



Instituto de Economía

Facultad de Ciencias Económicas y de Administración
Universidad de la República

Respuestas en los ingresos frente a un programa de transferencias monetarias: evidencia de un *notch* a partir de registros administrativos de Uruguay

Joan Vilá

INSTITUTO DE ECONOMÍA

Serie Documentos de Trabajo

Mayo, 2019

DT 07/2019

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

Quisiera agradecer, en primer lugar, a Marcelo Bérgho por su apoyo y dedicación a lo largo de todo el proceso de elaboración de esta investigación. A Verónica Amarante, Andrés Rius, Eliana Sena y Andrea Vigorito, Hugo Laguna y Gastón Cayssials por los valiosos comentarios a versiones previas de este documento. La elaboración de la tesis contó con el apoyo de la Comisión Académica de Posgrado - UDELAR, mediante la beca de apoyo para la finalización de estudios de posgrado.

Forma de citación sugerida para este documento: Vilá, J. (2019) “Respuestas en los ingresos frente a un programa de transferencias monetarias: evidencia de un *notch* a partir de registros administrativos de Uruguay”. Serie Documentos de Trabajo, DT 07/2019. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Respuestas en los ingresos frente a un programa de transferencias monetarias: evidencia de un *notch* a partir de registros administrativos de Uruguay*

Joan Vilá**

Resumen

Este trabajo aporta evidencia sobre las respuestas comportamentales de los hogares de menores ingresos frente a los incentivos de los programas de transferencias. Explotando la discontinuidad generada por el test de ingresos del programa de Asignaciones Familiares del Plan de Equidad (AFAM-PE) de Uruguay, se estiman las respuestas en el margen intensivo a partir de un enfoque de *bunching*. La evidencia obtenida sugiere que no existen respuestas significativas en el margen intensivo para el conjunto de hogares beneficiarios, ni al considerar diferentes características del hogar y el empleo de sus integrantes. La falta de respuestas podría explicarse por la escasa visibilidad del *notch*, por lo que se explora esta posibilidad a partir de un estudio de evento con los hogares que registraron una baja por superar el umbral de ingreso. En este caso, se encuentra evidencia de respuestas significativas de los hogares beneficiarios luego de reingresar al programa, lo que sugiere que la visibilidad del umbral podría ser relevante para explicar las respuestas en el margen intensivo.

Palabras clave: transferencias no contributivas, comportamiento en el mercado laboral, *bunching*, *notches*.

Clasificación JEL: H31, J22, I38

* Tesis de la Maestría en Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración (FCEA). Dirigida por Marcelo Bérgholo.

** J. Vilá: IECON - Universidad de La Republica. Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración (FCEA). Universidad de la República (UDELAR). Correo Electrónico: jvila@iecon.ccee.edu.uy.

Earnings' responses to a cash transfer program: evidence from a notch in Uruguay

Joan Vilá

Abstract

This work examines the discontinuity created by the income test of the main cash transfer program of Uruguay, to derive the responses of lower-incomes households to the incentives of the policy. Program administrative microdata matched with social security records and a novel methodology for the analysis of behavioral responses to transfers has allowed us to complement the evidence of the effects of this type of program on the labor market, analyzing the impacts in the intensive margin. Our main results from bunching estimations show that there was no significant effect on reported formal income, or when considering different characteristics of the household and the employment of its members. Since the low salience of the eligibility threshold could be a potential explanation for the lack of responses, we implemented an event study analysis of the beneficiaries who experienced a temporary suspension or exclusion from the program. In this case, there is evidence of significant responses from this subgroup of households, which suggests that the salience of the program design could explain part of the responses in the intensive margin. The contributions of this paper are twofold. First, explores the intensive margin responses, an aspect less studied in the literature on the effects of CCT programs. Secondly, it focuses on a notch in budget constraint to derive the responses, a discontinuity less employed in the growing literature on bunching. Furthermore, the results of this paper have implications for the design of public policies, showing the importance of the degree of salience to explain the effects of this type of program.

Keywords: Conditional cash transfers, labor market, bunching, notches.

JEL Classification: H31, J22, I38

1. Introducción

Para un correcto diseño de las políticas públicas es necesario comprender la forma en que los agentes toman decisiones e identificar la magnitud de sus respuestas comportamentales frente a las mismas. Desde la economía pública, el cuantificar estas respuestas representa un insumo necesario para identificar las potenciales pérdidas de eficiencia, y de esta forma, equilibrar el *trade-off* entre eficiencia y equidad.

Los efectos en términos de reducción de la pobreza y la desigualdad de ingresos que persiguen generalmente los programas de transferencias de ingreso condicionadas (CCT), pueden verse atenuados por los costos de eficiencia generados por los desincentivos a la participación en el mercado laboral (Saez, 2002). En este marco, una extensa literatura analiza las respuestas en la participación en el mercado de trabajo y, en el caso de países en desarrollo, los cambios provocados en la incidencia de la informalidad. Sin embargo, la evidencia acumulada señala un impacto reducido y en general no significativo de los CCT en la participación y en las horas trabajadas de los beneficiarios (Alzúa, Cruces, y Ripani (2013), Fiszbein y Schady (2009), Bosch y Manacorda (2012)). Sin embargo, una gran parte de esta literatura se basa en información proveniente de encuestas, con los problemas asociados de error de medición y muestras relativamente reducidas. A su vez, en la mayor parte de los países latinoamericanos, y Uruguay en particular, los análisis se concentran únicamente en las respuestas en el margen extensivo, siendo menos explorados los impactos de los programas de transferencias en el margen intensivo.

Como forma de avanzar en estos aspectos, en este trabajo se explota el diseño del programa de Asignaciones Familiares del Plan de Equidad (AFAM-PE) de Uruguay, que combina dentro de los criterios de focalización un *test* de medios y un umbral de ingresos, para derivar las respuestas de los beneficiarios en el margen intensivo. El umbral de ingresos de este programa de transferencias genera una discontinuidad en el nivel de la restricción presupuestaria de los individuos (llamado *notch* en la literatura), que permite identificar las respuestas en el margen intensivo de los hogares de menores ingresos.

Las respuestas en el margen intensivo, entendidas como modificaciones en el ingreso formal, se pueden aproximar a partir de la elasticidad del ingreso reportado, que incorpora tanto cambios reales en el mercado laboral (modificación en las horas trabajadas) como respuestas comportamentales de otro tipo: ingreso reportado, evasión o elusión. Siguiendo a Kleven y

Waseem (2013), se utilizará una metodología de *bunching* que permite capturar este tipo de respuestas a partir de los incentivos generados por el *notch*. Esta metodología, al explotar la discontinuidad local generada por el *notch* permite aislar las respuestas en el margen intensivo de las que se provocan en el margen extensivo (participación o informalidad, ver sección 4.2.1).

El análisis empírico se realiza a partir de registros administrativos del programa e ingresos formales obtenidos de los registros de la Seguridad Social, unidos a partir de un identificador único (documento de identidad). Esta base de datos incluye un importante número de observaciones y no presenta errores de medición en los ingresos formales¹, lo que permite la implementación de la metodología de *bunching*. De esta forma, a partir de una fuente de información única proveniente de registros administrativos y una metodología novedosa para el análisis de respuestas comportamentales a las transferencias, en este trabajo se complementa la evidencia de los efectos en el mercado laboral de los programas de transferencias analizando los impactos en el margen intensivo.

En síntesis, el trabajo se plantea tres objetivos principales. Dados los importantes incentivos generados por el umbral de ingresos, el primer objetivo consiste en determinar la existencia y magnitud de las respuestas en el ingreso reportado para el conjunto de hogares beneficiarios de AFAM-PE. Un objetivo complementario es identificar si existen respuestas heterogéneas, por lo que se analizan diferentes características de los hogares y la inserción laboral de sus integrantes, lo que podrían ser relevante a la hora de ajustar ingresos reportados. Los resultados señalan que no existen respuestas significativas en el margen intensivo a este programa de transferencias, tanto para el total de hogares beneficiarios como para el conjunto de hogares que presentan *a priori* mayores posibilidades de ajustar sus ingresos (por ejemplo, trabajadores por cuenta propia o independientes).

Un tercer objetivo es analizar si la falta de respuestas en el margen intensivo podría deberse a la escasa visibilidad del *notch*, ya que el monto de ingresos que determina el umbral no es conocido por los beneficiarios. Para analizar esta posibilidad, se complementará el análisis empírico a partir de una metodología de estudio de eventos teniendo en cuenta los beneficiarios que experimentaron una baja por ingreso. Para este subconjunto de hogares la evidencia documentada en este trabajo sugiere que podrían existir respuestas comportamentales en los ingresos

¹En la mayoría de los casos estos dos aspectos constituyen las principales limitaciones del uso de Encuestas de Hogares para la utilización de metodologías como las de *bunching*.

reportados, por lo que la visibilidad del umbral sería relevante para explicar las respuestas de los hogares beneficiarios de AFAM-PE.

Este trabajo se plantea en primer lugar realizar una contribución a la literatura sobre respuestas comportamentales ante los sistemas de impuestos y transferencias, aportando evidencia sobre las respuestas en el margen intensivo de unos de los mayores programas de transferencias en Uruguay. La mayor parte de los antecedentes sobre respuestas en el mercado laboral de programas de transferencias, y en particular en el mundo en desarrollo, se concentran en el margen extensivo (Alzúa y cols., 2013) y para Uruguay (Amarante, Manacorda, Vigorito, y Zerpa, 2011; Bergolo y Cruces, 2016), por lo que este trabajo analiza un aspecto menos explorado en esta literatura.

A su vez, la metodología aplicada se relaciona con la creciente literatura que explota discontinuidades en la restricción presupuestaria de los agentes para derivar respuestas comportamentales y que analiza fundamentalmente esquemas de impuestos progresivos (Bastani y Selin, 2014; Best, 2014; Chetty, Friedman, Olsen, y Pistaferri, 2011; Kleven, Knudsen, Kreiner, Pedersen, y Saez, 2011; Saez, 2010). Hasta el momento los *notches* han sido menos utilizados, particularmente para analizar los hogares de menores ingresos, a pesar de estar presentes en diferentes tipos de políticas (regímenes impositivos, marcos regulatorios, programas de transferencias (Slemrod, 2013)). Desde este punto de vista, la evidencia generada en este trabajo intenta ser un insumo para comprender las consecuencias de un diseño de política que incorpora este tipo de discontinuidad en un programa de transferencias focalizado en los hogares de menores ingresos.

Por otra parte, se explora la posibilidad de que la visibilidad de la política tenga un rol relevante en las respuestas comportamentales. Este aspecto ha sido analizado fundamentalmente en la literatura sobre impuestos (Chetty, Looney, y Kroft, 2009; Finkelstein, 2009; Taubinsky y Rees-Jones, 2016), pero escasamente explotado para el análisis de los programas de transferencias (Camacho y Conover, 2011).

Por último, los resultados de este trabajo tienen consecuencias para el diseño de las políticas públicas, y en particular, para la incorporación de modificaciones en los programas de transferencias teniendo en cuenta las escasas respuestas en el margen intensivo y la importancia del grado de visibilidad del programa. Goldin (2015) señala que una escasa visibilidad de la

política implica menores pérdidas de eficiencia al restringir las respuestas comportamentales, pero a la vez, puede provocar potenciales errores de optimización por parte de los beneficiarios. Por lo tanto, el grado de visibilidad representa una variable adicional a considerar al momento del diseño de las políticas públicas, e implica un *trade-off* entre respuestas comportamentales y potenciales pérdidas de bienestar de los agentes.

Este trabajo se organiza de la siguiente forma: en la sección 2 se reseña la literatura sobre transferencias condicionadas y evidencia empírica a partir de la metodología de *bunching*. En la sección 3 se desarrollan las principales características del programa AFAM-PE y el funcionamiento del umbral de ingresos. En la sección 4 se presenta el marco teórico utilizado y los resultados esperados se encuentran en la sección 5. Luego, se desarrolla la fuente de datos y la estrategia empírica utilizada (sección 6). Por último, en la sección 7 se detallan los principales resultados, y en la sección 8 se realizan algunos comentarios finales.

2. Antecedentes

2.1. Respuestas comportamentales a transferencias condicionadas

En las últimas décadas se produjo una generalización de los programas de transferencias condicionadas (CCT) en el mundo en desarrollo, provocando que 52 países contaran con al menos uno de estos programas en 2013, representando en muchos casos, como en Brasil y México, el principal programa de asistencia social (Gentilini, Honorati, Yemtsov, y cols., 2014). Fiszbein y Schady (2009) y Levy y Schady (2013) realizan una revisión de las características de las CCT, consistiendo generalmente en una transferencia focalizada en los hogares de menores ingresos junto con contrapartidas de asistencia educativa para los beneficiarios. Los principales objetivos combinan la reducción de la pobreza, con metas más generales de incremento de capital humano para los hogares de menores ingresos.

Inicialmente, el conjunto de evidencia se concentró en los impactos inmediatos de los programas, observando un importante incremento del consumo y una reducción de la incidencia de la pobreza (Fiszbein y Schady, 2009). A su vez, estos programas provocan un aumento en el uso de servicios de salud y en los niveles de asistencia escolar, particularmente en los países donde los niveles iniciales eran más reducidos (Parker y Skoufias (2000), Alzúa y cols. (2013), Schultz

(2004), Fiszbein y Schady (2009)). Sin embargo, esto no se tradujo necesariamente en mejores logros en niveles educativos alcanzados (Levy y Schady (2013), Ibararán y cols. (2017)).

Hasta el momento, los antecedentes en la literatura tanto nacional como internacional, exploran las respuestas comportamentales en el mercado de trabajo, pero concentradas en el margen extensivo (participación o informalidad). Los mecanismos de selección de los hogares beneficiarios, que incluyen generalmente un *test* de aproximación de medios, permitieron la aplicación de metodologías de Regresión Discontinua (RD) o de Diferencias en Diferencias. El conjunto de evidencia señala que el impacto de estos programas en la participación en el mercado laboral y las horas trabajadas es reducido y en general no significativo para los países latinoamericanos (Alzúa y cols. (2013), Fiszbein y Schady (2009) y Bosch y Manacorda (2012)). En el mismo sentido, Banerjee, Hanna, Kreindler, y Olken (2015) analizan la evidencia a partir de diseños cuasi-experimentales en seis países en desarrollo (Honduras, Indonesia, Marruecos, México, Nicaragua y Filipinas), no encontrando impactos ni en la probabilidad de ocuparse ni en las horas trabajadas.

El reducido impacto de las CCT en la participación en el mercado laboral de los países en desarrollo contrasta con la evidencia en los países desarrollados, en particular, en Estados Unidos donde se observan efectos significativos en la participación en el mercado de trabajo a los incentivos generados por los programas de transferencias. Moffitt (2003) señala una reducción de la tasa de actividad de entre un 10 % y un 50 % para los hogares beneficiarios de los programas TANF (Temporary Assistance for Needy Families) y su programa precedente AFDC (Aid to Families with Dependent Children). Para el caso del principal programa de transferencia vigente en Estados Unidos, el Earned Income Tax Credit (EITC), Eissa y Hoynes (2006) observan efectos significativos en el margen extensivo, con incrementos de la participación laboral de las mujeres solteras beneficiarias que implican elasticidades de participación de entre 0,69 y 1,16².

Una característica diferencial de los países en desarrollo que podría explicar la diferencia en los resultados de estos programas es la mayor incidencia de la economía informal. En este sentido, pueden señalarse efectos positivos y significativos en la participación en el mercado laboral informal a causa de diversos programas: para el Plan Jefes y Jefas en Argentina, para las mujeres beneficiarias del Bono de Desarrollo Humano en Ecuador (entre 0,5 y 1,5 puntos

²El programa EITC incentiva el empleo formal en la cola baja de la distribución, incrementando el monto de la transferencia por cada dólar de ingreso formal laboral adicional obtenido por el beneficiario.

porcentuales), y PROGRESA en México (Levy (2008), Araujo, Bosch, Maldonado, y Schady (2017), Alzúa y cols. (2013)). En el caso del EITC de Estados Unidos, Gunter (2013) señala una reducción en la participación y en las horas trabajadas en el sector informal para los hombres de bajos ingresos.³

Para Uruguay la evidencia surge, en primer lugar, de las evaluaciones de impacto del Plan de Atención a la Emergencia Social (PANES) y de las AFAM-PE. En ambos casos, la existencia de un umbral de elegibilidad determinado por el Índice de Carencias Críticas (ICC)⁴, permite llevar adelante diseños de RD. En el caso del PANES, no se observa un impacto en la asistencia escolar ni en el nivel educativo alcanzado por los beneficiarios entre 14 y 17 años, lo que podría deberse al bajo control del cumplimiento de las contrapartidas (Amarante, Ferrando, y Vigorito, 2013). Como efecto significativo del programa, se observa una reducción en la incidencia de los nacimientos con bajo peso de entre 19 % y 25 % (Amarante, Manacorda, Miguel, y Vigorito, 2016).

Respecto a la evidencia sobre el impacto en el mercado de trabajo de los programas de transferencias de Uruguay, se observan algunas diferencias con la evidencia reseñada para estas transferencias en los países en desarrollo. En primer lugar, se observan efectos en el margen extensivo, con una reducción en la participación en el mercado de trabajo formal para los adultos de hogares beneficiarios (Amarante y cols. (2011), Amarante y cols. (2016)). A su vez, la probabilidad de aportar a la seguridad social es 37 % menor para los adultos de hogares beneficiarios, concentrándose el efecto en mujeres jóvenes y atributarias de la transferencia (Failache, Giacobasso, Ramírez, y cols., 2016).

Bergolo y Cruces (2016) señalan una reducción de la incidencia de empleos formales de 8 puntos porcentuales para los beneficiarios de AFAM-PE, siendo los efectos mayores en jefes de hogar, mujeres (10.8 pp vs 1.1pp), jóvenes y de hogares monoparentales. De la respuesta en el margen extensivo encontrada en el trabajo, cerca de dos tercios se explica por un incremento en el empleo en el sector informal, siendo el tercio restante una salida del mercado de trabajo. La mayor incidencia del empleo informal para los hogares beneficiarios se explicaría por una

³La evidencia sobre otras intervenciones, como la extensión de la cobertura de seguros de salud, muestra los mismos efectos, con incrementos de la incidencia del sector informal tanto para trabajadores como para empleadores, en torno a un 4 % (Camacho, Conover, y Hoyos (2013), Bosch y Campos-Vazquez (2014)).

⁴El Índice de Carencias Críticas combina diferentes características del hogar y la vivienda para construir un índice que indica la probabilidad del hogar de pertenecer al primer quintil de ingresos. Para ser beneficiario del programa, los hogares o deben superar un umbral en este índice, lo que genera la discontinuidad.

reducción de la tasa de formalización, haciendo que la persistencia en empleos informales sea mayor para los beneficiarios, particularmente para las mujeres (entre 18,9 y 22,6 puntos porcentuales). Por otra parte, en este caso el impacto en el margen intensivo (definido como horas trabajadas) no es significativo (Bergolo y Galvan, 2016).

2.2. Respuestas comportamentales en el margen intensivo

Los antecedentes reseñados anteriormente sobre el impacto de las CCT en el mercado laboral se concentran en el margen extensivo, siendo los efectos en el margen intensivo menos explorados en el caso de las transferencias, y en particular en el mundo en desarrollo. Por otra parte, estos antecedentes comparten diseños similares, explotando las discontinuidades generadas por los mecanismos de focalización y aplicando diseños de Regresión Discontinua. Recientemente, la literatura sobre respuestas comportamentales a impuestos y transferencias comenzó a tomar como variable relevante el ingreso reportado por los agentes, apartándose del enfoque de economía laboral que analiza la participación o las horas trabajadas. Los cambios en el ingreso reportado incluyen tanto respuestas reales en el mercado laboral como mecanismos de evasión o elusión. Feldstein (1999) demuestra que la elasticidad del ingreso reportado (ETI)⁵ captura el conjunto de respuestas comportamentales y por lo tanto permite aproximarse a los costos de eficiencia de las políticas públicas. Es decir que esta elasticidad representaría un estadístico suficiente para estimar las pérdidas de eficiencia.⁶

El enfoque de *bunching* está siendo utilizado de forma creciente para intentar recuperar respuestas comportamentales a partir de discontinuidades generadas por las políticas de impuestos y transferencias, lo que se asocia a la reciente disposición de registros administrativos, siendo particularmente adecuado para derivar respuestas en el margen intensivo. El enfoque de *bunching* mantiene la intuición de los diseños de Regresión Discontinua (RD) al explotar la discontinuidad local para comparar individuos que podrían tener características similares pero en casos donde el agente puede manipular la variable que genera la discontinuidad (generalmente el nivel de ingresos reportado (Slemrod, 2013)).⁷

⁵Elasticity of Taxable Income.

⁶Chetty (2009) y Saez, Slemrod, y Giertz (2012) señalan que esta elasticidad sería un estadístico suficiente en los casos en que las respuestas comportamentales no incluyan un cambio en la base gravable (por ejemplo trasvase de rentas entre fuentes de ingresos como trabajo y capital), o cambios inter-temporales de ingresos.

⁷Una síntesis de la metodología de RD puede encontrarse en Imbens y Lemieux (2008).

En primer lugar, este enfoque fue desarrollado para el análisis de cambios en la pendiente de la restricción presupuestaria (*kinks*), en particular generados por diseños progresivos de impuestos a la renta (Kleven, 2016). Saez (2010) es el primero en recuperar elasticidades a partir de un enfoque de *bunching*, analizando la estructura de impuestos y transferencias de Estados Unidos. Los resultados muestran que las respuestas son relevantes tanto en el primer umbral del EITC como para la primer tasa del impuesto a la renta, concentrando el impacto en los trabajadores por cuenta propia (la elasticidad promedio es 0,2, pero se acerca a 1 cuando se observa únicamente a los trabajadores por cuenta propia).

Similares resultados se observan en Suecia, donde los trabajadores por cuenta propia muestran una respuesta significativa a los incentivos generados por el impuesto a la renta, pero que implican elasticidades reducidas, entre 0,02 y 0,05 (Bastani y Selin, 2014). Para Dinamarca, Chetty y cols. (2011) encuentran que los contribuyentes del impuesto a la renta responden a los incentivos de la máxima tasa marginal, siendo la respuesta superior para las mujeres casadas y para algunas profesiones (en particular profesores). A su vez, observan que la respuesta se incrementa con la magnitud de la variación en las tasas marginales y con el número de individuos afectados por el cambio. Entre otras razones, las mayores respuestas para los trabajadores por cuenta propia puede deberse a la forma de declarar los ingresos. El no contar con una agente de retención, y tener la posibilidad de auto-reportar los ingresos significaría una mayor flexibilidad para los trabajadores independientes a la hora de llevar adelante respuestas en el margen intensivo (Kleven y cols., 2011). Best (2014) analiza el rol de las empresas para explicar las respuestas comportamentales en el impuesto a la renta en Pakistán. Observa que las empresas tienden a ofrecer horas e ingresos laborales de forma de incorporar respuestas comportamentales al diseño del impuesto a la renta, provocando de esta forma que sus trabajadores tengan respuestas en sus ingresos no salariales.

El tipo de discontinuidad analizada en este trabajo (*notches*) ha recibido menos atención en la literatura a pesar de estar presente en un conjunto de políticas públicas (Slemrod, 2013). Kleven y Waseem (2013) derivan las elasticidades observadas y estructurales, y la presencia de fricciones de optimización en el caso de *notches*, mostrando evidencia para el impuesto a la renta en Pakistán. Los autores encuentran mayores respuestas para los trabajadores por cuenta propia, y señalan que los efectos observados serían cerca de 10 veces superiores para

los asalariados sin la existencia de fricciones de optimización. Sin embargo, la magnitud de las elasticidades, incluso incorporando la existencia de fricciones, es relativamente baja (entre 0,05 y 0,25).

Hasta el momento existen escasos antecedentes que utilizan metodologías de *bunching* en el caso de políticas de transferencias, pero sí en otro tipo de políticas que implican la existencia de *notches*. Manoli y Weber (2016) analizan las potenciales modificaciones en el momento de retiro del programa de pensiones de Austria, encontrando una postergación de la jubilación de entre 6 y 9 meses en promedio por los incentivos generados por la política, aunque un importante grupo de la población (61%) no logra modificar su decisión de retiro. En el mercado inmobiliario de Reino Unido, existen importantes respuestas en los precios de las viviendas frente a cambios en las tasas de impuesto promedio sobre las transacciones (entre 2 y 5 veces el cambio del impuesto), aunque las elasticidades estimadas son relativamente bajas (entre 0,1 y 0,3, Best y Kleven (2016)). Por último, Almunia y Lopez-Rodriguez (2014) explotan los mayores esfuerzos de monitoreo para las empresas de mayor tamaño en España (empresas que cuentan con transacciones superiores a los seis millones de euros anuales), encontrando respuestas por parte de las empresas del entorno de 100.000 euros en los ingresos reportados para mantenerse por debajo del umbral.

2.3. Respuestas en presencia de fricciones

La reseña anterior muestra que en general las respuestas en el margen intensivo son reducidas y cuando existen implican bajas elasticidades del ingreso reportado. Sin embargo, estas respuestas pueden verse subestimadas debido a la existencia de fricciones de optimización, en particular en el corto plazo (Bastani y Selin, 2014). DellaVigna (2009) realiza una extensa revisión de artículos que señalan evidencia de comportamientos de los agentes que se desvían del modelo de optimización tradicional, siendo la información y la inatención elementos relevantes a la hora de derivar respuestas comportamentales. El tipo de fricciones que impide que la totalidad o un subconjunto de individuos no responda a los incentivos generados por los sistemas de impuestos y transferencias, incluyen costos de ajuste, restricciones en la posibilidad de elegir horas o empleo, costos de búsqueda, la falta de conocimiento del sistema tributario o la no visibilidad (*salience*) de los incentivos que estos diseños generan (Gelber, Jones, y Sacks, 2015).

Parte de estas fricciones podrían provenir de restricciones para los trabajadores, particularmente los asalariados, a la hora de ajustar horas o ingreso reportado. Esto explicaría las mayores respuestas encontradas para el conjunto de trabajadores independientes o por cuenta propia (Saez, 2010). Otras fricciones provienen de errores de percepción del diseño de la política. Feldman, Katuščák, y Kawano (2016) encuentra evidencia de este tipo de errores al analizar las modificaciones en el ingreso reportado por la pérdida del beneficio impositivo para los menores de 17 años en Estados Unidos. A pesar de representar un impacto predecible que implica un incremento de suma fija en el impuesto a pagar, los hogares reducen su ingreso reportado en promedio un 0,5 % luego de la pérdida del beneficio.

Dado que el umbral que determina la discontinuidad en el caso de AFAM-PE no es de conocimiento público, son particularmente relevantes las fricciones que se generan debido a la no visibilidad de la política. La mayor parte de la literatura que analiza los impactos en presencia de este tipo de fricciones se concentra en el análisis de impuestos. Chetty y cols. (2009) muestran que la demanda de los consumidores se reduce aproximadamente 8 % únicamente por incluir en los precios de lista los impuestos al consumo, mientras que Taubinsky y Rees-Jones (2016) a partir de un experimento a cerca de 3.000 consumidores, encuentran menores respuestas a impuestos menos visibles.

Finkelstein (2009) intenta vincular para el caso de los impuestos, las tasas vigentes con el grado de visibilidad de los mismos. La introducción del cobro de peajes de forma electrónica provoca una reducción de la visibilidad de este impuesto lo que tuvo como consecuencia un incremento de tasas de entre 20 % y 40 % respecto a la modalidad de pago manual. Por otra parte, Cabral y Hoxby (2012) señalan que parte de la resistencia al impuesto a la propiedad en Estados Unidos puede deberse a su importante visibilidad, ya que implica un pago relevante concentrado en un momento del tiempo.

Goldin (2015) incorpora el grado de visibilidad como un elemento adicional en el diseño de políticas, lo que implica que los gobiernos adquieren un grado más de libertad a la hora de diseñar el sistema de impuestos. La decisión óptima implica equilibrar los menores costos de eficiencia asociados a impuestos menos visibles, con las pérdidas de bienestar que pueden provocarse debido a los errores de los agentes a la hora de tomar sus decisiones de consumo. A su vez, si la respuesta de acuerdo al grado de visibilidad es heterogénea, y en particular se asocia

al nivel de ingresos, la modificación de este elemento puede tener consecuencias distributivas (Goldin y Homonoff, 2013).

Por último, un antecedente directamente relacionado es el de Camacho y Conover (2011), donde se observa una manipulación en el índice que determina la selección de beneficiarios de transferencias en Colombia. A pesar de que la evidencia señala que la manipulación puede estar vinculada a las municipalidades que implementan el programa, la mayor parte de las respuestas se observan luego del año en el que se hizo público el umbral de elegibilidad.

3. Marco institucional

3.1. Asignaciones Familiares del Plan de Equidad

El programa de AFAM-PE fue implementado en 2008, como parte de las modificaciones introducidas en la matriz de protección social de Uruguay a partir del año 2005. Este programa de transferencias condicionadas, similar a los aplicados en una gran parte de los países de América Latina, representa actualmente una de las principales transferencias a los hogares de menores ingresos. En 2008 se crea el Plan de Equidad (ley 18.227), bajo el cual se introducen modificaciones al sistema de Asignaciones Familiares existente en el país desde 1943, ampliando su cobertura con el programa de Asignaciones Familiares del Plan de Equidad (AFAM-PE). Los beneficiarios de este programa consisten en hogares con niños y adolescentes en situación de «vulnerabilidad socioeconómica»(ley 18.227), la que se aproxima mediante el Índice de Carencias Críticas (ICC) que se transforma en uno de los instrumentos de focalización.⁸

El objetivo para el primer año de ejecución consistía en incluir 330.000 niños y adolescentes entre 0 y 17 años, previendo ampliar dicha cobertura a 500.000 en 2009. Sin embargo, el número de beneficiarios se ubicó sistemáticamente por debajo del objetivo planteado, debido a la mejora en la situación socioeconómica y a posibles problemas en el sistema de postulación (Bérgolo, Dean, Perazzo, y Vigorito, 2016; Melo y Burdín, 2009). De todas formas, este programa de transferencias cuenta con una amplia cobertura, alcanzando a cerca del 50 % del total de niños

⁸Este índice intenta aproximarse, a través de diferentes variables, a los hogares del primer quintil de ingresos con integrantes menores de edad, teniendo en cuenta variables como nivel educativo, condiciones de la vivienda, composición del hogar y elementos de confort. A partir de esta estimación se determina un umbral para incluir al número de beneficiarios establecidos por ley, es decir se elige un valor entre 0 y 1 del modelo estimado, que determinará posteriormente la elegibilidad o no al programa (DINEM, 2013).

y adolescentes de Uruguay.

El monto de la transferencia al hogar se determina a partir del número de menores de edad, e incluyendo partidas adicionales por asistencia a educación media y condición de incapacidad, y considerando la existencia de escalas de equivalencia:

$$Monto = \alpha * (ben_{017})^{0,6} + \beta * (ben_{liceal})^{0,6} + (\alpha + \beta) * ben_{disc} \quad (1)$$

Siendo ben_{017} el número de beneficiarios menores de edad, ben_{liceal} los beneficiarios que asisten a secundaria, y ben_{disc} los beneficiarios con discapacidad. α es el monto mensual básico de la transferencia, equivalente a \$700 en 2008, y β el complemento para los beneficiarios que asisten a secundaria que se estableció en \$300 mensuales (U\$S 33,5 y U\$S 14 respectivamente)⁹. Mientras tanto, las asignaciones familiares del sistema contributivo mantuvieron montos inferiores, promoviendo que los beneficiarios de este sistema solicitaran las nuevas asignaciones familiares, lo que provocó que las AFAM-PE incrementaran su participación en el total del sistema (Amarante, Vigorito, y cols., 2012).

Por último, además de la condición de vulnerabilidad y el límite en ingreso per cápita, se determinan contraprestaciones de asistencia al sistema educativo («inscripción y concurrencia asidua» de acuerdo a la ley 18227), y controles médicos. Sin embargo, la ley no prevé la periodicidad del control del cumplimiento de estas condiciones de elegibilidad. Failache y cols. (2016) mencionan que hasta 2013 los controles sobre asistencia al sistema educativo sólo se verificaron al momento del ingreso al programa pero no posteriormente.

3.2. Umbral de ingresos

El programa de AFAM-PE incluye dentro de los mecanismos de elegibilidad un umbral de ingreso per cápita, que determina la existencia del *notch* en la restricción presupuestaria de los hogares beneficiarios. Esta discontinuidad es la que se explota en la estrategia empírica para recuperar las respuestas comportamentales en el margen intensivo.

Para la construcción del ingreso del hogar utilizado para la verificación del *test* de ingresos, se incluyen los ingresos nominales formales por todas las fuentes: laborales y por jubilaciones y pensiones. Para la construcción del ingreso per cápita del hogar sujeto a esta verificación,

⁹Estos montos determinados para 2008, se ajustaron anualmente por el Índice de Precios al Consumo (IPC).

en primer lugar se realiza una deducción de 15% a los ingresos laborales de forma de tener en cuenta los aportes a la seguridad social. Por otra parte, los importes de jubilaciones y pensiones se consideran de forma íntegra, con excepción de los montos de pensiones por incapacidad a los que también se les aplica una deducción correspondiente a 1 BPC (Base de Prestaciones y Contribuciones).¹⁰

En todo el período de análisis el monto que determina el umbral de ingresos no es de conocimiento público, por lo que los hogares desconocen de forma precisa su ubicación¹¹. A finales de 2008, el umbral se estableció en \$3283 mensuales per cápita (USD 136), lo que representaba cerca de la mitad de la línea de pobreza fijada para un hogar unipersonal de Montevideo. El umbral de ingresos fue actualizado a lo largo del período de acuerdo a la inflación, lo que provocó que en diciembre de 2014 se fijara en \$5.500 (aproximadamente 230 USD).

La primera verificación del cumplimiento de este requisito de ingresos se realiza al momento de la postulación al programa, único caso en el que también se incluyen los ingresos informales declarados por el hogar, siempre que sean superiores a los formales. Luego del ingreso al programa, el Banco de Previsión Social (BPS) realiza bimensualmente el seguimiento de ese requisito a partir de registros administrativos de las historias laborales y de seguridad social, por lo que únicamente se consideran los ingresos formales. El superar el umbral implica la suspensión automática del pago, mientras que mantener ingresos superiores al umbral por cinco meses consecutivos lleva a la baja del programa, provocando que el hogar deba postularse nuevamente para recibir la transferencia.

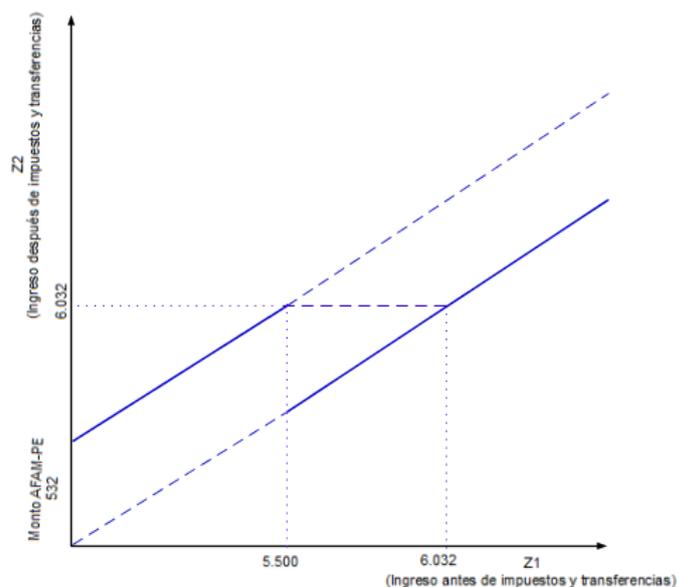
A modo de ejemplo, en el gráfico 1 se representa la restricción presupuestaria de un hogar beneficiario compuesto por cuatro integrantes, dos mayores de edad y dos menores: uno en edad escolar y otro asistiendo a secundaria. Se supone que para este nivel de ingresos el hogar no debe pagar impuestos, por lo que sus ingresos después de impuestos y transferencias (z_2) incluyen los ingresos formales percibidos por trabajo y jubilaciones (z_1) más el monto de la transferencia siempre que no supere el umbral de ingresos (\$5.500).

¹⁰Esta unidad es utilizada como unidad de medida en diferentes políticas de impuestos y transferencias, y se actualiza a partir de la inflación. En 2008 1 BPC era equivalente a \$ 1.775, o 73 USD

¹¹Bérgolo y cols. (2016) señalan que únicamente la mitad de los encuestados en la Encuesta de Seguimiento de AFAM-PE y Tarjeta Alimentaria conoce al menos la existencia de una de las contrapartidas del programa, lo que sugiere que no todos los hogares potenciales beneficiarios del programa conocen sus características.

A valores de 2014, la transferencia que percibiría este hogar es de \$2.131 o \$532 per cápita, lo que representa en el *notch* 9,7% del ingreso del hogar, por lo que existen importantes incentivos económicos a mantenerse como beneficiario del programa. Al superar el umbral de ingresos, el hogar obtiene un mayor ingreso de mercado (z_1), pero al no percibir la totalidad de la transferencia su ingreso total luego de impuestos y transferencias (z_2) se reduce.

Figura 1: Restricción presupuestaria de un hogar beneficiario de AFAM-PE - valores de 2014



Fuente: Elaboración propia

4. Marco teórico

4.1. Respuestas comportamentales a *notches*

El test de ingresos incluido en las AFAM-PE como mecanismo de focalización (ver sección 3.2) provoca la existencia de una discontinuidad en el nivel de opciones de los agentes (*notch*). En este caso, de acuerdo a la taxonomía de Slemrod (2013) se trata de un *notch* puro, ya que el cambio de nivel no se ve acompañado de una modificación en la pendiente de la restricción presupuestaria. En este contexto, es posible utilizar el método propuesto por Kleven y Waseem (2013), para derivar las respuestas comportamentales y recuperar la elasticidad compensada al ingreso reportado. Una diferencia relevante respecto a los estudios previos, es la necesidad de

considerar el ingreso per cápita del hogar como variable relevante en el análisis, y no el ingreso individual como es usual en los antecedentes.

Para los hogares de menores ingresos, el sistema de impuestos y transferencias vigente consiste fundamentalmente en el pago de aportes a la seguridad social (jubilaciones y seguro de salud) que se supone implican un sistema lineal de impuestos t , y el cobro de AFAM-PE para los hogares beneficiarios (monto de suma fija T).

Inicialmente se supone la existencia de un conjunto de individuos con preferencias cuasilineales, y con una función de utilidad isoelástica de forma de no incluir efectos ingreso:¹²

$$u(z) = z - T(z) - \frac{n}{(1 + 1/\epsilon)} \left(\frac{z}{n}\right)^{(1+1/\epsilon)} \quad (2)$$

Siendo z el ingreso antes de impuestos y n un parámetro de habilidades de los individuos, distribuido entre la población a partir de una función de densidad $f(n)$. El parámetro n también puede interpretarse como el ingreso potencial que pueden obtener los individuos sin la existencia de impuestos y transferencias. Si, en primer lugar, se supone la existencia de un sistema lineal de impuestos $T(z) = tz$, la condición de maximización de la utilidad implica que:

$$z = n(1 - t)^\epsilon \quad (3)$$

En este caso, el parámetro de interés es el ϵ que representa la elasticidad de los ingresos respecto a la tasa neta de impuestos $(1 - t)$, bajo el sistema de imposición lineal. De esta forma, ϵ representa un parámetro suficiente para derivar las respuestas comportamentales de los agentes. A partir de esta estructura de impuestos y la función de densidad de las habilidades de la población puede obtenerse una distribución de los ingresos de los individuos:

$$H_0(z) = F(z/(1 - t)^\epsilon) \quad (4)$$

¹²La elasticidad compensada recoge todas las respuestas comportamentales, ya que únicamente las respuestas debido al efecto sustitución implican pérdidas de eficiencia. Inicialmente se supone una función de utilidad cuasilineal por lo que se excluyen los efectos ingresos, y la elasticidad compensada y no compensada coinciden (Saez y cols., 2012). En el caso de los *notches*, como en el de importantes *kinks*, las respuestas pueden incluir tanto efectos ingreso como efectos sustitución. Sin embargo, la forma reducida desarrollada por Kleven y Waseem (2013) permite aislar los efectos ingreso y estimar elasticidades compensadas sin supuestos sobre las preferencias de los agentes.

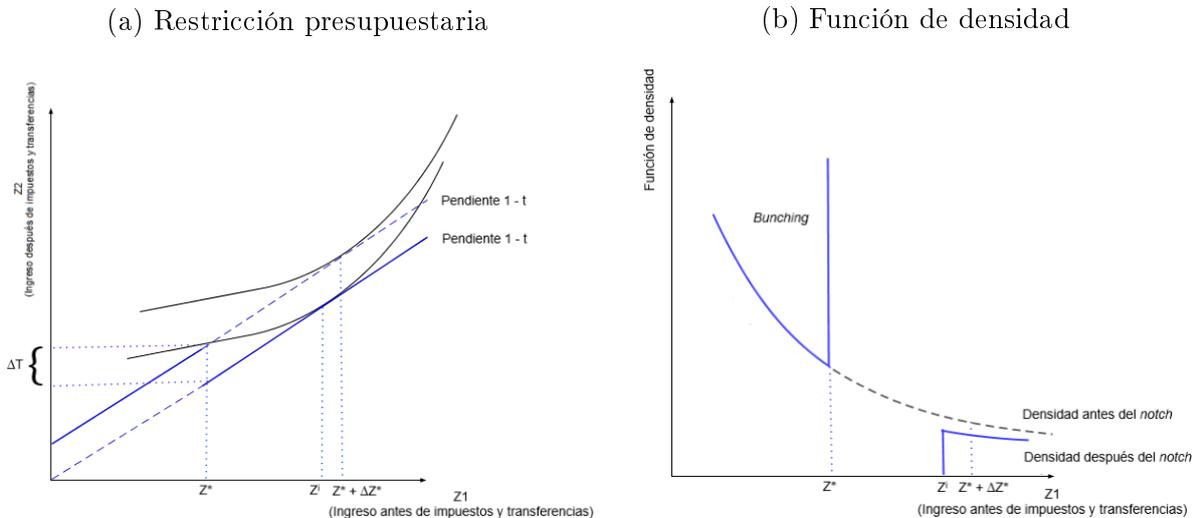
$$h_0(z) = H'_0(z) = \frac{f(z/(1-t)^\epsilon)}{(1-t)^\epsilon} \quad (5)$$

En este sistema lineal de impuestos se introduce un *notch*, equivalente al monto de AFAM-PE (ΔT), en el punto z^* correspondiente al umbral de ingresos. Los efectos de esta discontinuidad se muestran en la figura 2a. La introducción de un *notch* puro genera un nuevo esquema de impuestos:

$$T(z) = tz + (\Delta T) * 1(z > z^*) \quad (6)$$

Siendo ΔT el *notch*, que solo se aplica a los individuos con un ingreso mayor a z^* . Esto representa un impuesto equivalente al monto de la transferencia que los hogares beneficiarios pierden por superar el umbral de ingresos.

Figura 2: Respuestas comportamentales a un *notch* (restricción presupuestaria y función de densidad)



Fuente: Elaboración propia en base a Kleven (2016)

El individuo con ingresos antes de la introducción del *notch* iguales a $z^* + \Delta z^*$ es el *buncher* marginal, es decir, el individuo con mayor ingreso que responde al cambio generado por la pérdida de la transferencia. Este individuo, es indiferente entre el ingreso z^* , donde se produce la discontinuidad, y el ingreso z^I . El conjunto de individuos que originalmente tenían ingresos entre $z^* + \Delta z^*$ reaccionarán ubicándose en el punto z^* , mientras que el individuo con habilidades n^* optimiza en el nivel de ingresos z^* tanto antes como después del *notch*. Por otra parte, para

un conjunto de individuos no es óptimo el punto z^* luego de la introducción del *notch*: los que perciben ingresos menores a z^* o superiores a $z^* + \Delta z^*$ en la situación inicial.

A partir de la condición de indiferencia señalada anteriormente para el *buncher* marginal puede derivarse la elasticidad compensada, igualando la utilidad que obtiene este individuo en el punto z^* y z^I :

$$u^* = (1-t)z^* - \frac{n^* + \Delta n^*}{1 + 1/\epsilon} \left(\frac{z^*}{n^* + \Delta n^*} \right)^{1+1/\epsilon} \quad (7)$$

$$u^I = \left(\frac{1}{1 + \epsilon} \right) (n^* + \Delta n^*) (1-t - \Delta t)^{1+\epsilon} - \Delta T \quad (8)$$

Puede derivarse una condición que define a la elasticidad ϵ como una función implícita de la respuesta en los ingresos $(\frac{\Delta z^*}{z^*})$ y del cambio en la tasa de impuesto generada por el *notch* $(\frac{\Delta T/z^*}{1-t})$:

$$\frac{1}{1 + \Delta z^*/z^*} \left[1 + \frac{\Delta T/z^*}{1-t} \right] - \frac{1}{1 + 1/\epsilon} \left[\frac{1}{1 + \Delta z^*/z^*} \right]^{1+1/\epsilon} = 0 \quad (9)$$

La ecuación 9, permite obtener una estimación de la elasticidad ϵ a partir de la estimación de Δz^* y conociendo el resto de los parámetros.¹³ La estimación de la respuesta de los ingresos Δz^* se basa en la estimación del exceso de masa (B) generado en el punto z^* por la existencia del *notch*:

$$B = \int_{z^*}^{z^* + \Delta z^*} h_0(z) dz \approx h_0(z^*) \Delta z^* \quad (10)$$

En la sección 6.2 se desarrolla la estrategia empírica para estimar este parámetro. Como se observa en la ecuación 9 el parámetro relevante que provocaría las respuestas comportamentales es la tasa de impuesto promedio, a diferencia de los *kinks* que se basan en cambios en la tasa marginal (Slemrod, 2013).

¹³Kleven y Waseem (2013) señalan que no es posible dar una solución analítica para derivar la elasticidad ϵ a partir de la ecuación analizada, pero que si puede obtenerse el valor de dicha elasticidad numéricamente.

4.2. Extensiones del modelo

4.2.1. Respuestas en el margen extensivo

El modelo desarrollado anteriormente, está diseñado para capturar las respuestas en el margen intensivo. Sin embargo, los *notches* podrían provocar respuestas en el margen extensivo: disminución de la oferta laboral o pasaje al sector informal de la economía. Los antecedentes tanto para Uruguay como para otros países en desarrollo señalan que las principales respuestas comportamentales a las transferencias condicionadas se concentrarían en el margen extensivo (Levy (2008), Alzúa y cols. (2013)), por lo que este aspecto es particularmente relevante en el caso analizado.

Para mostrar que el enfoque elegido logra capturar los impactos en el margen intensivo, se debe ampliar el modelo para incluir respuestas en el margen extensivo, es decir, se incorpora la posibilidad de no participar en el mercado de trabajo o emplearse en el sector informal.¹⁴ Los individuos que van a presentar respuestas en el margen extensivo debido a la introducción del *notch* son aquellos que tenían un nivel de utilidad cercano al punto de indiferencia entre participar o no participar, o alternativamente entre ocuparse en el sector formal o informal.

La demostración se basa en un argumento de preferencias reveladas teniendo en cuenta los individuos cercanos al *notch*. Los agentes que antes de la existencia de la discontinuidad se encontraban ocupados en el mercado de trabajo, y con un ingreso algo superior al *notch*, al incorporarse la discontinuidad va a preferir ubicarse exactamente en el umbral que retirarse del mercado laboral (o emplearse en el sector informal), ya que dicho nivel de ingresos representa un punto igual o superior en términos de utilidad que el punto inicial.

De esta forma, al aproximarse al umbral desaparecen las respuestas en el margen extensivo, mientras que las respuestas en el margen intensivo son exclusivamente locales. De esta forma es posible aislar los dos tipos de respuestas y capturar mediante la metodología de *bunching* únicamente las que implican cambios en el margen intensivo (ver gráfico B.10 en el anexo, Kleven y Waseem (2013)).

¹⁴En el anexo B se presenta el desarrollo formal de Kleven y Waseem (2013) para mostrar la escasa relevancia de los impactos en el margen extensivo al acercarse al *notch*.

4.2.2. Fricciones de optimización y visibilidad del umbral

Por otra parte, la presencia de fricciones de optimización tiene consecuencias en la estimación a partir de la metodología de *bunching*. Este aspecto puede ser particularmente relevante para los beneficiarios de AFAM-PE debido a que el umbral de ingresos que determina la existencia del *notch* no es público lo que implica una restricción adicional para observar respuestas por parte de estos hogares. Como se mencionó en los antecedentes, una de las consecuencias de la presencia de fricciones de optimización es la reducción de la elasticidad observada respecto a la estructural, lo que podría explicar parte de las bajas elasticidades observadas en los antecedentes reseñados (Chetty, 2012; Slemrod, 2013).

De acuerdo a Kleven y Waseem (2013), las fricciones tienen dos consecuencias directas en la respuesta esperada por los agentes: en primer lugar, un conjunto de individuos que debería ubicarse en el *notch* no lo hace y permanece en un punto a la derecha de la discontinuidad, en una región estrictamente dominada (ver panel b de la figura 2a). Por otra parte, un conjunto de individuos puede responder a los incentivos generados por el *notch*, pero no lograr ubicarse precisamente en el punto de corte lo que provoca un exceso de masa difusa y no concentrada en un punto (z^*) como supone el marco teórico en ausencia de estas fricciones (ver figura A.1 en el anexo).

Un caso particular que puede provocar fricciones de optimización es la complejidad o visibilidad del diseño de la política analizada. Chetty y cols. (2009) muestra que impuestos que no sean lo suficientemente transparentes provocan una optimización imperfecta con consecuencias en el bienestar de los agentes, pero reduciendo la pérdida de eficiencia generada por el impuesto de forma proporcional al grado de inatención de los agentes. El determinar la presencia de fricciones de optimización es relevante, en primer lugar, para identificar qué respuesta comportamental se está recuperando (por ejemplo, de corto o de largo plazo), y a su vez, para establecer el grado de generalización que puede darse al resultado obtenido localmente por esta metodología (Slemrod, 2013).

5. Resultados esperados

A partir del marco teórico y los antecedentes reseñados, pueden derivarse los principales resultados esperados del trabajo. El primer objetivo es determinar la existencia y magnitud de las respuestas comportamentales en el margen intensivo para los hogares beneficiarios de AFAM-PE. Dados los importantes incentivos económicos que genera el *test* de ingresos de este programa, se espera que un conjunto de hogares reduzca su ingreso formal reportado de forma de ser elegibles por el programa.

En segundo lugar, se analizará si existen características de los hogares o sus miembros que incrementan la probabilidad de modificar su comportamiento frente a la transferencia. En línea con los antecedentes, se espera que el tipo de ocupación de los beneficiarios que permita una mayor flexibilidad para ajustar sus ingresos reportados, incremente la probabilidad de la respuesta en el margen intensivo: típicamente trabajadores independientes, trabajadores del servicio doméstico o jornaleros. Otra posibilidad, es que existan cambios en la composición del hogar que se reflejen en modificaciones del ingreso per cápita del hogar.

Por último, dado que el umbral de ingresos que determina la existencia del *notch* no es público, esto puede representar una restricción para los hogares al momento de ajustar su ingreso. Como forma de analizar esta posibilidad se utilizará el conjunto de hogares que fueron suspendidos o dados de baja por esta causa como aproximación al conjunto de hogares que cuentan con mayor información sobre la ubicación precisa del umbral. Siguiendo los antecedentes sobre visibilidad de las políticas, se espera que este conjunto de hogares muestren una mayor probabilidad de responder en el margen intensivo.

6. Diseño de investigación

6.1. Fuentes de información

La metodología de *bunching* explota variaciones locales en el entorno de la discontinuidad, lo que requiere de un gran número de observaciones con bajo error de medida. Con este objetivo, se utilizará una base de datos construida a partir de registros administrativos de los beneficiarios de AFAM-PE proveniente de BPS y el Ministerio de Desarrollo Social (MIDES). La base de

datos combina información de los formularios de postulación de los hogares beneficiarios, y los ingresos provenientes de las historias laborales.

6.1.1. Información proveniente de formularios de postulación

La primer fuente de información proviene de los formularios de solicitud de la transferencia relevados al momento de la postulación de los potenciales beneficiarios. Dado el conjunto de información necesaria para determinar la elegibilidad del hogar a partir del *test* de medios, en este cuestionario se incluye un amplio conjunto de características del hogar y de sus miembros. En primer lugar, cuenta con un conjunto de características del hogar como la localización de la vivienda, características de su construcción y elementos de confort, lo que permite reconstruir el ICC para determinar la elegibilidad del hogar. A su vez, se detalla el número de integrantes del hogar y características socio-demográficas de sus miembros: sexo y edad, relación de parentesco, y situación laboral declarada. Esta información sólo es actualizada si el hogar recibe una visita del MIDES como parte de los mecanismos de seguimiento del programa, o si se postula nuevamente debido a una baja del programa.

A su vez, a partir de estos registros administrativos se cuenta con la información del número y tipo de beneficiarios, y el monto de AFAM-PE percibido mensualmente. Cada formulario de solicitud incluye a su vez, las fechas de entrada y salida del programa, y la causa de la baja en caso de registrar una en el período. En todos los casos se cuenta con un identificador del hogar y con el documento de identidad (enmascarado) de todos sus integrantes, lo que representa un identificador único por individuo y permite unir esta base con los registros de las historias laborales en el período 2008-2014.

6.1.2. Registros de la Seguridad Social

Para los individuos pertenecientes a hogares beneficiarios de AFAM-PE, se cuenta con información de los ingresos provenientes de los registros de la seguridad social en el período comprendido entre diciembre de 2008 y diciembre de 2014. Como se mencionó anteriormente, dado que se cuenta con el documento de identidad, es posible unir esta información con la que surge de los formularios de postulación desarrollado en la sección 6.1.1. De esta forma se cuenta, en primer lugar, con los ingresos laborales mensuales para el conjunto de individuos registrados

en la Seguridad Social, tanto dependientes como independientes. Por otra parte, también se cuenta con los ingresos mensuales por jubilaciones y pensiones y otras transferencias.

Además de los ingresos personales, esta fuente de datos cuenta con el ingreso per cápita del hogar efectivamente utilizado para verificar el cumplimiento del *test* de ingresos (ver sección 3.2). En todos los casos, si al momento de realizar la verificación del cumplimiento del umbral de ingresos no se cuenta con información actualizada sobre estos ingresos formales, se utilizan los montos percibidos en los dos meses anteriores.

6.1.3. Base de datos utilizada

A partir de la información del formulario de postulación y los ingresos provenientes de la seguridad social, es posible construir un panel con el conjunto de hogares beneficiarios de AFAM-PE entre 2008 y 2014, que cubre el universo de hogares beneficiarios del programa, e información de características socio-demográficas e ingresos que surge de registros administrativos.

En el cuadro 1 se observan las principales características de esta base de datos. En total se cuenta con más de 11 millones de observaciones, correspondientes a más de 150.000 hogares beneficiarios mensualmente (cuadro A.2). Sin embargo, únicamente el 59 % de las observaciones cuenta con ingresos formales positivos (más de 6,5 millones de observaciones). En promedio, los hogares beneficiarios tienen más de 4 integrantes, y en todos los casos se observa que la transferencia representa una proporción relevante del ingreso del hogar. Incluso si se restringe la muestra al conjunto de hogares con ingresos formales positivos, o con ingresos laborales, la transferencia continúa representando entre un 13 % y un 25 % del ingreso del hogar (cuadros A.5 y A.6 del anexo).

Cuadro 1: Estadísticas descriptivas - total de hogares, hogares con ingresos positivos y hogares que registraron bajas por ingreso

	Total hogares	Hogares ingresos positivos	Hogares con bajas
Observaciones	11.558.455	6.788.869	3.348.951
Meses	57	38	38
Número de integrantes	4,8	4,6	3,9
Ingreso p/c (\$ corr.)	1.374	2.201	1.899
Transferencia p/c (\$ corr.)	419	391	904
Part. en el ingreso (%)	45,2	17,8	63,9

Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos MIDES-BPS

En el cuadro 2 se presentan las características del principal perceptor de ingresos laborales de los hogares beneficiarios. En primer lugar, se observa una importante participación de las mujeres, superior al 80 % tanto para el total, como para los hogares que registraron una baja por ingreso. En términos de características del empleo, una importante proporción de los trabajadores se ocupan en los sectores de industria y comercio, y más de un 15 % en el servicio doméstico. Por categorías, cerca de un tercio son asalariados privados, y la mitad declararon otras ocupaciones al momento de la postulación.¹⁵

La principal debilidad de esta base de datos, es que cuenta con información de los hogares mientras permanecen en el programa, es decir, únicamente se cuenta con hogares con ingresos por debajo del umbral. Esto provoca la imposibilidad de estimar fricciones de optimización, ya que no se cuenta con observaciones en la región dominada. Sin embargo, es posible recuperar las respuestas comportamentales a la existencia de AFAM-PE y la elasticidad del ingreso reportado (ETI) a partir de las observaciones ubicadas a la izquierda del *notch*, lo que, a su vez, aísla posibles efectos en el margen extensivo (ver sección 6.2.1).

Cuadro 2: Estadísticas descriptivas - principal perceptor de ingresos laborales

	Total hogares	Hogares con bajas
Part. mujeres (%)	82,4	83,2
Edad promedio	29	33
Industria y comercio	67,9	70,3
Trabajadores rurales	7,7	5,8
Trabajadores de la construcción	4,2	4,6
Servicio doméstico	17,8	16,6
Otras ocupaciones	2,4	2,6
Asalariados privados	34,0	37,2
Asalariados públicos	0,8	1,0
Cooperativistas	0,0	0,1
Cuenta propia	13,6	11,8
Otras categorías	51,5	50,0

Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos MIDES-BPS

¹⁵Las categorías ocupacionales son auto-reportadas por lo que pudieron sufrir modificaciones en el transcurso del período de análisis. En el resto de las categorías se incluyen individuos que declararon al momento de la postulación ser jubilados, rentistas, trabajadores no remunerados o desocupados.

6.2. Estrategia empírica

6.2.1. Estimación a partir de *bunching*

El análisis de las respuestas comportamentales a partir de la metodología de *bunching* implica estimar el conjunto de individuos ubicados a la izquierda del *notch* respecto a los que se observarían sin la existencia de esta discontinuidad. Con este objetivo, es necesario estimar una función de densidad contrafactual, para lo que se ajusta un polinomio a la distribución observada, excluyendo de la estimación a un conjunto de observaciones cercanas al *notch* (Saez (2010) y Kleven y Waseem (2013)):

$$c_j = \sum_{i=0}^p \beta_i (z_j)^i + \sum_{i=z_-}^{z_+} \gamma_i 1[z_j = i] + v_j \quad (11)$$

Siendo c_j el número de individuos en el tramo de ingreso j , z_j los ingresos en ese tramo, $[z_-, z_+]$ el rango de observaciones excluido de la estimación, y p el orden del polinomio. La principal decisión para la estimación de la función contrafactual consiste en determinar el rango de ingresos a excluir. Dado los fuertes incentivos generados por los *notches*, en general, la determinación del límite inferior del rango z_- puede realizarse visualmente, y en general no se trata de un rango simétrico como en el caso de los *kinks* (Kleven, 2016)¹⁶.

El ingreso contrafactual en los tramos excluidos se estima a partir de los valores predichos del polinomio estimado anteriormente excluyendo el segundo término de la ecuación 11, es decir:

$$\hat{c}_j = \sum_{i=0}^p \hat{\beta}_i (z_j)^i \quad (12)$$

En la sección 4 se señala que este método está diseñado para capturar respuestas en el margen intensivo. Sin embargo, Kleven (2016) señala que, si existe la posibilidad de importantes respuestas en el margen extensivo, es posible utilizar únicamente las observaciones a la izquierda del *notch* para la estimación de la función contrafactual. Este enfoque fue utilizado, entre otros, por Kopczuk y Munroe (2015) y Best y Kleven (2016).

A partir de la estimación de la función contrafactual pueden obtenerse el conjunto de indi-

¹⁶Bajo el supuesto de la no existencia de respuestas en el margen extensivo, Kleven y Waseem (2013) desarrollan un método para determinar el límite superior del rango a excluir teniendo en cuenta que el conjunto de individuos que se ubica a la izquierda del *notch* a causa de la introducción de la discontinuidad, debe ser igual al número de individuos que se encontrarían a la derecha del *notch* si este no existiera.

viduos que se ubican a la izquierda del *notch* a causa de la introducción de la discontinuidad, es decir, el exceso de masa generado por el *notch* en términos absolutos \hat{B} , o como proporción de la densidad contrafactual estimada \hat{b} :

$$\hat{B} = \sum_{j=z_-}^{z^*} (c_j - \hat{c}_j) = \sum_{j=z_-}^{z^*} \hat{\gamma}_j \quad (13)$$

$$\hat{b} = \frac{\hat{B}}{\left[\frac{1}{1+(z^*-z_-)/w} \right] \sum_{i=z_-}^{z^*} \hat{\beta}_i(z_j)^i} \quad (14)$$

Como se desarrolló en la ecuación 10, la estimación de la elasticidad a partir de este enfoque requiere la estimación de la respuesta en términos de ingreso que lleva adelante el *buncher* marginal, es decir, el individuo de mayores ingresos dentro de los que muestran una respuesta comportamental. Esta respuesta puede estimarse a partir del exceso de masa como se muestra en la ecuación 15:

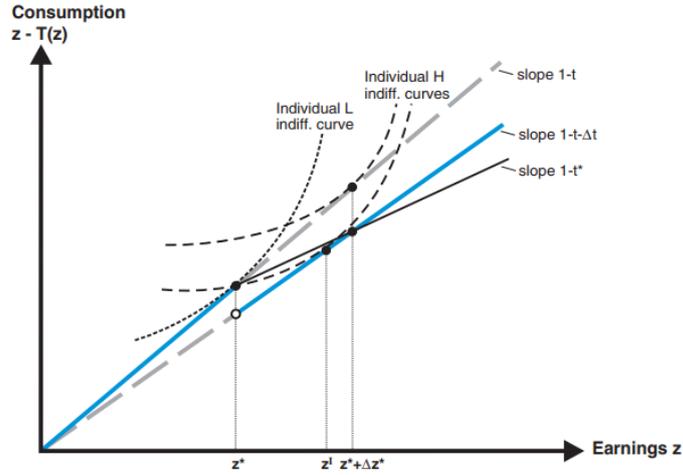
$$\Delta z^* = \frac{\sum_{j=z_-}^{z^*} \hat{\gamma}_j}{\hat{\beta}_0} * \delta = \hat{b} * \delta \quad (15)$$

Siendo δ el ancho de banda elegido para la estimación de la función contrafactual y β_0 la densidad contrafactual en el *notch*. Para la estimación de la elasticidad del ingreso gravable, se sigue la aproximación para el cálculo en forma reducida, desarrollado por Kleven y Waseem (2013). Suponiendo que las respuestas fueron generadas por un *kink* que intersecta a la nueva restricción presupuestal en el punto de tangencia del *buncher* marginal, puede derivarse la elasticidad a partir de los parámetros estimados anteriormente. Como se observa en la figura 3, se supone un incremento en la tasa marginal implícita de impuestos, de forma de que la nueva pendiente de la restricción presupuestaria es $1 - t^*$.¹⁷ La forma reducida se apoya en la respuesta al cambio en dicha tasa marginal implícita generada por el *notch* (Δt^*):

$$t^* = \frac{T(z^* + \Delta z^*) - T(z^*)}{\Delta z^*} = \frac{[\Delta T + t_1 * z^* + t_1 * \Delta z^*] - [t_1 z^*]}{\Delta z^*} = t_1 + \frac{\Delta T}{\Delta z^*} \quad (16)$$

¹⁷Este *kink* hipotético incluye puntos interiores que son estrictamente preferibles a z^* para el individuo ubicado originalmente en $z^* + \Delta z^*$. Frente a la presencia de este *kink*, este individuo no se posicionaría en el punto z^* , por lo que la respuesta al *notch* Δz^* sobreestima la respuesta que se provocaría por el *kink* Δt^* . Por lo tanto, la elasticidad derivada a partir de esta forma reducida representa un límite superior para la verdadera elasticidad (Kleven y Waseem, 2013)

Figura 3: Respuestas comportamentales a un *notch* (restricción presupuestaria y función de densidad)



Fuente: Kleven y Waseem (2013)

$$\varepsilon_R = \frac{\Delta z^*/z^*}{\Delta t^*/(1-t^*)} \approx \frac{(\Delta z^*/z^*)^2}{\Delta t/(1-t)} \quad (17)$$

De esta forma es posible estimar el parámetro de interés ε , bajo supuestos más débiles respecto a la forma funcional de las preferencias respecto al enfoque estructural y sin los problemas de identificación de otras metodologías (Chetty (2009), Saez (2010)).

La metodología de *bunching* también permite la estimación de fricciones de optimización a partir de los individuos ubicados en la región dominada. Al no contar con observaciones a la derecha del umbral de ingresos, en este trabajo no es posible estimar la magnitud de estas fricciones. Sin embargo, es posible determinar la existencia o no de las mismas sabiendo que la región dominada representa un límite inferior de la respuesta comportamental cuando la elasticidad converge a 0 y no existen fricciones de optimización (ver ecuación 18).¹⁸ Por lo tanto, observar respuestas menores a ese límite inferior da indicios de la existencia de fricciones de optimización.

$$\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \Delta z^* = \frac{\Delta t z^*}{1-t-\Delta t} = \Delta z^D \quad (18)$$

¹⁸Este es el caso de preferencias del tipo de Leontief, donde la región de *bunching* coincide exactamente con la región dominada.

6.2.2. Supuestos de identificación

Al igual que el conjunto de métodos no paramétricos, las estimaciones a partir de *bunching* no requiere realizar ningún supuesto sobre la forma precisa de la preferencias de los individuos. Sin embargo, es necesario suponer la existencia de una función de distribución contrafactual continua y diferenciable. Este supuesto puede no cumplirse si existen otras políticas que inciden en el entorno de la discontinuidad, o si el punto que determina el *notch* representa una referencia para los agentes (por ejemplo montos de referencia como salario mínimo, mínimos no imposables de impuestos a la renta, etc. (Kleven, 2016)). Para el umbral de ingresos de AFAM-PE estos dos aspectos no parecen ser particularmente relevantes, teniendo en cuenta que el monto preciso del umbral de ingresos que determina el *notch* es desconocido por los beneficiarios.

Por otra parte, todas las estimaciones se basan en las propiedades locales de la función de densidad contrafactual estimada en el entorno del *notch*. Si los incentivos generados son importantes, es posible que se necesite excluir un amplio rango de ingresos para incorporar a todos los individuos que presentan respuestas comportamentales, y por lo tanto también es necesario extrapolar la función de densidad contrafactual en un rango más extenso. En estos casos, es necesario realizar análisis de sensibilidad tanto en el grado del polinomio como en el rango de ingresos excluido para determinar la robustez de las estimaciones a cambios en la especificación de la función contrafactual estimada. Kleven y Waseem (2013) mencionan como supuesto adicional la existencia de un conjunto continuo de individuos por encima del punto de discontinuidad, de forma tal de que exista un *buncher* marginal, es decir el individuo de mayores ingresos que responde a los incentivos generados por el *notch*, a partir del cual se pueden estimar las respuestas comportamentales.

7. Resultados

7.1. Respuestas comportamentales en el margen intensivo

En esta sección se desarrollan los principales resultados obtenidos a partir de la metodología de *bunching*. De acuerdo a los objetivos planteados en la sección 5, se estiman las respuestas en el ingreso reportado para el conjunto de hogares beneficiarios de AFAM-PE, y a teniendo en cuenta características que incrementarían la probabilidad de mostrar una respuesta en el margen

intensivo: categoría de ocupación, sector de actividad. Por último, se explora la posibilidad de que el haber registrado una baja por ingreso previa provoque una mayor visibilidad del umbral y por lo tanto mayores respuestas en el margen intensivo.

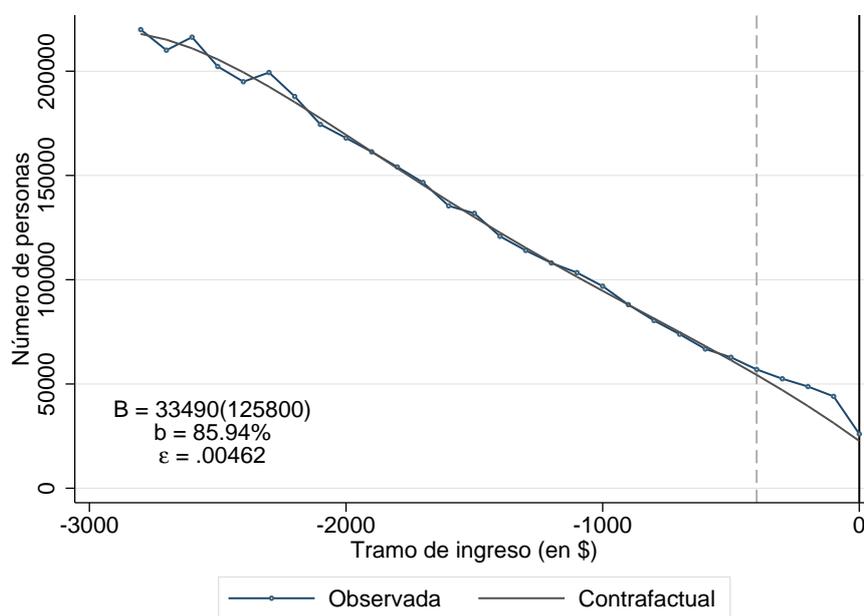
En cada figura se detalla el ancho de banda, el grado del polinomio utilizado y se señala la región excluida para la estimación de la función contrafactual. En todos los casos las estimaciones se realizan considerando la distancia del ingreso per cápita respecto al *notch* (punto 0 del gráfico), y se presentan los resultados del exceso de masa (B), ese exceso de masa respecto a la función contrafactual (b) y la elasticidad estimada (ε). Los errores estándar se estimaron mediante *bootstrap*, con 1000 iteraciones.

7.1.1. Total de hogares beneficiarios

En primer lugar, en la figura 4 se observa el exceso de masa y la elasticidad estimada para el conjunto de hogares beneficiarios. A pesar de que se observa un exceso de masa positivo que casi duplica la densidad de la función contrafactual, la respuesta no es significativa, lo que sugiere que no existen respuestas en el ingreso reportado para el total de hogares beneficiarios de AFAM-PE. La falta de respuestas comportamentales en el margen intensivo para estos hogares es consistente con los antecedentes de programas similares en la región, donde las respuestas en el mercado laboral son reducidas o no significativas (Alzúa y cols. (2013), Fiszbein y Schady (2009) Banerjee y cols. (2015) y Amarante y cols. (2011) para el caso de Uruguay). Sin embargo, la metodología utilizada en este trabajo permite capturar de forma precisa las respuestas en el margen intensivo, complementando la evidencia proveniente del mundo en desarrollo que se concentra en el margen extensivo.

De esta forma, los resultados obtenidos en este caso a partir de una metodología apropiada para capturar el conjunto de respuestas en el margen intensivo, sugieren que estas respuestas no son significativas, y a pesar de los importantes incentivos generados por el diseño del programa, la elasticidad implícita en la respuesta es cercana a 0. Nuevamente, este resultado es consistente con los antecedentes que utilizan esta metodología para derivar respuestas comportamentales, y en particular en el caso de *notches*, donde se encuentran elasticidades cercanas a 0 incluso en presencia de respuestas relevantes y significativas (Kleven y Waseem (2013), Best y Kleven (2016)).

Figura 4: Función de densidad observada y contrafactual - Total de hogares beneficiarios de AFAM-PE



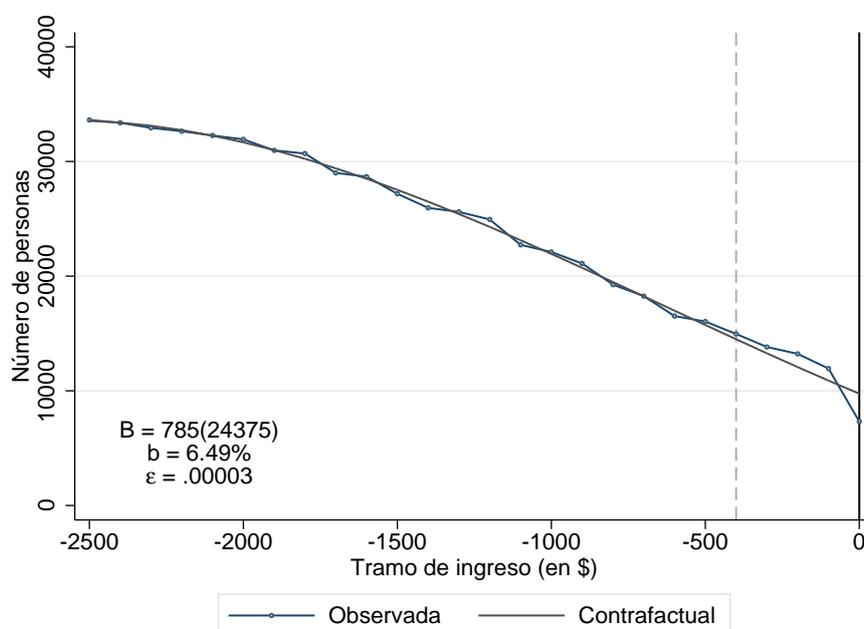
Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos BPS-MIDES

Nota: La figura muestra la función de densidad del ingreso per cápita de los hogares beneficiarios, normalizado a la distancia al umbral de ingresos (punto 0 del gráfico). Las estimaciones de la función contrafactual se realizaron con un polinomio de grado 5, con un ancho de banda de \$100 per cápita y excluyendo 5 tramos de ingreso (la línea vertical punteada muestra el área excluida). El desvío estándar del exceso de masa se obtiene mediante *bootstrap* con 1000 iteraciones.

7.1.2. Respuestas comportamentales por características de los hogares

A continuación se analiza las potenciales respuestas en el margen intensivo pero teniendo en cuenta diferentes características de los hogares en línea con las hipótesis planteadas en la sección 5. En primer lugar, dado que el umbral depende del ingreso per cápita, los hogares con presencia de múltiples perceptores de ingreso podrían tener una restricción adicional a la hora de ajustar sus ingresos. En este sentido, se estima la respuesta para los hogares que cuentan exclusivamente con un ingreso laboral formal (ver figura 5). Nuevamente, el exceso de masa para este conjunto de hogares beneficiarios es no significativo y con elasticidades cercanas a 0.

Figura 5: Función de densidad observada y contrafactual - Hogares con un ingreso laboral formal



Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos BPS-MIDES

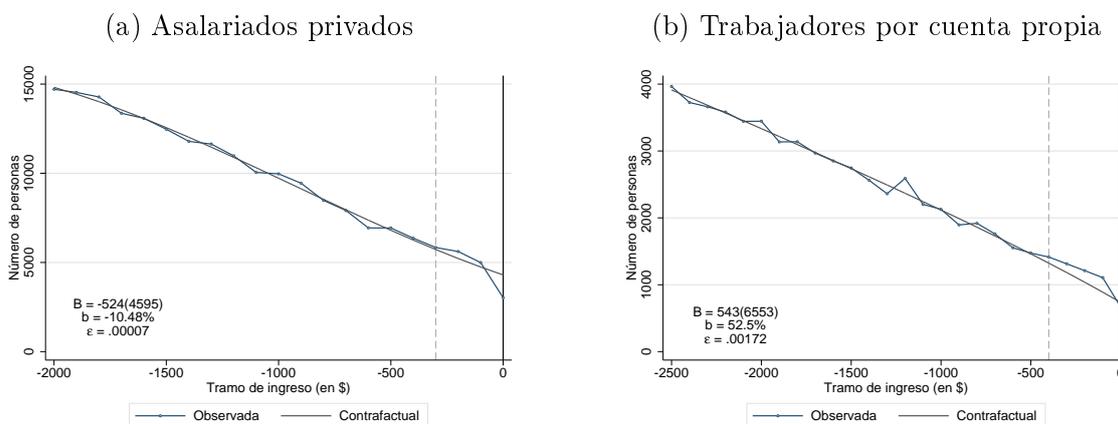
Nota: La figura muestra la función de densidad del ingreso per cápita de los hogares beneficiarios, normalizado a la distancia al umbral de ingresos (punto 0 del gráfico). Las estimaciones de la función contrafactual se realizaron en base a un polinomio de grado 4, con un ancho de banda de \$100 per cápita y excluyendo 5 tramos de ingreso (la línea vertical punteada muestra el área excluida). El desvío estándar del exceso de masa se obtiene mediante *bootstrap* con 1000 iteraciones.

En la mayor parte de los antecedentes reseñados en la sección 2 la respuesta a los incentivos generados tanto por los programas de transferencias como los impuestos tiende a ser mayor para los trabajadores independientes respecto a los trabajadores asalariados. Esto puede deberse a

que presentan una mayor flexibilidad para ajustar horas trabajadas en el sector formal, como al auto-reporte de sus ingresos lo que facilitaría las modificaciones en el ingreso declarado (Kleven y cols., 2011). En diversos antecedentes se encuentran únicamente respuestas para los trabajadores independientes, mientras no se observan respuestas en el caso de los trabajadores asalariados (Saez (2010), Kleven y Waseem (2013), Bastani y Selin (2014)).

Por lo tanto, en este caso se incluyen en el análisis hogares que cuentan exclusivamente con ingresos formales provenientes de un receptor de ingreso laboral. Como se observa en la figura 6 la respuesta de los trabajadores por cuenta propia es superior a la de los asalariados privados, aunque nuevamente no significativa, por lo que no existe evidencia de un comportamiento diferencial para este grupo de trabajadores. En la figura A.2 del anexo, tampoco se observan impactos diferenciales para los asalariados del sector público y el resto de las categorías.

Figura 6: Función de densidad observada y contrafactual - Hogares beneficiarios por categoría laboral del principal receptor de ingresos (asalariados privados y trabajadores por cuenta propia)



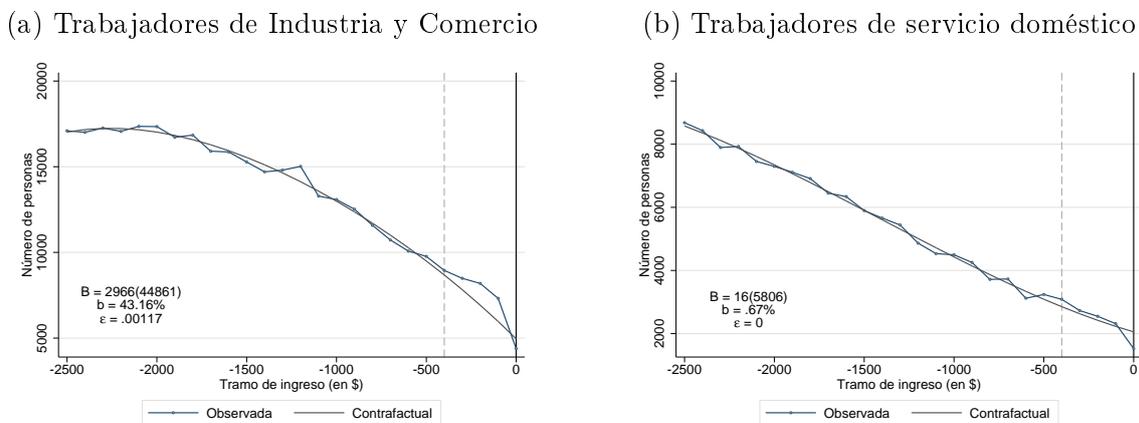
Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos BPS-MIDES

Nota: La figura muestra la función de densidad del ingreso per cápita de los hogares beneficiarios, normalizado a la distancia al umbral de ingresos (punto 0 del gráfico). Para el caso de los asalariados privados, las estimaciones de la función contrafactual se realizaron con un polinomio de grado 3, ancho de banda de \$100 per cápita y excluyendo 4 tramos de ingreso (la línea vertical punteada muestra el área excluida). Para los trabajadores privados, las estimaciones de la función contrafactual se realizaron con un polinomio de grado 3, ancho de banda de \$100 per cápita y excluyendo 5 tramos de ingreso (la línea vertical punteada muestra el área excluida). El desvío estándar del exceso de masa se obtiene mediante *bootstrap* con 1000 iteraciones.

En la misma línea, empleos en determinados sectores de actividad podrían presentar una mayor flexibilidad a la hora de registrar una respuesta en el margen intensivo. En la figura 7

se observan las estimaciones para los trabajadores de Industria y Comercio y los trabajadores del Servicio Doméstico, observando nuevamente respuestas no significativas. Las respuestas en el caso de los trabajadores del sector rural es superior al promedio, con un exceso de masa que casi duplica la estimación de densidad contrafactual (figura A.3 del anexo). Sin embargo, hay que tener en cuenta que en este caso, la precisión de estas estimaciones es menor por el escaso número de observaciones cercanas al umbral y podrían verse afectadas por la variabilidad de ingresos debido a la existencia de ingresos zafrales.

Figura 7: Función de densidad observada y contrafactual - Hogares beneficiarios por sector de actividad del perceptor principal de ingresos (industria y comercio y servicio doméstico)



Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos BPS-MIDES

Nota: La figura muestra la función de densidad del ingreso per cápita de los hogares beneficiarios, normalizado a la distancia al umbral de ingresos (punto 0 del gráfico). Para el caso de los trabajadores de Industria y Comercio, las estimaciones de la función contrafactual se realizaron con un polinomio de grado 4, ancho de banda de \$100 per cápita y excluyendo 5 tramos de ingreso (la línea vertical punteada muestra el área excluida). Para los trabajadores de servicio doméstico, las estimaciones de la función contrafactual se realizaron con un polinomio de grado 3, ancho de banda de \$100 per cápita y excluyendo 5 tramos de ingreso (la línea vertical punteada muestra el área excluida). El desvío estándar del exceso de masa se obtiene mediante *bootstrap* con 1000 iteraciones.

Por último en la figura A.4 del anexo se muestra las respuestas de los hogares a lo largo del período de análisis. Las respuestas comportamentales de los hogares a los incentivos del programa podrían mostrar un proceso de aprendizaje, lo que incrementaría las respuestas en el margen intensivo a lo largo del tiempo. En este caso, a pesar de que las respuestas luego de 2010 son algo mayores, no se observa un patrón definido a lo largo del tiempo.

7.1.3. Visibilidad del *notch*

Para los hogares que registran una baja por ingreso en el período, el umbral por ingreso se hizo efectivo y por lo tanto más visible. En esta sección, se explota la existencia de hogares que registraron bajas por ingreso para explorar la incidencia de la visibilidad del umbral en la respuestas comportamentales observadas. Como se observa en el cuadro 3, casi un 29 % de los hogares registran una baja por ingreso en algún momento del período de análisis, presentando como característica diferencial, un ingreso per cápita superior luego de la baja por ingreso.

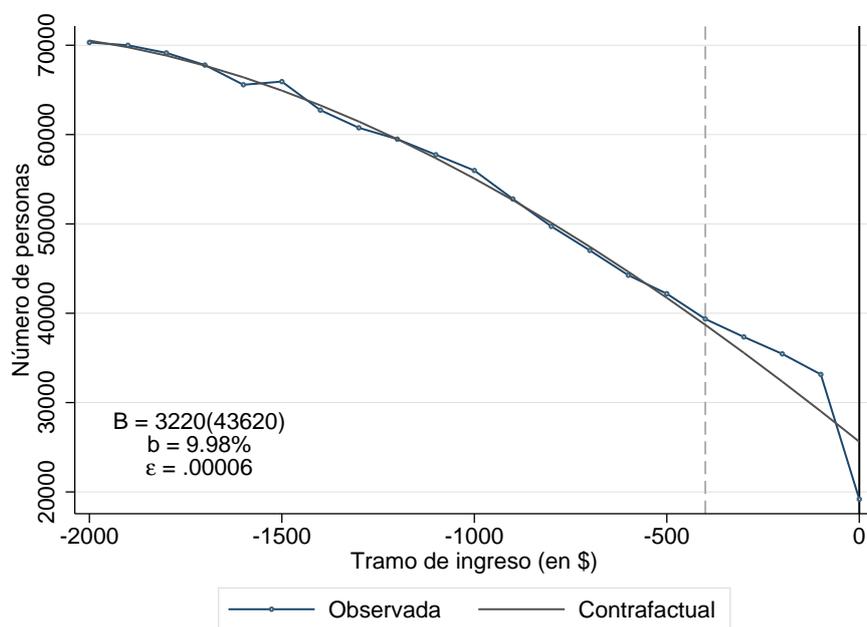
Cuadro 3: Estadísticas descriptivas - Hogares con baja por ingreso

	Total	Hogares con baja	Antes de baja	Después de baja
Part. total	100.00	28.75	89.73	10.22
N. integrantes	5.00	4.05	4.85	3.89
Ingreso p/c promedio (\$ corr.)	1239.03	1940.91	1127.23	2206.20
Transferencia p/c promedio (\$ corr.)	676.00	618.43	680.58	575.19
Part. en el ingreso (%)	20.28	12.00	11.39	9.49

Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos MIDES-BPS

En la figura 8 se observa que las respuestas para el total de hogares con bajas por ingreso no muestran diferencias significativas respecto al total de hogares beneficiarios. Sin embargo, sí se aprecian diferencias al observar la respuesta de estos hogares antes y después de la baja (figura 9). Los hogares que regresan al programa luego de la baja presentan un exceso de masa que duplica la densidad contrafactual, y es en el único caso de los analizados, donde la pendiente de la función de densidad observada parece diferir al acercarse al *notch*. Sin embargo, incluso para este subgrupo de la población, la elasticidad estimada a partir del exceso de masa es menor al 1%. La evidencia sugiere que la visibilidad podría tener un rol, aunque menor, en explicar la falta de respuestas en el margen intensivo, lo cual va en línea con los antecedentes sobre visibilidad de los impuestos (Chetty y cols. (2009), Finkelstein (2009), Goldin y Homonoff (2013), Taubinsky y Rees-Jones (2016))

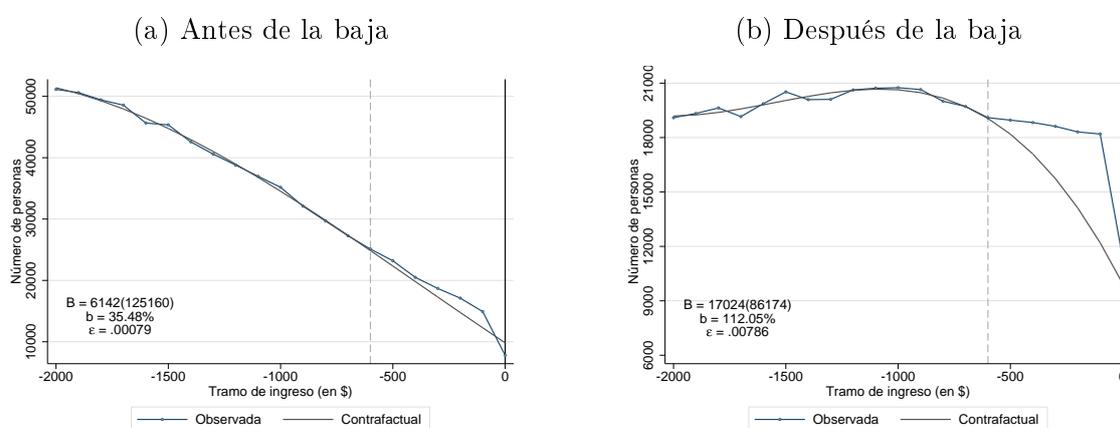
Figura 8: Función de densidad observada y contrafactual - Total de hogares con bajas por ingreso



Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos BPS-MIDES

Nota: La figura muestra la función de densidad del ingreso per cápita de los hogares beneficiarios, normalizado a la distancia al umbral de ingresos (punto 0 del gráfico). Las estimaciones de la función contrafactual se realizaron con un polinomio de grado 3, ancho de banda de \$100 per cápita y excluyendo 5 tramos de ingreso (la línea vertical punteada muestra el área excluida). El desvío estándar del exceso de masa se obtiene mediante *bootstrap* con 1000 iteraciones.

Figura 9: Función de densidad observada y contrafactual - Total de hogares beneficiarios con bajas por ingreso (antes y después de la baja)



Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos BPS-MIDES

Nota: La figura muestra la función de densidad del ingreso per cápita de los hogares beneficiarios, normalizado a la distancia al umbral de ingresos (punto 0 del gráfico). Para el gráfico antes de la baja por ingreso, las estimaciones de la función contrafactual se realizaron con un polinomio de grado 3, ancho de banda de \$100 per cápita y excluyendo 7 tramos de ingreso (la línea vertical punteada muestra el área excluida). Luego de la baja, las estimaciones de la función contrafactual se realizaron con un polinomio de grado 3, ancho de banda de \$100 per cápita y excluyendo 7 tramos de ingreso (la línea vertical punteada muestra el área excluida). El desvío estándar del exceso de masa se obtiene mediante *bootstrap* con 1000 iteraciones.

7.1.4. Síntesis de resultados y análisis de sensibilidad

En el cuadro A.7 se presentan una síntesis del conjunto de estimaciones realizadas a partir de la metodología de *bunching*, teniendo en cuenta diferentes características de los hogares y de sus integrantes. Los resultados obtenidos sugieren que no existen respuestas significativas en el ingreso reportado para los hogares beneficiarios de AFAM-PE, mientras que tampoco se observan diferencias significativas de acuerdo a las principales características del hogar y del empleo del principal receptor de ingresos (sexo, edad, categoría de ocupación). Sin embargo, la evidencia hasta el momento señala algunas diferencias para el conjunto de hogares que registraron una baja por ingreso y regresan al programa, lo que sugiere que la visibilidad del umbral podría tener un rol en las respuestas en el margen intensivo. Este aspecto en particular se explora en mayor detalle en la sección 7.2.

Los importantes incentivos generados por el *notch*, implican que la región dominada en este caso se extendería hasta algo más de \$300 per cápita a la derecha del umbral de ingresos, lo que representaría un límite inferior de la respuesta observada si se suponen preferencias de Leontief y la no existencia de fricciones de optimización. En este caso, los únicos agentes que responderían a los incentivos generados por la transferencias serían los ubicados en la región dominada, lo que implicaría un exceso de masa tres veces mayor a la función contrafactual y una elasticidad aproximada de 0,08. Las respuestas efectivamente observadas, menores a este límite inferior, sugieren la presencia de fricciones de optimización adicionales a la visibilidad del umbral.

Por otra parte en el el cuadro 4 se presentan los resultados de diferentes ejercicios de robustez de forma de analizar la sensibilidad de los resultados a los parámetros elegidos en las estimaciones de *bunching*. Se presentan estimaciones para el total de hogares beneficiarios, el conjunto de hogares con un único ingreso laboral, y para los hogares que registraron una baja en el período, variando el grado del polinomio (utilizando polinomios de grado 1 a 6) y el ancho de banda elegido (\$50 y \$250).

En términos generales, las estimaciones no parecen modificar las principales conclusiones desarrolladas en las secciones anteriores, es decir, que no existen respuestas significativas en el margen intensivo para los beneficiarios de AFAM-PE. Las estimaciones muestran una mayor sensibilidad al grado del polinomio, en particular para un grado superior al elegido en las

estimaciones de referencia. A su vez, en el caso del total de hogares beneficiarios, para grados de polinomio 1 y 2, las estimaciones son positivas y significativas aunque implican una elasticidad cercana a 0.

Cuadro 4: Sensibilidad de las estimaciones mediante metodología de *bunching* (total de hogares, hogares con un ingreso laboral y hogares con bajas por ingreso)

Total de hogares beneficiarios				
Grado del Polinomio	Ancho de bin (en \$)	Exceso masa (B)	Exceso de masa en % (b)	Elasticidad
5	100	33490 (125800)	0.8594	0.00462
1	100	37125 (7538)	0.9708	0.005896
2	100	43343 (10535)	1.17150	0.008586
3	100	47247 (283087)	1.06460	0.00709
4	100	47957 (122734)	1.32933	0.011056
6	100	-218947 (129145)	-2.4475	0.03748
5	50	14244 (82151)	1.014247	0.001609
5	250	99664 (114612)	2.1729	0.1464
Total de hogares con un único ingreso laboral				
Grado del Polinomio	Ancho de bin (en \$)	Exceso masa (B)	Exceso de masa en % (b)	Elasticidad
5	100	785 (24375)	0.0649	0.00003
1	100	20904 (5983)	0.6051	0.00229
2	100	47217 (16700)	1.61245	0.01626
3	100	14719 (53219)	0.38056	0.0009
4	100	59334 (225054)	1.89921	0.02257
6	100	-91910 (131514)	-1.6093	0.0162
5	50	9387 (88363)	0.56167	0.000493
5	250	3757 (267547)	0.047375	0.000087
Total de hogares con bajas por ingreso				
Grado del Polinomio	Ancho de bin (en \$)	Exceso masa (B)	Exceso de masa en % (b)	Elasticidad
3	100	3220 (43620)	0.0998	0.00006
1	100	-27981 (6249)	-0.7268	0.0033
2	100	7313 (17400)	0.23262	0.000338
4	100	44913 (196605)	1.66577	0.01736
5	100	54140 (198572)	3.05023	0.05821
6	100	-181527 (347560)	-2.62301	0.04305
3	50	4282 (20157)	0.27198	0.00011
3	250	25177 (88075)	0.34503	0.004655

Nota: En la tabla se muestran las estimaciones a partir de *bunching* para el conjunto de hogares beneficiarios, los hogares con un ingreso laboral y hogares que registraron bajas por ingreso. En todos los casos se modificó el grado del polinomio utilizado y el ancho de banda. Se presenta el exceso de masa en términos absolutos (B) y su desvío estándar, el exceso de masa como porcentaje de la función contrafactual (b), y la elasticidad. El desvío estándar del exceso de masa se obtiene mediante *bootstrap* con 1000 iteraciones.

7.2. Respuestas comportamentales a partir del estudio de eventos

Como se analizó en detalle en la sección 3.1 el umbral de ingresos que forma parte de los mecanismos de focalización de las AFAM-PE no es público, y por lo tanto los beneficiarios no conocen la ubicación precisa del *notch*. De forma de aproximarse a la importancia del grado de visibilidad del umbral, se realiza un estudio de evento con los hogares que en el período considerado (2008 - 2014) registraron una baja por incumplir este requisito. Esta metodología permite aislar el efecto de la baja por ingreso, observando el comportamiento de los ingresos de los hogares antes y después de este evento. Si la visibilidad del umbral tiene un rol relevante, deberían observarse diferencias significativas en las respuestas de los hogares luego de experimentar una baja por ingreso, respecto a su comportamiento previo a la misma.

Para este objetivo se normaliza la base de datos al período correspondiente a la baja ($t = 0$), y se realizan estimaciones de la respuesta de los hogares que presentan al menos una baja por ingreso, y para los cuales se observan ingresos 12 meses antes y después de la baja.¹⁹ La variable de interés es la respuesta de los hogares en el margen intensivo, utilizando como aproximación la probabilidad de ubicarse en un rango de ingresos cercano al *notch*. En términos de la metodología de *bunching*, la variable de interés es el conjunto de individuos que se ubica en el rango de ingresos donde se espera observar un exceso de masa.²⁰

La estructura de los datos, permite construir un panel e incorporar efectos fijos tanto de tiempo como de individuos a partir de la siguiente ecuación:

$$Y_{it} = \sum_{m \neq -1} (\alpha_j) \cdot I[m = t] + \partial X_i + \sum_k \beta_k \cdot I[y = m] + \mu_i + \tau_{it} \quad (19)$$

Siendo Y_{it} la probabilidad de ubicarse en el rango de ingresos cercano al *notch*, para el individuo i en el período t . En las estimaciones se incluyen variables dicotómicas para cada período t , excluyendo como es usual al período t_{-1} lo que implica medir los efectos respecto al momento previo a la baja por ingreso. Como variables explicativas se incluyen un conjunto de características sociodemográficas del integrante del hogar con mayor ingreso y algunas características de su empleo (vector X). A su vez se incluyen efectos fijos de mes β_k y efectos fijos

¹⁹A su vez, se estiman especificaciones tomando ingresos promedio trimestrales, y modificando el rango de tiempo incluidos: entre 6 y 24 meses antes y después del evento.

²⁰Las estimaciones se realizaron teniendo en cuenta diferentes rangos de ingresos: \$100, \$250 y \$500.

por hogar para controlar por características inobservables invariantes en el tiempo (μ_i), y un término de error τ_{it} . Siguiendo a Bottan y Perez-Truglia (2015), la información del estudio de evento puede sintetizarse teniendo en cuenta los efectos anteriores y posteriores al evento:

$$Y_{it} = \alpha_{cp}b_{i,t}^{cp} + \alpha_{pre}b_{i,t}^{pre} + \partial X_{i,t} + \mu_i + \beta_m + \tau_{imt} \quad (20)$$

Donde en este caso, α_{cp} mide el impacto en el corto plazo en la probabilidad de ubicarse cerca del *notch*, y α_{pre} mide esta probabilidad con anterioridad a la baja por ingreso. Tanto las ecuaciones 19 y 20 se estiman a partir de regresiones lineales con errores clusterizados a nivel de hogar.

Entre los supuestos mas relevantes de esta metodología se encuentra la exogeneidad del momento de la ocurrencia del evento, es decir, que no esté determinado por la variable de interés a estimar (Bottan y Perez-Truglia, 2015; Kleven, Landais, y Søgaard, 2017). En este trabajo, este supuesto es relevante, ya que la baja por ingreso es más probable al acercarse al *notch* (la variable de resultado). Una de las formas de testar este supuesto es observar el comportamiento de la variable de interés antes de la ocurrencia del evento, lo que representa un estudio de evento «placebo».²¹

7.2.1. Respuestas en el ingreso reportado de los hogares con bajas por ingreso

En esta sección se desarrollan los principales resultados del estudio de evento realizado. Como primera aproximación, en la figura 10 se presenta la evolución de ingresos nominales para el conjunto de hogares beneficiarios con alguna baja del programa por superar el umbral de ingreso. En el panel a, se observa la evolución nominal de ingresos para los hogares antes y después de la baja, y la evolución del valor nominal del umbral teniendo en cuenta como base enero 2010. En el panel b, en cambio, se muestra la evolución nominal del ingreso promedio de los hogares y del umbral, normalizado al momento de la baja por ingreso ($t_0 = 100$).

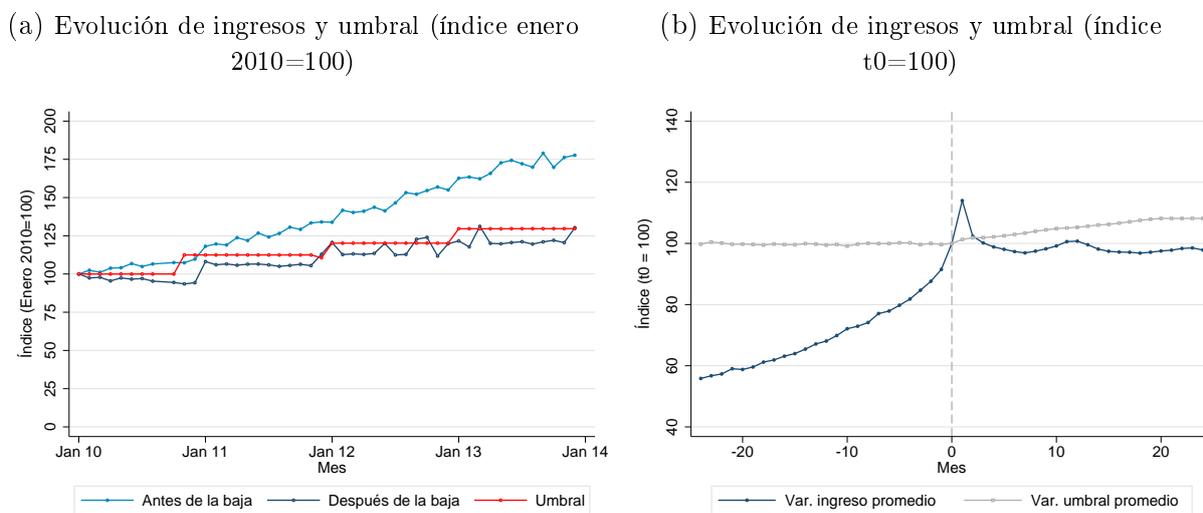
En ambos gráficos se observa que los ingresos muestran un crecimiento superior al registrado por el umbral antes de la baja, lo que responde a un contexto de crecimiento real de los ingresos,

²¹Las estimaciones pueden ser sensibles a la ventana de tiempo seleccionada (meses antes y después de la ocurrencia del evento), y por la posibilidad de superposición entre eventos. Para tener en cuenta el primer factor se realizan estimaciones para diversos períodos de tiempo, y para controlar por la existencia de eventos superpuestos se utilizan únicamente períodos de tiempo que no impliquen una superposición (Sandler y Sandler, 2014).

y en particular de los ingresos laborales más bajos. Esta incremento real de los ingresos implica reducir la brecha con el umbral, ya que este fue actualizado únicamente a partir de la evolución de precios. Sin embargo, en el panel b puede apreciarse que luego de regresar al programa, el promedio de ingresos se mantiene relativamente constante en términos nominales. Una posible explicación de este comportamiento, es que parte de los beneficiarios que retornan al programa intenten mantener su ingreso estable en términos nominales ante la posibilidad de experimentar una nueva suspensión del pago.

A continuación, se presentan los resultados del estudio de evento detallado en la 7.2, que utiliza como aproximación de las respuestas en el margen intensivo a los hogares que se encuentra cerca del *notch*.²² En la figura 11 se presentan los resultados de las estimaciones de la ecuación 19 considerando períodos trimestrales y tomando como referencia el trimestre anterior a la baja por ingreso ($t = -1$). En el gráfico se presenta el parámetro de interés α , es decir la probabilidad de ubicarse en una región cercana al *notch*.

Figura 10: Evolución de ingreso nominal y del umbral promedio (antes y después de la baja por ingreso)



Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos BPS-MIDES

Para el total de hogares beneficiarios con bajas por ingreso, puede observarse que la probabilidad de ubicarse a \$500 del *notch* es creciente al acercarse al momento de la baja, lo que es consistente con lo observado en la figura 10. Esto representaría un efecto mecánico derivado del

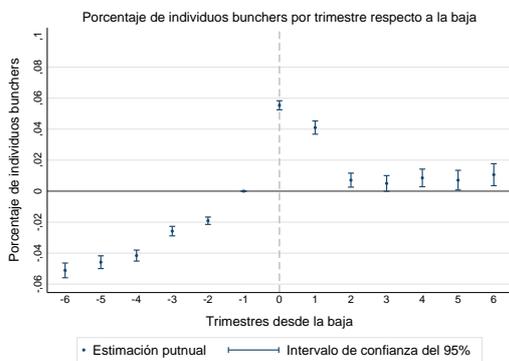
²²Para esto se definen tres posibilidades: individuos que se encuentran a \$100, \$250 o \$500.

crecimiento de los ingresos de los hogares por encima de la inflación en el período analizado.

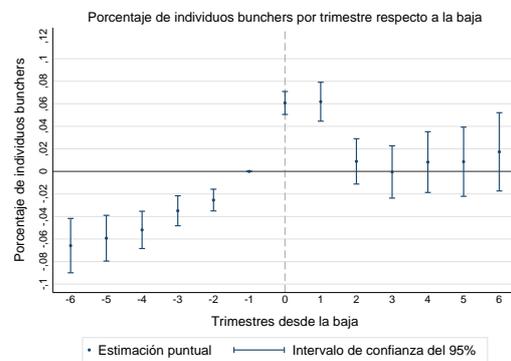
Luego de regresar al programa, la probabilidad de ubicarse cerca del *notch* es positiva y significativa, lo que sugiere posibles respuestas en el ingreso reportado al conocer el lugar aproximado del umbral.²³ Al restringir las observaciones al conjunto de hogares que únicamente perciben un ingreso laboral (panel b de la figura 11) el patrón es similar, aunque los efectos no son significativos a partir del segundo trimestre posterior a la baja por ingreso. Los resultados son similares al variar los períodos de tiempo considerados, y mantienen el mismo patrón, aunque con efectos menores, si se reduce el tramo de ingresos a \$100 o \$250.

Figura 11: Estudio de evento - Total de hogares con baja por ingreso

(a) Total de hogares con baja por ingreso



(b) Hogares con un ingreso laboral



Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos BPS-MIDES

Nota: En la figura se muestra el resultado de las estimaciones del estudio de evento (ecuación 19). La variable de interés es la probabilidad de ubicarse a \$500 del *notch* (parámetro α) teniendo en cuenta períodos trimestrales antes y después de la baja por ingreso ($t = 0$). Los coeficientes correspondientes al período $t = -1$ fueron normalizados a 0 para ser utilizados como referencia. Se representa la estimación puntual y los intervalos de confianza al 95% teniendo en cuenta errores estándar clusterizados a nivel de hogar. En todos los casos se incluyen efectos fijos de individuo y mes, mientras que las estimaciones del panel b incluyen características del perceptor principal de ingresos: sector de actividad, sexo y categoría ocupacional.

En los cuadros 5 y 6 se sintetizan los resultados del estudio de evento para el total de hogares beneficiarios y para los hogares con un único ingreso laboral. Se muestran las estimaciones de la ecuación 20, por lo que se observa la probabilidad de ubicarse en la región de *bunching* antes y después del evento. La probabilidad de ubicarse a \$500 del *notch* es 5,5% superior luego de la baja por ingreso, siendo mayor el impacto para los hogares con más integrantes, y para los

²³En la figura A.7 del anexo se muestra que la participación de estos hogares en el total es creciente al acercarse al *notch*.

hogares que perciben únicamente ingresos laborales.

Cuadro 5: Probabilidad de ubicarse en el *notch* - Total de hogares

	(1) Trimestral Dist. (\$100)	(2) Trimestral Dist. (\$250)	(3) Trimestral Dist. (\$500)
Trimestres después baja	0,011*** (14,76)	0,028*** (23,07)	0,054*** (31,63)
Trimestres antes baja	-0,004*** (-5,43)	-0,007*** (-5,76)	-0,007*** (-3,91)
Integrantes del hogar	0,001*** (4,05)	0,002*** (5,50)	0,004*** (6,20)
Único ingreso laboral	0,010*** (15,55)	0,025*** (24,22)	0,052*** (31,95)
Total obs.	830006	830006	830006
N. Hogares	28049	28049	28049

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos MIDES-BPS

Nota: En cada columna se representa las estimaciones por MCO de la ecuación 19 teniendo en cuenta períodos trimestrales, e incluyendo seis trimestres antes y después de la baja. La variable de interés es la probabilidad de ubicarse a \$100, \$250 o \$500 del *notch*. Se incorporan efectos fijos de hogar y de mes, y se incluyen como controles el número de integrantes del hogar y la presencia de un único perceptor de ingresos laborales. El coeficiente correspondiente a los trimestres previos a la baja por ingreso representa un test placebo sobre el efecto de la baja con anterioridad a su ocurrencia.

Para este último subgrupo, también se observa un impacto negativo y significativo anterior a la baja (figura 11). Teniendo en cuenta este efecto, la probabilidad de ubicarse en ese tramo de ingreso, luego de regresar al programa es de aproximadamente 8 % respecto a los trimestres anteriores a la baja. Por otra parte, en el cuadro 6 se observa que algunas características del perceptor de ingresos implican efectos significativos en la probabilidad de percibir un ingreso cercano al *notch*, siendo mayor para los hogares que tienen como principal perceptor de ingresos trabajadores ocupados en el sector de la construcción y el sector rural, mujeres, y para hogares más numerosos.

En síntesis, la evidencia de esta sección sugiere que existen efectos en la respuesta de los hogares al considerar la visibilidad del umbral de ingresos. Los hogares luego de regresar al programa, muestran una evolución de sus ingresos nominales por debajo de la del umbral, lo que se refleja en una mayor probabilidad de ubicarse cerca del *notch* (entre 5 % y 8 % superior). De esta forma, se complementa la evidencia señalada por un conjunto de antecedentes sobre la relevancia de la visibilidad de las políticas en las respuestas comportamentales que pueden generar (Camacho y Conover, 2011; Chetty y cols., 2009; Taubinsky y Rees-Jones, 2016).

Cuadro 6: Probabilidad de ubicarse en el notch - Hogares con un ingreso laboral

	(1) Trimestral Dist. (\$100)	(2) Trimestral Dist. (\$250)	(3) Trimestral Dist. (\$500)
Trimestres después baja	0,012*** (4,92)	0,030*** (7,36)	0,053*** (9,40)
Trimestres antes baja	-0,012*** (-4,42)	-0,024*** (-5,68)	-0,028*** (-4,69)
Integrantes del hogar	0,002 (1,90)	0,004* (2,10)	0,006* (2,32)
Asalariado público	0,011 (0,69)	0,010 (0,34)	-0,014 (-0,42)
Cuenta propia	-0,001 (-0,18)	0,005 (0,72)	0,006 (0,57)
Otros	0,011*** (3,59)	0,033*** (7,36)	0,056*** (8,63)
Civil	-0,004 (-0,58)	-0,001 (-0,05)	0,041 (1,44)
Rural	0,001 (0,25)	0,010 (1,06)	0,037* (2,33)
Construcción	-0,005 (-0,88)	0,003 (0,28)	0,036* (2,30)
Serv. doméstico	-0,004 (-1,27)	-0,008 (-1,29)	-0,015 (-1,39)
Mujer	0,000 (0,01)	0,018** (2,65)	0,028** (2,76)
Total obs.	108964	108964	108964
N. Hogares	12120	12120	12120

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos MIDES-BPS

Nota: En cada columna se representa las estimaciones por MCO de la ecuación 19 teniendo en cuenta períodos trimestrales, e incluyendo seis trimestres antes y después de la baja. La variable de interés es la probabilidad de ubicarse a \$100, \$250 o \$500 del *notch*. Se incorporan efectos fijos de hogar y de mes, y se incluyen como controles características del perceptor de ingresos laborales del hogar: tipo de ocupación, sector de actividad y sexo. El coeficiente correspondiente a los trimestres previos a la baja por ingreso representa un test placebo sobre el efecto de la baja con anterioridad a su ocurrencia.

8. Discusión de resultados y conclusiones

En este trabajo se utilizó el *notch* generado por el umbral de ingresos que determina la elegibilidad al programa de AFAM-PE de Uruguay para derivar las respuestas en el ingreso reportado por los hogares beneficiarios. En primer lugar, la evidencia que surge de las estimaciones a partir de la metodología de *bunching* señala que no existen respuestas significativas en el margen intensivo para el conjunto de hogares beneficiarios de este programa de transferencias. A su vez, tampoco se observan respuestas significativas teniendo en cuenta características del hogar y del empleo de sus integrantes. La falta de respuestas comportamentales a los incentivos generados por el umbral ingresos de AFAM-PE sugiere que no existirían pérdidas de eficiencia relevantes si se consideran únicamente las respuestas en el margen intensivo.

Esta evidencia representa una primera contribución de este trabajo a la literatura sobre respuestas comportamentales de los programas de transferencias, complementando los antecedentes que señalan respuestas a este tipo de programas para los países en desarrollo (Alzúa y cols., 2013; Banerjee y cols., 2015). La evidencia para el caso de Uruguay (Bergolo y Cruces (2016)), junto con los resultados obtenidos en este trabajo sugieren que las respuestas al diseño de este programa de transferencias se concentraría en el margen extensivo, pero sin efectos significativos en el ingreso formal reportado por los beneficiarios.

En segundo lugar, la evidencia obtenida a partir del análisis de los hogares que registraron una baja por superar el umbral de ingresos sugiere que el grado de visibilidad del umbral afecta las respuestas comportamentales observadas. En este sentido, uno de los aspectos diferenciales del diseño de AFAM-PE es la inclusión, dentro de los mecanismos de focalización, de un *notch* que no es conocido de forma precisa por los agentes, lo que genera una restricción adicional a las respuestas de los hogares beneficiarios. De esta forma, el grado de visibilidad de la política, y en este caso de los mecanismos de focalización se transforma en una variable adicional a considerar al momento de diseñar los sistemas de impuestos y transferencias.

Como señala Goldin (2015), la menor visibilidad de la política, genera menores respuestas comportamentales, y de esta forma, menores pérdidas de eficiencia. Desde este punto de vista, la escasa visibilidad del umbral de AFAM-PE sería deseable ya que minimiza las pérdidas de eficiencia al limitar las respuestas en el mercado laboral de los hogares beneficiarios. Sin embargo, la escasa visibilidad podría provoca que los hogares incurran en errores de optimización,

con pérdidas de bienestar asociadas. Por lo tanto, al momento de diseñar la política, la decisión sobre el grado de visibilidad implica un *trade-off* entre las pérdidas de bienestar asociadas a errores de optimización de los agentes y las menores pérdidas de eficiencia debido a las escasas respuestas comportamentales provocadas por una menor visibilidad de la política.

Al ser uno de los primeros trabajos que analizan las respuestas en el margen intensivo a programas de transferencias que incluyen un *notch* dentro de sus mecanismos de focalización, la evidencia señalada puede ser útil para mejorar los diseños de programas similares existentes o en la implementación de nuevos programas en el mundo en desarrollo. Dado que la evidencia sugiere que las respuestas se concentran en el margen extensivo, una alternativa al diseño de AFAM-PE vigente podría incorporar incentivos a la participación en el mercado de trabajo para los hogares de menores ingresos, por ejemplo, incorporando incrementos en los montos de la transferencia por participar en el mercado de trabajo (Saez, 2002). De esta forma, podría continuar cumpliendo con los objetivos de reducción de la pobreza y desigualdad, pero incorporando cambios que reduzcan estas respuestas en el mercado de trabajo. Un segundo aspecto relevante es la incorporación dentro de las variables de diseño el grado de visibilidad de los mecanismos de focalización, aspecto escasamente analizado en el caso de las transferencias.

Referencias

- Almunia, M., y Lopez-Rodriguez, D. (2014). Heterogeneous responses to effective tax enforcement: Evidence from spanish firms.
- Alzúa, M. L., Cruces, G., y Ripani, L. (2013). Welfare programs and labor supply in developing countries: experimental evidence from latin america. *Journal of Population Economics*, 26(4), 1255–1284.
- Amarante, V., Ferrando, M., y Vigorito, A. (2013). Teenage school attendance and cash transfers: An impact evaluation of panes. *Economía*, 14(1), 61–102.
- Amarante, V., Manacorda, M., Miguel, E., y Vigorito, A. (2016, May). Do cash transfers improve birth outcomes? evidence from matched vital statistics, program, and social security data. *American Economic Journal: Economic Policy*, 8(2), 1-43. Descargado de <http://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/pol.20140344> doi: 10.1257/pol.20140344
- Amarante, V., Manacorda, M., Vigorito, A., y Zerpa, M. (2011). *Social assistance and labor market outcomes: Evidence from the uruguayan panes* (Inf. Téc.). Inter-American Development Bank.
- Amarante, V., Vigorito, A., y cols. (2012). The expansion of non-contributory transfers in uruguay in recent years. *Policy Research Brief*, 29, 1–6.
- Araujo, M. C., Bosch, M., Maldonado, R., y Schady, N. (2017). *The effect of welfare payments on work in a middle-income country* (Inf. Téc.). Inter-American Development Bank.
- Banerjee, A. V., Hanna, R., Kreindler, G., y Olken, B. A. (2015). Debunking the stereotype of the lazy welfare recipient: Evidence from cash transfer programs worldwide.
- Bastani, S., y Selin, H. (2014). Bunching and non-bunching at kink points of the swedish tax schedule. *Journal of Public Economics*, 109, 36–49.
- Bergolo, M., y Cruces, G. (2016). The anatomy of behavioral responses to social assistance when informal employment is high.
- Bérgolo, M., Dean, A., Perazzo, I., y Vigorito, A. (2016). Evaluacion impacto del programa asignaciones familiares plan de equidad y la tarjeta alimentaria del mides.
- Bergolo, M., y Galvan, E. (2016). Intra-household behavioral responses to cash transfer programs: Evidence from a regression discontinuity design.

- Best, M. C. (2014). *Salary misreporting and the role of firms in workers responses to taxes: Evidence from pakistan* (Inf. Téc.).
- Best, M. C., y Kleven, H. J. (2016). Housing market responses to transaction taxes: Evidence from notches and stimulus in the uk.
- Bosch, M., y Campos-Vazquez, R. M. (2014). The trade offs of welfare policies in labor markets with informal jobs: the case of the seguro popular program in mexico. *American Economic Journal: Economic Policy*, 6(4), 71–99.
- Bosch, M., y Manacorda, M. (2012). Social policies and labor market outcomes in latin america and the caribbean: a review of the existing evidence.
- Bottan, N. L., y Perez-Truglia, R. (2015). Losing my religion: The effects of religious scandals on religious participation and charitable giving. *Journal of Public Economics*, 129, 106–119.
- Cabral, M., y Hoxby, C. (2012). *The hated property tax: salience, tax rates, and tax revolts* (Inf. Téc.). National Bureau of Economic Research.
- Camacho, A., y Conover, E. (2011). Manipulation of social program eligibility. *American Economic Journal: Economic Policy*, 3(2), 41–65.
- Camacho, A., Conover, E., y Hoyos, A. (2013). Effects of colombia's social protection system on workers' choice between formal and informal employment. *The World Bank Economic Review*, 28(3), 446–466.
- Chetty, R. (2009). Is the taxable income elasticity sufficient to calculate deadweight loss? the implications of evasion and avoidance. *American Economic Journal: Economic Policy*, 1(2), 31–52.
- Chetty, R. (2012). Bounds on elasticities with optimization frictions: A synthesis of micro and macro evidence on labor supply. *Econometrica*, 80(3), 969–1018.
- Chetty, R., Friedman, J. N., Olsen, T., y Pistaferri, L. (2011). Adjustment costs, firm responses, and micro vs. macro labor supply elasticities: Evidence from danish tax records. *The quarterly journal of economics*, 126(2), 749–804.
- Chetty, R., Looney, A., y Kroft, K. (2009). Salience and taxation: Theory and evidence. *The American Economic Review*, 99(4), 1145.
- DellaVigna, S. (2009). Psychology and economics: Evidence from the field. *Journal of Economic literature*, 47(2), 315–72.

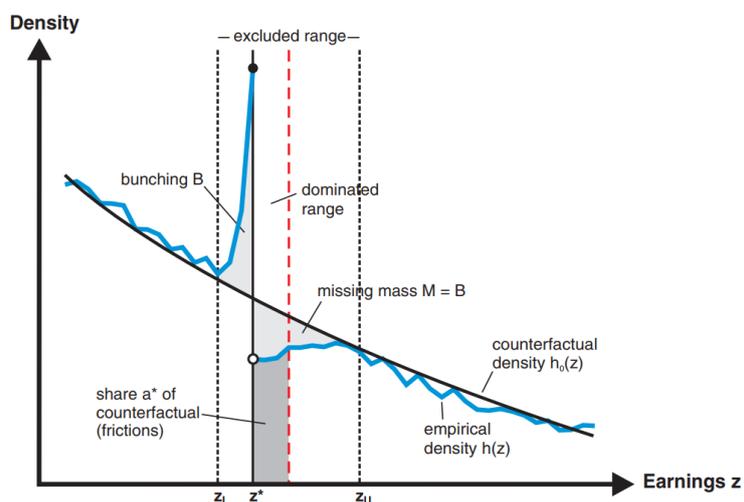
- DINEM. (2013). Qué es el índice de carencias críticas. *Aportes a la conceptualización de la pobreza y la focalización de las políticas sociales en Uruguay*.
- Eissa, N., y Hoynes, H. W. (2006). Behavioral responses to taxes: Lessons from the eitc and labor supply. *Tax policy and the economy*, 20, 73–110.
- Failache, E., Giacobasso, M., Ramírez, L., y cols. (2016). *Transferencias de ingresos y mercado de trabajo: El impacto de asignaciones familiares plan de equidad sobre la informalidad laboral* (Inf. Téc.). Instituto de Economía-IECON.
- Feldman, N. E., Katuščák, P., y Kawano, L. (2016). Taxpayer confusion: Evidence from the child tax credit. *The American Economic Review*, 106(3), 807–835.
- Feldstein, M. (1999). Tax avoidance and the deadweight loss of the income tax. *The Review of Economics and Statistics*, 81(4), 674–680.
- Finkelstein, A. (2009). E-ztax: Tax salience and tax rates. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(3), 969–1010.
- Fiszbein, A., y Schady, N. R. (2009). *Conditional cash transfers: reducing present and future poverty*. World Bank Publications.
- Gelber, A. M., Jones, D., y Sacks, D. W. (2015). Earnings adjustment frictions: Evidence from the social security earnings test.
- Gentilini, U., Honorati, M., Yemtsov, R., y cols. (2014). The state of social safety nets 2014. *The World Bank, Washington, DC*.
- Goldin, J. (2015). Optimal tax salience. *Journal of Public Economics*, 131, 115–123.
- Goldin, J., y Homonoff, T. (2013). Smoke gets in your eyes: cigarette tax salience and regressivity. *American Economic Journal: Economic Policy*, 5(1), 302–336.
- Gunter, S. (2013). State earned income tax credits and participation in regular and informal work. *National Tax Journal*, 66(1), 33–62.
- Ibarrarán, P., Medellín, N., Regalia, F., Stampini, M., Parodi, S., Tejerina, L., ... Vásquez, M. (2017). Así funcionan las transferencias condicionadas: Buenas prácticas a 20 años de implementación.
- Imbens, G. W., y Lemieux, T. (2008). Regression discontinuity designs: A guide to practice. *Journal of econometrics*, 142(2), 615–635.
- Kleven, H. J. (2016). Bunching. *Annual Review of Economics*, 8, 435–464.

- Kleven, H. J., Knudsen, M. B., Kreiner, C. T., Pedersen, S., y Saez, E. (2011). Unwilling or unable to cheat? evidence from a tax audit experiment in denmark. *Econometrica*, 79(3), 651–692.
- Kleven, H. J., Landais, C., y Sogaard, J. E. (2017). Children and gender inequality: Evidence from denmark.
- Kleven, H. J., y Waseem, M. (2013). Using notches to uncover optimization frictions and structural elasticities: Theory and evidence from pakistan. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(2), 669–723.
- Kopczuk, W., y Munroe, D. (2015). Mansion tax: The effect of transfer taxes on the residential real estate market. *American economic Journal: economic policy*, 7(2), 214–57.
- Levy, S. (2008). *Good intentions, bad outcomes: Social policy, informality, and economic growth in mexico*. Brookings Institution Press.
- Levy, S., y Schady, N. (2013). Latin america’s social policy challenge: education, social insurance, redistribution. *The Journal of Economic Perspectives*, 27(2), 193–218.
- Manoli, D., y Weber, A. (2016). Nonparametric evidence on the effects of financial incentives on retirement decisions. *American Economic Journal: Economic Policy*, 8(4), 160–182.
- Melo, G. d., y Burdín, G. (2009). Prestaciones sociales en uruguay:¿ por qué hay beneficiarios que no las solicitan? *Revista CEPAL*, 98, 147–163.
- Moffitt, R. A. (2003). The temporary assistance for needy families program. En *Means-tested transfer programs in the united states* (pp. 291–364). University of Chicago Press.
- Parker, S., y Skoufias, E. (2000). The impact of progresas on work, leisure and time allocation.
- Saez, E. (2002). Optimal income transfer programs: intensive versus extensive labor supply responses. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(3), 1039–1073.
- Saez, E. (2010). Do taxpayers bunch at kink points? *American Economic Journal: Economic Policy*, 2(3), 180–212.
- Saez, E., Slemrod, J., y Giertz, S. H. (2012). The elasticity of taxable income with respect to marginal tax rates: A critical review. *Journal of economic literature*, 50(1), 3–50.
- Sandler, D. H., y Sandler, R. (2014). Multiple event studies in public finance and labor economics: A simulation study with applications. *Journal of Economic and Social Measurement*, 39(1, 2), 31–57.

- Schultz, T. P. (2004). School subsidies for the poor: evaluating the mexican progresas poverty program. *Journal of development Economics*, 74(1), 199–250.
- Slemrod, J. (2013). Buenas notches: lines and notches in tax system design. *eJournal of Tax Research*, 11(3), 259–283.
- Taubinsky, D., y Rees-Jones, A. (2016). *Attention variation and welfare: theory and evidence from a tax salience experiment* (Inf. Téc.). National Bureau of Economic Research.

A. Anexo 1: Figuras y cuadros

Figura A.1: Funciones de densidad con presencia de fricciones de optimización



Cuadro A.1: Estadísticas descriptivas - total de hogares

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Hogares beneficiarios	133944	149854	166382	174119	169106	161295	157804
N. integrantes	4.40	4.42	4.55	4.78	4.96	5.10	5.20
Ingreso p/c promedio	523.42	590.42	818.60	1045.77	1230.15	1376.92	1734.14
Transferencia promedio	1196.19	1314.46	1383.46	1461.00	1583.47	1685.32	1852.80
Transferencia p/c promedio	271.86	297.39	304.06	305.65	319.25	330.45	356.31
Part. en el ingreso	51.94	50.37	37.14	29.23	25.95	24.00	20.55

Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos MIDES-BPS

Cuadro A.2: Estadísticas descriptivas - por situación laboral del perceptor de ingresos

	Hogares beneficiarios	Jefas de hogar (%)	N. integrantes
Asalariado privado	648534	87.73	4.29
Asalariado público	16598	81.99	4.54
Cooperativista	1097	78.03	4.24
Cuenta propia	187642	84.22	4.22
Patrón	14130	80.12	3.95
Otros	581446	86.24	4.69

Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos MIDES-BPS

Cuadro A.3: Estadísticas descriptivas - por situación laboral del perceptor de ingresos

	Hogares beneficiarios	(%) Jefas de hogar	N. integrantes	Ingreso p/c promedio	Part. transferencia en ingreso
Asalariado privado	648534	87.73	4.29	2243.78	17.08
Asalariado público	16598	81.99	4.54	2993.06	13.33
Cooperativista	1097	78.03	4.24	2677.79	14.99
Cuenta propia	187642	84.22	4.22	2083.25	19.10
Patrón	14130	80.12	3.95	1339.14	28.49
Otros	581446	86.24	4.69	2514.81	14.20

Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos MIDES-BPS

Cuadro A.4: Estadísticas descriptivas - por sector de actividad del perceptor de ingresos

	Hogares beneficiarios	(%) Jefas de hogar	N. integrantes	Ingreso p/c promedio	Part. transferencia en ingreso
Industria y comercio	753909	84.29	4.65	2674.63	13.58
Civil	33723	81.43	5.23	2905.81	11.94
Rural	89239	66.48	5.48	2213.45	14.18
Construcción	44322	18.55	5.27	2815.89	12.32
Notarial	4	100.00	2.00	5746.40	9.54
Bancaria	4381	92.88	4.35	3371.60	11.29
Profesional	97	53.61	3.43	1918.87	24.27
Policial	2755	63.52	5.20	4872.08	8.56
Serv. doméstico	436617	99.71	4.28	1866.68	20.56

Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos MIDES-BPS

Cuadro A.5: Estadísticas descriptivas - hogares con un único ingreso laboral

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Hogares beneficiarios	9907	10423	12770	21096	21222	20684	20341
N. integrantes	4.51	4.45	4.65	4.59	4.70	4.87	4.53
Ingreso p/c promedio	1056.48	1270.49	1526.99	1878.30	2109.21	2366.60	3130.30
Transferencia promedio	1219.34	1332.39	1439.85	1484.09	1611.18	1708.20	1890.61
Transferencia p/c promedio	270.36	299.41	309.65	323.33	342.80	350.76	417.35
Part. en el ingreso	25.59	23.57	20.28	17.21	16.25	14.82	13.33

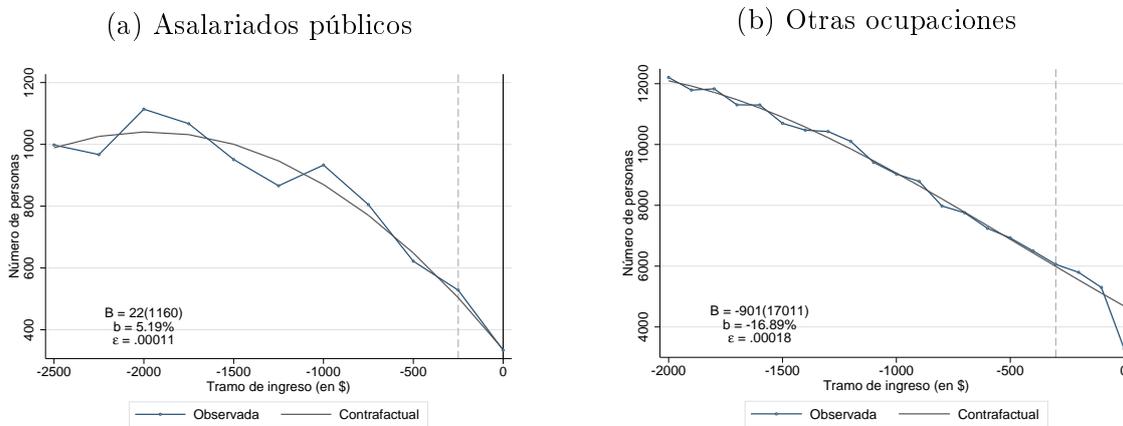
Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos MIDES-BPS

Cuadro A.6: Estadísticas descriptivas - hogares con ingreso positivo

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Hogares beneficiarios	65560	76435	92602	103476	103473	99455	99123
N. integrantes	4.67	4.65	4.68	4.82	4.98	5.04	4.98
Ingreso p/c promedio	1069.42	1146.45	1470.70	1759.04	2009.60	2232.86	2760.62
Transferencia promedio	1218.31	1328.10	1396.15	1478.71	1607.19	1714.57	1879.66
Transferencia p/c promedio	260.88	285.61	298.32	306.79	322.73	340.19	377.44
Part. en el ingreso	24.39	24.91	20.28	17.44	16.06	15.24	13.67

Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos MIDES-BPS

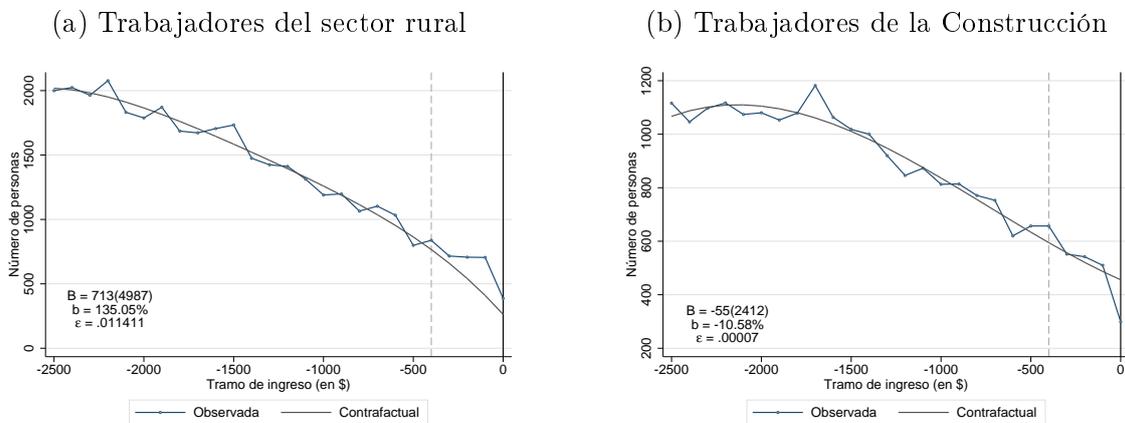
Figura A.2: Función de densidad observada y contrafactual - Total de hogares beneficiarios con perceptor de ingresos principal asalariado públicos y otros



Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos BPS-MIDES

Nota: La figura muestra la función de densidad del ingreso per cápita de los hogares beneficiarios, normalizado a la distancia al umbral de ingresos (punto 0 del gráfico). Para los asalariados públicos, las estimaciones de la función contrafactual se realizaron con un polinomio de grado 2, ancho de banda de \$250 per cápita y excluyendo 2 tramos de ingreso (la línea vertical punteada muestra el área excluida). Para el resto de las ocupaciones, las estimaciones de la función contrafactual se realizaron con un polinomio de grado 3, ancho de banda de \$100 per cápita y excluyendo 4 tramos de ingreso (la línea vertical punteada muestra el área excluida). El desvío estándar del exceso de masa se obtiene mediante *bootstrap* con 1000 iteraciones.

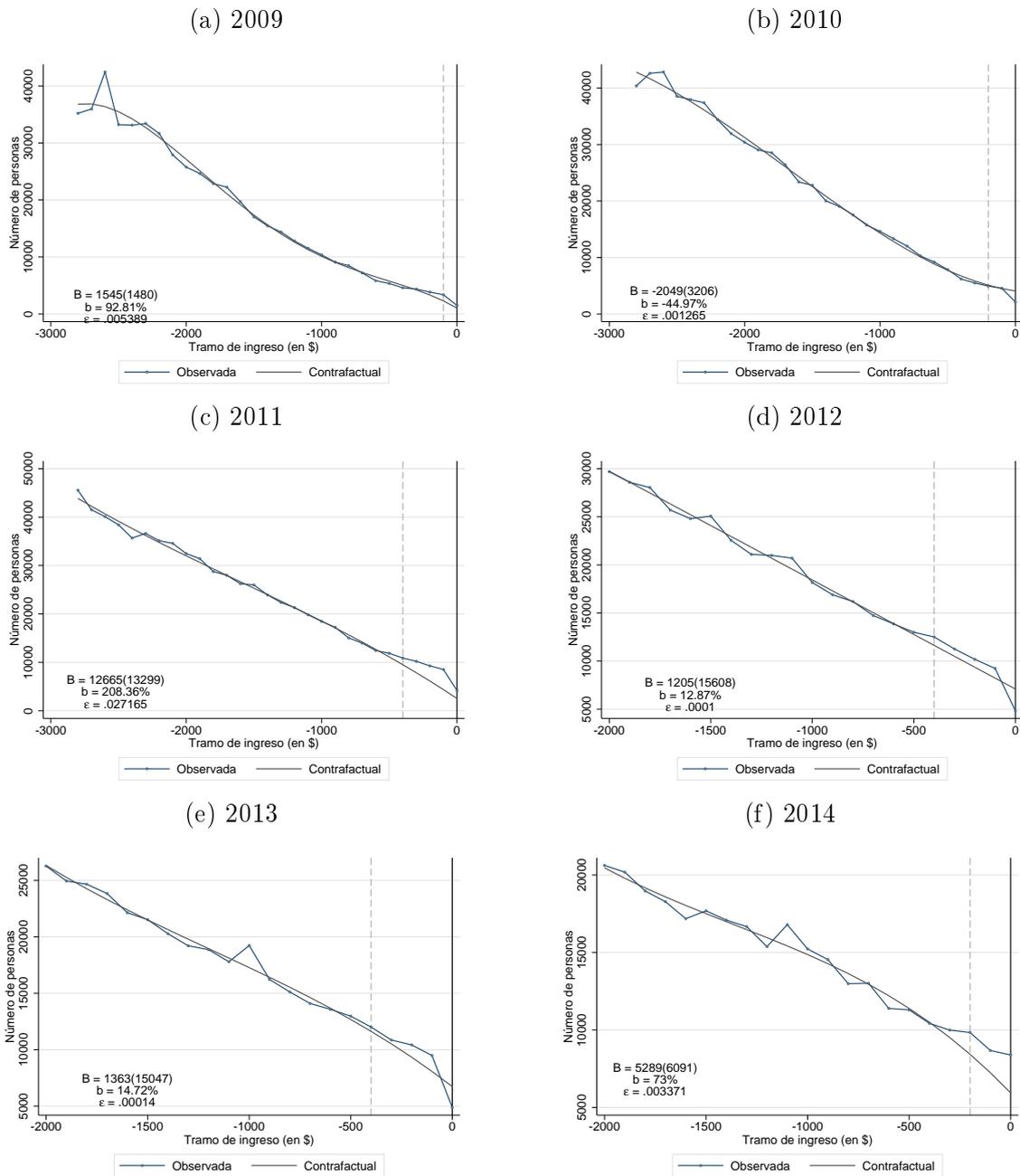
Figura A.3: Función de densidad observada y contrafactual - Total de hogares beneficiarios con perceptor de ingresos principal del sector rural y construcción



Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos BPS-MIDES

Nota: La figura muestra la función de densidad del ingreso per cápita de los hogares beneficiarios, normalizado a la distancia al umbral de ingresos (punto 0 del gráfico). Para los trabajadores rurales, las estimaciones de la función contrafactual se realizaron con un polinomio de grado 4, ancho de banda de \$100 per cápita y excluyendo 5 tramos de ingreso (la línea vertical punteada muestra el área excluida). Para los trabajadores de la construcción, las estimaciones de la función contrafactual se realizaron con un polinomio de grado 3, ancho de banda de \$100 per cápita y excluyendo 5 tramos de ingreso (la línea vertical punteada muestra el área excluida). El desvío estándar del exceso de masa se obtiene mediante *bootstrap* con 1000 iteraciones.

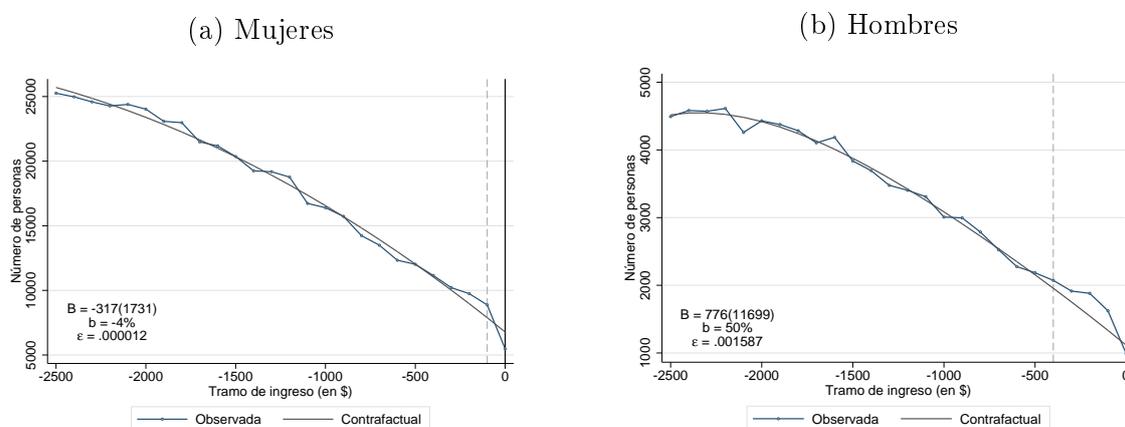
Figura A.4: Función de densidad observada y contrafacetal - Total de hogares beneficiarios por año



Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos BPS-MIDES

Nota: La figura muestra la función de densidad del ingreso per cápita de los hogares beneficiarios, normalizado a la distancia al umbral de ingresos (punto 0 del gráfico). Los polinomios utilizados fueron de grados: 4 y 3 respectivamente. El ancho de banda de \$100 per cápita y se excluyeron 5 tramos de ingresos (la línea vertical punteada muestra el área excluida). El desvío estándar del exceso de masa se obtiene mediante *bootstrap* con 1000 iteraciones.

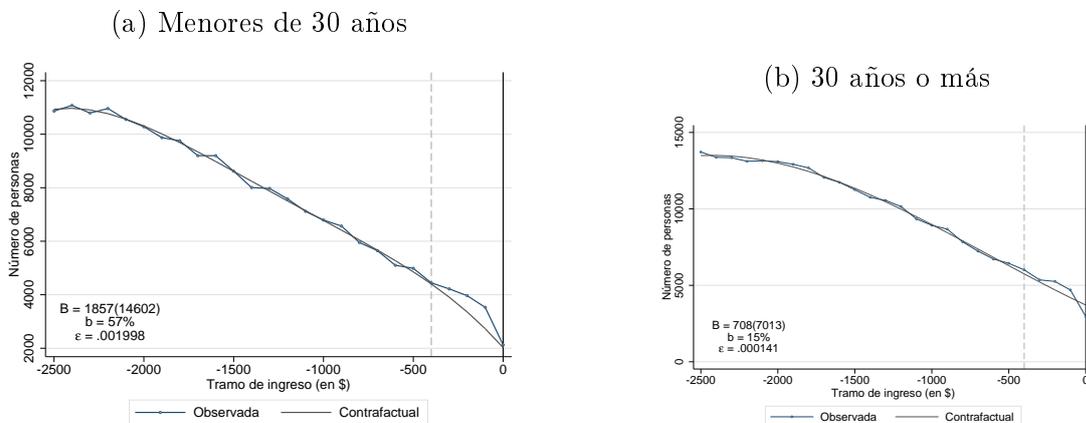
Figura A.5: Función de densidad observada y contrafactual - Total de hogares beneficiarios por sexo de perceptor de ingresos principal



Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos BPS-MIDES

Nota: La figura muestra la función de densidad del ingreso per cápita de los hogares beneficiarios, normalizado a la distancia al umbral de ingresos (punto 0 del gráfico). Para las mujeres, las estimaciones de la función contrafactual se realizaron con un polinomio de grado 2, ancho de banda de \$100 per cápita y excluyendo 2 tramos de ingreso (la línea vertical punteada muestra el área excluida). En el caso de los hombres, las estimaciones de la función contrafactual se realizaron con un polinomio de grado 4, ancho de banda de \$100 per cápita y excluyendo 5 tramos de ingreso (la línea vertical punteada muestra el área excluida). El desvío estándar del exceso de masa se obtiene mediante *bootstrap* con 1000 iteraciones.

Figura A.6: Función de densidad observada y contrafactual - Total de hogares beneficiarios con perceptor de ingresos menor y mayor a 30 años



Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos BPS-MIDES

Nota: La figura muestra la función de densidad del ingreso per cápita de los hogares beneficiarios, normalizado a la distancia al umbral de ingresos (punto 0 del gráfico). Para los asalariados públicos, las estimaciones de la función contrafactual se realizaron con un polinomio de grado 2, ancho de banda de \$250 per cápita y excluyendo 2 tramos de ingreso (la línea vertical punteada muestra el área excluida). Para el resto de las ocupaciones, las estimaciones de la función contrafactual se realizaron con un polinomio de grado 3, ancho de banda de \$100 per cápita y excluyendo 4 tramos de ingreso (la línea vertical punteada muestra el área excluida). El desvío estándar del exceso de masa se obtiene mediante *bootstrap* con 1000 iteraciones.

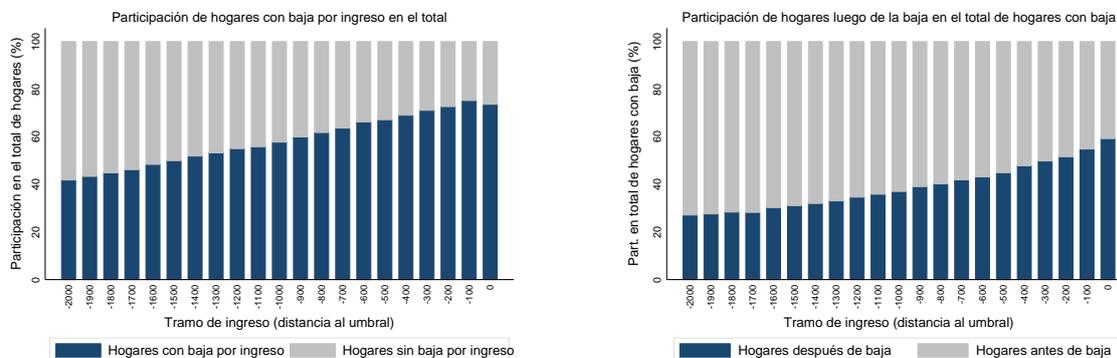
Cuadro A.7: Resumen de estimaciones mediante *bunching*

	Parámetros utilizados en la estimación			Resultados		
	Grado del polinomio	Ancho de banda	Tramos excluidos	Exceso de masa (B)	Exceso de masa en \ % (b)	Elasticidad
Total	5	100	5	33490	85.94	0.00462
Un ingreso laboral	4	100	5	785	6.49	0.00003
Asalariado privado	3	100	4	-524	-10.48	0.00007
Cuenta propia	3	100	5	543	52.5	0.00172
Asalariado público	2	250	2	22	5.19	0.00001
Otras categorías	3	100	4	-901	-16.89	0.00018
Industria y comercio	4	100	5	2966	43.16	0.0011
Servicio Doméstico	3	100	5	16	0.67	0
Trabajadores rurales	4	100	5	713	135.05	0.0114
Trabajadores de la construcción	3	100	5	-55	-10.58	0.00007
Total con bajés	3	100	5	3220	9.98	0.00006
Antes baja	3	100	7	6142	35.48	0.0008
Después baja	3	100	7	17024	112.05	0.0078
2009	4	100	2	1545	92.81	0.0054
2010	3	100	3	-2049	-44.97	0.00126
2011	3	100	5	12655	208.36	0.0272
2012	2	100	5	1205	12.87	0.0001
2013	3	100	5	1363	14.72	0.00014
2014	3	100	3	5289	73	0.00337
Mujeres	4	100	5	-317	-4	0.000012
Hombres	4	100	5	776	50	0.00159
Menores de 30	2	250	2	1857	57	0.00199
30 o más	3	100	4	708	15	0.00014

Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos MIDES-BPS

Figura A.7: Porcentaje de hogares bunchers (con y sin baja, antes y después de baja)

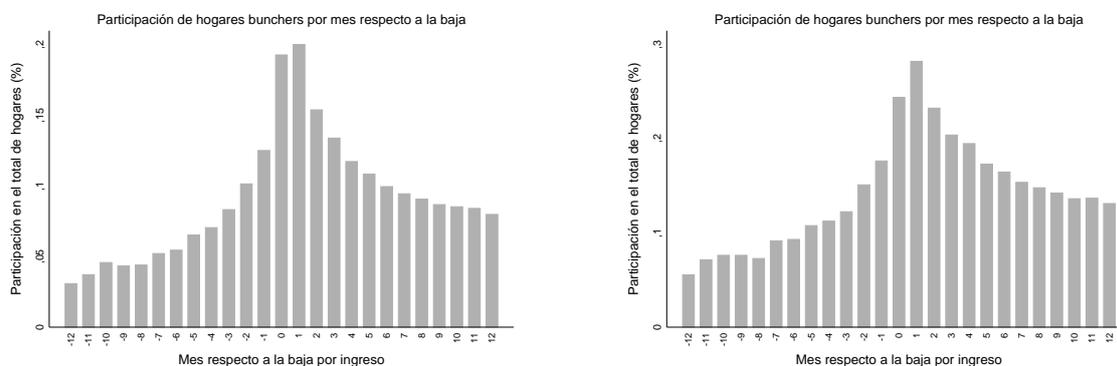
- (a) Hogares con baja por ingreso respecto al total de hogares beneficiarios
- (b) Hogares después de la baja por ingreso respecto al total de hogares con baja por ingreso



Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos BPS-MIDES

Figura A.8: Porcentaje de hogares bunchers - por mes respecto a baja de ingreso

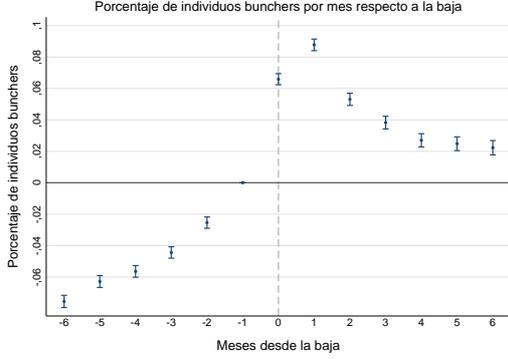
- (a) Total de hogares con baja por ingreso
- (b) Hogares con un único ingreso laboral



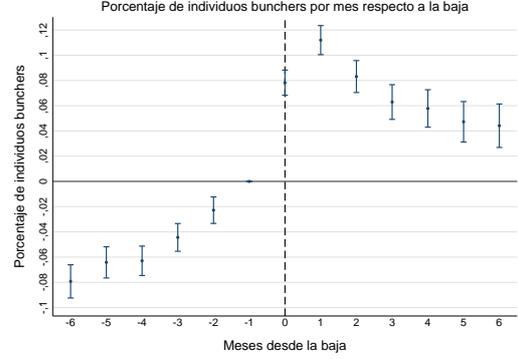
Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos BPS-MIDES

Figura A.9: Estudio de evento - Hogares con baja por ingreso

(a) Probabilidad de ser buncher - total de hogares con baja por ingreso



(b) Probabilidad de ser buncher - hogares con un único ingreso laboral



Fuente: Elaboración propia en base a registros administrativos BPS-MIDES

B. Anexo 2: respuestas en el margen extensivo

Para mostrar que el enfoque elegido logra capturar correctamente los impactos en el margen intensivo, se debe ampliar el modelo para incluir respuestas en el margen extensivo. Siguiendo a Kleven y Waseem (2013), en primer lugar se incluye la alternativa de salir del mercado laboral, por lo que los agentes ahora pueden elegir no participar, o participar y percibir un ingreso z y enfrentar un costo de participación q . Un individuo participa activamente en el mercado laboral si la utilidad por estar ocupado $u(z - T(z), z) - q$ es mayor a la de mantenerse fuera del mercado laboral u_0 , es decir cuando:

$$q \leq u(z - T(z), z) - u_0 = \bar{q} \quad (21)$$

Supongamos que se introduce un impuesto en el punto z^* que genera un *notch*, y provoca respuestas en el margen intensivo y extensivo para los individuos con ingresos superiores a z^* . A su vez existe un conjunto de individuos con ingresos superiores a z^* , pero cerca del *notch* (con un ingreso $z = z^* + \delta$), que prefieren el punto z^* a su nivel de ingresos inicial. La respuesta comportamental de estos individuos puede ser tanto en el margen intensivo (se mueven desde $z = z^* + \delta$ a z^*), o en el margen extensivo (moviéndose desde $z = z^* + \delta$ a $z = 0$). Éstas últimas se concentran en los individuos que antes de la introducción del *notch* se ubicaban cerca del punto de indiferencia entre participar o no participar del mercado de trabajo. Es

decir, los individuos que van a decidir salir del mercado de trabajo debido a la introducción de la transferencia son aquellos que tenían un nivel de utilidad cercano a los costos de participación q , por lo que las respuestas en el margen extensivo las realizan individuos con $q \in (\bar{q}_0 - \Delta\bar{q}, \bar{q}_0)$, siendo $\Delta\bar{q}$:

$$\Delta\bar{q} = u((z^* + \delta)(1 - t), z^* + \delta) - u(z^*(1 - t), z^*) \quad (22)$$

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \Delta\bar{q} = 0 \quad (23)$$

Por lo tanto, las respuestas en el margen extensivo desaparecen al acercarse al punto donde se genera la discontinuidad z^* . Al igual que con la opción de retirarse del mercado de trabajo, otro conjunto de respuestas en el margen extensivo implican ocuparse en el sector informal de la economía. Siguiendo a Kleven y Waseem (2013), supongamos existe un sector informal donde no se pagan impuestos pero se debe enfrentar un costo fijo que se distribuye de forma continua en la población q_I . La existencia de estos costos por emplearse en el sector informal asegura que en equilibrio existan individuos ocupados tanto en el sector formal como en el informal ²⁴.

Los individuos deciden ocuparse en el sector formal si la utilidad de ocuparse en el sector formal $u(z - T(z), z)$ es superior a la del sector informal $u(z, z) - q_I$:

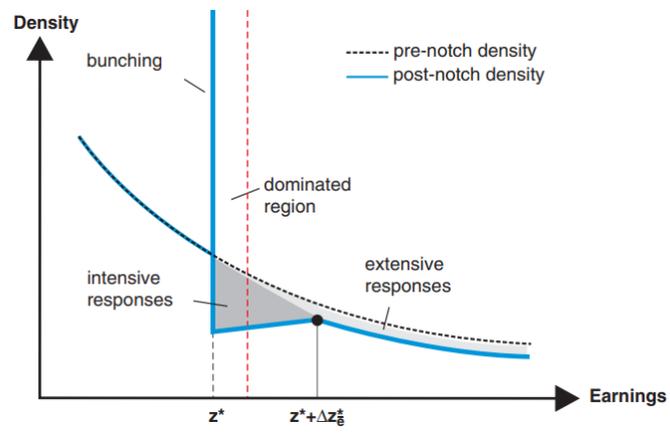
$$q_I \geq u(z, z) - u(z - T(z), z) = \bar{q}_I \quad (24)$$

A partir del equilibrio alcanzado de acuerdo a la ecuación 24, nuevamente se supone la incorporación de un *notch*, siendo los individuos cercanos al punto de indiferencia entre formalidad e informalidad en el momento inicial los que tienen una mayor probabilidad de responder en el margen extensivo. El principal supuesto en este caso es que los costos que implica el ajuste en el margen intensivo son menores a los que enfrentan los individuos para trasladarse al sector informal, lo que provoca que las respuestas en el margen extensivo se concentren en individuos con costos de informalizarse en $q \in (\bar{q}_I, \bar{q}_I + \Delta\bar{q})$, donde se cumple nuevamente que:

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \Delta\bar{q} = 0 \quad (25)$$

²⁴Al igual que en el ejemplo anterior se supone que los empleados en el sector formal perciben un ingreso z y pagan impuestos $T(z)$

Figura B.10: Respuestas comportamentales a un *notch* con presencia de respuestas en el margen extensivo



Fuente: Kleven y Waseem (2013)

INSTITUTO DE ECONOMÍA

Serie Documentos de Trabajo

Mayo, 2019

DT 07/2019



Instituto de Economía

Facultad de Ciencias Económicas y de Administración
Universidad de la República