *burlado* que no tienen *loadings* superiores a 0.35, umbral usualmente utilizado en la literatura, y por lo tanto se considera que no cargan en ninguno de los dos componentes. En cuanto al Componente 2, que configuraría el de vergüenza asociada a la pobreza, este también contiene a sus ítems correspondientes, exceptuando *ver_nopob* que no tiene *loadings* superiores al umbral determinado.

Tabla B1: Componentes principales: valores propios y varianza explicada

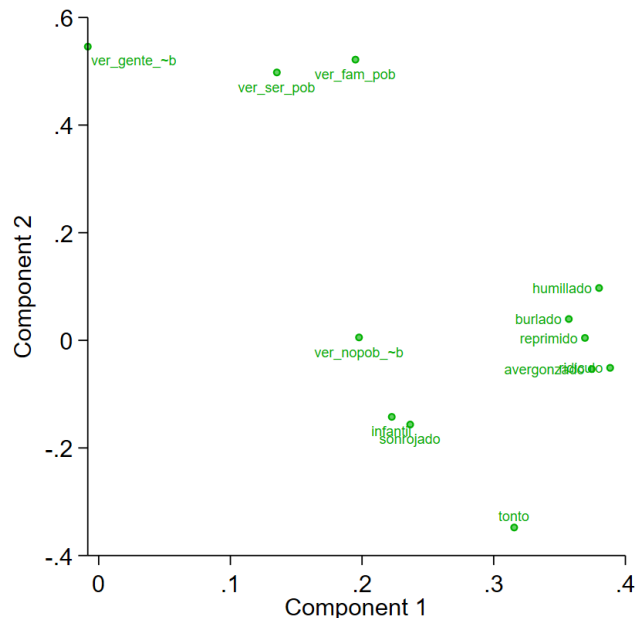
Componente	Valor propio	Diferencia	Proporción	Acumulado
Componente 1	4.1003	1.8541	0.3417	0.3417
Componente 2	2.4262	1.0768	0.1872	0.5289
Componente 3	1.1693	0.1690	0.0974	0.6263
Componente 4	1.0003	0.0905	0.0834	0.7097

Tabla B2: Cargas de de los ítems iniciales en los componentes

Variable	Componente 1	Componente 2	Unicidad
ver_ser_pob		0.4957	0.3690
ver_fam_pob		0.5213	0.2336
ver_gente_pob		0.5459	0.3303
ver_nopob_pob			0.8396
inhibido	0.3694		0.4404
ridículo	0.3885		0.3754
avergonzado	0.3745		0.4187
humillado	0.3801		0.3863
burlado	0.3571		0.4735
tonto			0.3196
infantil			0.7514
sonrojado			0.7156

Adicionalmente, en la Figura B1 se grafican los *loadings* de cada ítem sobre cada uno de los dos componentes y se puede observar que las variables *ver_nopob_pob*, *tonto*, *infantil* y *sonrojado* no tienen *loadings* sustantivos en ninguno de los componentes y se alejan del resto de los ítems que si explicarían de una forma más adecuada los constructos latentes.

Figura B1: *Loadings* iniciales de cada componente



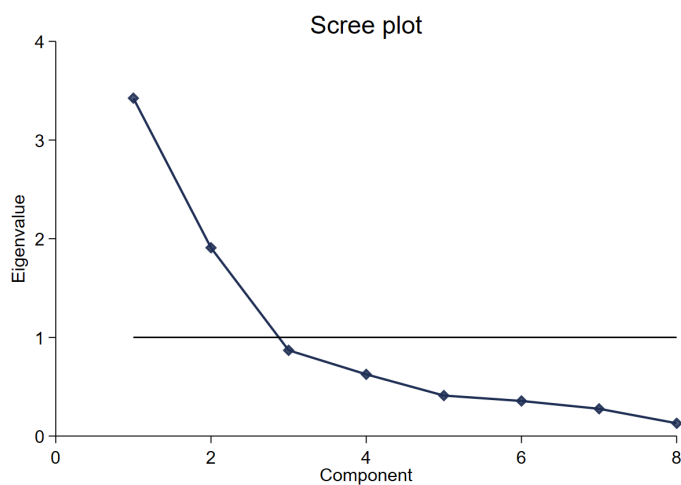
Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM

Dados los resultados anteriores, se repite el análisis de componentes principales eliminando los ítems mencionados que poseen *loadings* bajos. Este nuevo análisis incrementa la varianza explicada por el primer componente a 42,8 %, mientras que la varianza explicada por los dos primeros asciende a 66,67 %, tal como se observa en la Tabla B3. Además, se constata que ahora si solamente se cuentan con dos componentes principales, ya que solamente los primeros dos tienen valores propios superiores a la unidad. A esta regla sumamente utilizada en la literatura psicométrica se la conoce como regla de Kaiser y se representa gráficamente en la Figura B2. Solamente los dos primeros factores se encuentran por encima de la unidad. Esto mismo puede verificarse utilizando lo que se conoce como Análisis Paralelo, que es una técnica más sofisticada que la anterior, pero que arroja la misma conclusión. El gráfico de este análisis se muestra en la Figura B3.

Tabla B3: Componentes principales: valores propios y varianza explicada finales

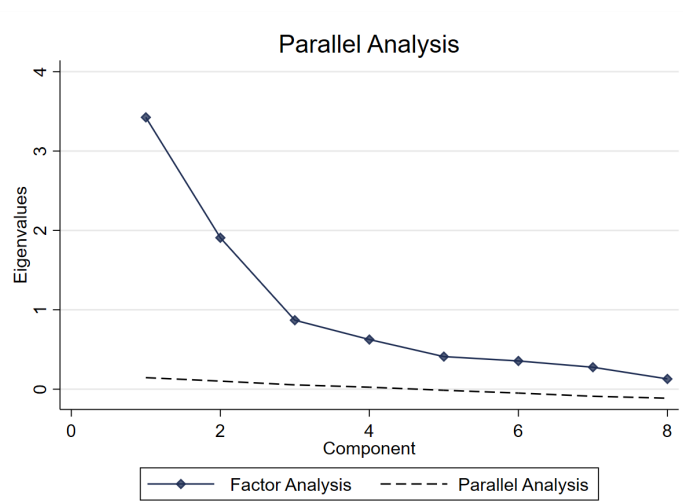
Componente	Valor propio	Diferencia	Proporción	Acumulado
Componente 1	3.4249	1.5165	0.4281	0.4281
Componente 2	1.9084	1.0393	0.2385	0.6667

Figura B2: Screeplot



Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM

Figura B3: Parallel Analysis



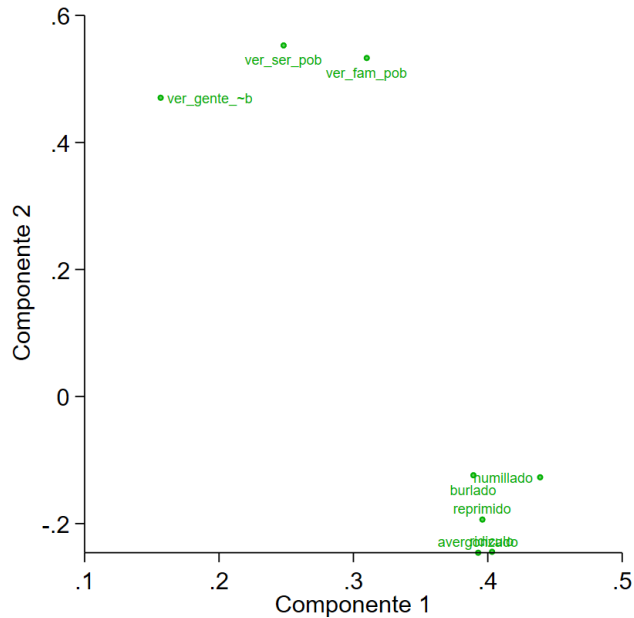
Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM

En cuanto a los *loadings* de los ítems, se observa en la Tabla B4 que cada ítem carga en cada uno de sus constructos latentes correspondientes, formando dos componentes principales claramente definidos, siendo el Componente 1 el de propensión a la vergüenza y el Componente 2 el de vergüenza asociada a la pobreza. La misma estructura se puede contemplar en la Figura B4. Adicionalmente, se toma en cuenta que las medidas resumen comúnmente utilizadas en la literatura para evaluar un correcto uso del análisis factorial para la construcción de índices resultan satisfactorias. Se satisfacen tanto la medida del índice KMO que toma un valor de 0.741 como el la medida del test de esfericidad de Bartlett que tiene un p-valor igual a cero Por su parte, los alpha de Cronbach que miden la fiabilidad de ambas escalas para ambos componentes son de 0.7640 para el Componente 1 y de 0.7018 para el Componente 2, ambos valores aceptables según la literatura.

Tabla B4: Cargas de de los ítems finales en los componentes

Variable	Componente 1	Componente 2	Unicidad
ver_ser_pob		0.5527	0.2062
ver_fam_pob		0.5329	0.1291
ver_gente_pob		0.4704	0.4938
inhibido	0.3960		0.3914
ridículo	0.4032		0.3293
avergonzado	0.3929		0.3560
humillado	0.4389		0.3093
burlado	0.3893		0.4517

Figura B4: Loadings finales de cada componente



Fuente: Elaboración propia en base a ESAFAM

En base a lo anterior, se opta por construir los dos índices de la escala de OPHI siguiendo la estructura encontrada. Se recuerda que los índices se construyen utilizando diferentes métodos de agregación (suma, promedio, ACP, AF, ACP con ponderadores rotados, AF con ponderadores rotados) y los resultados encontrados son robustos a estas alternativas. Para hacer lo más comparables todas las especificaciones de los índices es que ambos indicadores agregados de vergüenza asociada a la pobreza y propensión a la vergüenza se construyen por separado, llevando a cabo los ACP para cada una de las baterías.

Finalmente, los ponderadores utilizados para los ítems de ambos índices se presentan en la Tabla B5. Asimismo, en dicha tabla se muestran los indicadores KMO para cada una de las variables individuales. Por un lado, respecto al índice de propensión a la vergüenza (Componente 1), según la regla de Kaiser (1974), se obtienen valores entre meritorios ($KMO \geq 0,8$) y aceptables ($KMO \geq 0,7$) para los ítems individuales y un valor global meritorio de 0.8102, lo que indica que el ACP se puede utilizar adecuadamente. Por otro lado, en cuanto al índice de vergüenza asociada a la pobreza (Componente 2) se obtienen valores mediocres ($KMO \geq 0,6$) para los dos primeros ítems y meritorio para el tercero, siendo el KMO global de 0.7050, alcanzando el nivel de aceptable.

Tabla B5: Ponderadores utilizados para cada ítem

Variable	Componente 1	Componente 2	KMO
ver_ser_pob	0.0000	0.5831	0.6866
ver_fam_pob	0.0000	0.5990	0.6443
ver_gente_pob	0.0000	0.5487	0.8343
inhibido	0.4391	0.0000	0.8014
ridículo	0.4622	0.0000	0.7813
avergonzado	0.4530	0.0000	0.7777
humillado	0.4667	0.0000	0.8379
burlado	0.4130	0.0000	0.8718

Asimismo, se puede evaluar la fiabilidad o consistencia interna de los índices en base a los *alphas* de Cronbach de cada escala. Este indicador toma valor 1 si los ítems están perfectamente correlacionados y cero si son independientes. Es decir, un *alpha* de Cronbach alto indica que los ítems responden al mismo constructo latente (Yin y Etilé, 2019). Los valores de los *alphas* de Cronbach para cada escala son de 0.7390 (aceptable) para el índice de propensión a la vergüenza y 0.5941 (pobre) para el índice de vergüenza asociada a la pobreza.