

IMPACTO DEL PROGRAMA DE PENSIÓN ALIMENTARIA PARA ADULTOS MAYORES EN SITUACIÓN DE POBREZA EN PARAGUAY

José Molinas, Jorge Chamorro & Wildo González
Instituto Desarrollo

18 de noviembre de 2021

Resumen

En este trabajo se realiza una evaluación de impacto del programa de pensión alimentaria Adultos Mayores utilizando métodos cuasi experimentales (diseño de regresión discontinua), los principales resultados indican un impacto positivo en el ingreso familiar per capita de las familias de los beneficiarios, así como también genera un impacto indirecto positivo en las decisiones del mercado laboral en sus familiares, esto reflejado en un incremento en el ingreso familiar laboral per cápita (excluido el ingreso del beneficiario), a pesar del incremento en las horas trabajadas de los familiares, los beneficiarios no aumentaron sus horas trabajadas, con todo a pesar de los indicios, no queda claro el origen del incremento en los ingresos laborales de los familiares del beneficiario. Los resultados de esta investigación indican que una política social bien implementada, como el programa de pensiones para adultos mayores, también puede representar una buena política económica. Además de ser un elemento de protección social, este tipo de transferencias puede aumentar la productividad de los sectores vulnerables, catalizando ingresos labores que de otra manera no se hubiesen dado.

1. Introducción

La inseguridad financiera que sufre la población mayor se ha vuelto una problemática social prioritaria de los gobiernos en tiempos recientes. La manera tradicional de cubrir los riesgos financieros asociados al envejecimiento es a través de pensiones contributivas, financiadas por impuestos al ingreso laboral y/o contribuciones individuales (Holzmann, et al., 2009). En los países en desarrollo, la baja cobertura de este tipo de sistemas limita su potencial para afrontar la pobreza y la inseguridad financiera de la población mayor, en parte por la alta informalidad que dificulta su implementación (McKinnon & Sigg, 2006).

Este problema es de particular relevancia en América Latina y el Caribe, dado que se prevé un envejecimiento de la población en las próximas décadas. Al 2010, la cobertura de los sistemas contributivos de pensiones en la mitad de los países latinoamericanos no superaba el 30 % de la población económicamente activa (Rofman, et al. 2015). La OCDE, el BID y el Banco Mundial (2014) estiman que, para el 2050, entre 63 y 83 millones de latinoamericanos estarán en riesgo de no recibir una pensión adecuada, a no ser que se reformen los sistemas actuales y se incremente el empleo formal.

Ante la actual insostenibilidad de estos sistemas, una propuesta es la de otorgar pensiones no contributivas a personas de edad avanzada, alternativa recientemente muy utilizada en América Latina y el Caribe. Estas pensiones terminan aportando no solo a la calidad de vida del adulto mayor, sino también a la de los otros miembros de su hogar, pues los libera de la responsabilidad de tener que hacer frente a los riesgos financieros que acarrea el envejecimiento. Bosch, et al. (2013) argumentan que, en el corto plazo, estos programas pueden ser la única forma de aumentar efectivamente la cobertura de pensiones en países con cobertura baja.

Las evaluaciones de impacto de programas sociales como las pensiones no contributivas utilizan distintos métodos: no experimentales, cuasi experimentales y experimentales, cada grupo de un nivel más riguroso que el anterior. Pero el diseño de tipo experimental se debe realizarse ex ante, siendo esto no siempre factible, por ello la mejor opción para evaluar un programa ex post, es emplear un método cuasi experimental, como se hará en este trabajo. Dado que no es frecuente que gobiernos planteen evaluaciones de impacto ex ante para este tipo de programas, a no ser que se trate de etapas piloto, evaluaciones que utilizan métodos cuasi experimen-

tales pueden contribuir significativamente a conocer la efectividad de este tipo de programas, convirtiendo estos métodos en una potente herramienta de evaluación de la implementación de distintos tipos de políticas públicas.

La presente investigación utiliza un diseño de regresión discontinua para obtener información de tipo causal sobre cómo la pensión incide en variables de resultado beneficiarios y sus familias. Este diseño constituye una de las estrategias no experimentales más verosímiles para el análisis de los efectos causales sin una asignación aleatoria. Para el análisis, se utilizaron microdatos de la Encuesta Permanente de Hogares Continua (EPHC) del año 2016 al 2020. Siguiendo los criterios de elegibilidad del programa, se seleccionaron a todos aquellos hogares con individuos elegibles para el programa. La muestra analizada está constituida por personas declaradas por bajo la línea de pobreza, tomando como un proxy del índice de calidad de vida de adultos mayores (ICV-AM).

La regresión discontinua es utilizada cuando la elegibilidad de un tratamiento está determinada por alcanzar o no un valor. En el caso del programa Adultos Mayores, el criterio de selección clave es la condición de edad mayor o igual a 65 años. El procedimiento consiste en comparar variables de resultado entre las observaciones cercanas al valor de corte, teniendo en cuenta que solo uno de estos grupos es elegible para recibir el programa. El grupo que se encuentra por debajo del corte constituye el grupo de control, y las observaciones que superan el corte corresponden al tratamiento. Se espera que ambos grupos sean en promedio idénticas en sus características observables y no observables, excepto por su participación en el programa. Por lo tanto, las diferencias en las variables de resultado entre esos grupos deben haber sido causadas por el programa.

Los resultados del análisis indican que el programa “Adultos Mayores” incrementa el ingreso laboral familiar de los beneficiarios en una cuantía superior al de la transferencia recibida. Este hallazgo sugiere la existencia de un efecto multiplicador. Sin embargo, considerando el mercado de trabajo, no se encontraron efectos concluyentes en cuanto a las horas trabajadas del beneficiario o los miembros de la familia, ni en el número de personas ocupadas del hogar. Por lo tanto, la evidencia cuantitativa no resulta suficiente para explicar el mecanismo por el cual se da el efecto multiplicador de la transferencia.

Adicionalmente, esta investigación indica que una política social bien implementada, como el programa de pensiones para adultos mayores, también puede

representar una buena política económica. La posible presencia del efecto multiplicador de una transferencia en el marco de un programa de pensiones con contributivas constituye un elemento hasta ahora desconocido en nuestra caja de herramientas de política económica. Además de ser un elemento de protección social, este tipo de transferencias puede aumentar la productividad de los sectores vulnerables, catalizando ingresos labores que de otra manera no se hubiesen dado. Entonces, la recomendación central para los tomadores de decisiones es tener en cuenta esta herramienta al momento de diseñar políticas económicas. .

El presente documento se encuentra estructurado en cinco secciones. Primeramente, la presente introducción y motivación, seguidamente, se presenta el marco teórico, en donde se expone la revisión de literatura que sustenta esta investigación, junto con detalles que definen el programa de Adultos Mayores. En la tercera sección, se describe la metodología cuantitativa y datos a ser utilizados para el análisis. En la cuarta sección, se discuten los resultados obtenidos. Por último, se presentan las conclusiones e implicancias de política derivadas del presente documento.

2. Revisión de la literatura

La literatura económica ha encontrado efectos positivos de las pensiones no contributivas sobre indicadores clave del hogar. Según Martínez (2004), BONO-SOL, en Bolivia, causó un incremento en el consumo de los hogares, especialmente en los hogares rurales en pobreza, donde el consumo de alimentos aumentó en más de 1,5 veces el tamaño de la pensión, sugiriendo que la transferencia permitió inversiones del tipo productivo que generaron un efecto multiplicador. Galiani, et al. (2016) y Bando, et al. (2016) descubrieron aumentos similares en el consumo, causados por pensiones no contributivas en México y Perú, del 23 % y 40 %, respectivamente. Por otro lado, Martínez, et al. (2015) estudiaron la Pensión Universal Básica en El Salvador y encontraron que el hecho de recibirla reduce la probabilidad de que un hogar esté en pobreza extrema en 26 puntos porcentuales.

Otros estudios han demostrado que estas pensiones mejoran la calidad de vida de los beneficiarios. En El Salvador, el recibir una pensión reduce las actividades laborales de los beneficiarios en un 50 %, lo que sugiere que sienten una menor necesidad de trabajar a su avanzada edad (Martínez et al., 2015). Salinas-Rodríguez, et al. (2014) encontraron que el programa mexicano “70 y más” redujo síntomas de

depresión y aumentó indicadores de empoderamiento en los beneficiarios. También en México (Galiani et al., 2016) y en Perú (Bando et al., 2016) se registraron descensos significativos en la proporción de beneficiarios asalariados y en el puntaje de beneficiarios en una Escala de Depresión Geriátrica.

A su vez, se ha estudiado cómo las pensiones no contributivas influyen en otros miembros del hogar. En El Salvador, la asistencia escolar de jóvenes de 11 a 18 años que viven con un beneficiario se incrementó en 6 puntos porcentuales, sugiriendo que se contribuye al desarrollo de capital humano de generaciones siguientes (Martínez et al., 2015). De forma similar, Carvalho (2008) concluyó que las pensiones en Brasil tienen efectos positivos sobre la matriculación escolar de niñas que residen con un beneficiario. Sobre el programa sudafricano, Duflo (2003) descubrió efectos positivos intergeneracionales en el ámbito nutricional. Por su parte, Bertrand (2003) encontró una disminución en las horas de trabajo de adultos jóvenes que viven con un beneficiario, mientras que Ardington, et al. (2009) argumentaron que, al tener en cuenta a los adultos que migraron de estos hogares, en realidad las horas de trabajo de estos individuos aumentan. Edmonds, et al. (2004) apoyan la teoría de que el recibir una pensión altera la composición del hogar, también basándose en el contexto sudafricano

Evaluaciones de este tipo también han ofrecido una mayor perspectiva sobre la composición y el proceso de toma de decisiones en los hogares. Siguiendo el ejemplo de Sudáfrica, Duflo (2003) concluyó que se daba un impacto intergeneracional solamente cuando la beneficiaria de la pensión era mujer, y que beneficiaba desproporcionadamente a las niñas. Bertrand (2003) también encontró resultados con sesgos de género: la caída en oferta laboral se hizo mayor cuando la beneficiaria era mujer. Estos resultados apoyan la teoría de que no todos los miembros de un hogar manejan las mismas preferencias y que las decisiones de consumo dentro del mismo dependen del origen de los ingresos.

En cuanto al programa de Adultos Mayores, el Ministerio de Hacienda de Paraguay ha argumentado a favor de la efectividad de este programa empleando técnicas de simulación no causales. Bruno (2017) sugiere que, en ausencia de Adultos Mayores, la tasa de pobreza en la población beneficiaria se duplicaría y la incidencia de la pobreza en la población de 65 años y más a nivel nacional sería 9 puntos porcentuales mayor. Por su parte, Giménez et al. (2017) concluyen que, de entre las intervenciones fiscales del gobierno, Adultos Mayores es la que logra una mayor

reducción del coeficiente Gini, lo que la hace la más igualadora.

A su vez, Ovando (2018) indica que el programa tiene un efecto positivo en la reducción de la condición de pobreza de los beneficiarios y que dicho efecto es superior para las mujeres. Pero no encuentra un impacto en los ingresos, según el autor esto se explica por la disminución en la probabilidad de participar en el mercado laboral, lo que provoca una reducción en los ingresos laborales que es proporcional al incremento de los ingresos generados por la pensión.

En tanto, Bruno (2018) afirma que el programa contribuyó positivamente a proteger a los beneficiarios contra la pobreza. Al respecto, a través de la simulación de un escenario de quita de beneficios, estableció que, por un lado, en ausencia del programa la pobreza en la población beneficiaria aumentaría del 24,5% al 57,1% mientras que por otro lado la pobreza extrema pasaría del 1,2% al 17,6%. Finalmente, el autor también resalta los efectos positivos en la movilidad económica, donde los beneficiarios logran ascender en el cuartil de ingresos a consecuencia de la pensión recibida.

Recientemente, en el año 2019, Innovations for Poverty Actions (IPA) buscó brindar evidencia cuantitativa sólida respecto al impacto en el bienestar de los beneficiarios del programa “Pensión Alimentaria para Adultos Mayores”. Utilizando ensayo aleatorizado controlado (RCT, por sus siglas en inglés) con diseño estratificado usando como estratos el género del beneficiario y el área de residencia, mencionan una reducción de la tasa pobreza en 20 y extrema en 28 puntos porcentuales, mejora en dimensiones de bienestar subjetivo (como depresión, satisfacción y autoestima), y una reducción en prevalencia de molestias de salud. Estos resultados, según mencionan evidencian efectos heterogéneos por género y área del beneficiario, siendo el impacto mayor en hombres, y positivo en las labores de los hogares rurales pero negativo en el área urbana.

3. Contexto

3.1. Sistema de pensiones en América Latina

Estudios revelan que, en América Latina y el Caribe, a partir de la década de 1950, se han desarrollado de forma masiva los programas de seguridad social, pero

pocos han logrado gran alcance. En este sentido, una buena parte de la población que se encuentra protegida por la seguridad social ha logrado esta condición a través de su participación en el mercado laboral formal. Estos modelos adoptados por los países establecen las disposiciones necesarias para que los trabajadores y sus familiares estén protegidos ante los principales riesgos sociales. Sin embargo, la región ha tenido una baja cobertura de los sistemas contributivos debido a que una gran proporción de la población realiza actividades informales o están fuera del alcance de los programas de seguridad social tradicionales (Oliveri, 2016).

Es de destacar también que, en la región se presenta el llamado “proceso de envejecimiento” que implica numerosos desafíos en el diseño de políticas para satisfacer las necesidades de salud y de consumo de las personas de mayor edad. En América Latina y el Caribe, según Chackiel (2006), el proceso de envejecimiento de la población se ha experimentado por las grandes transformaciones en la estructura por edad de la población que surgieron desde la década de los 60, en la manera que la población relativamente joven pasaba a conformar las sociedades envejecidas. Adicionalmente, expuso que este proceso es relativamente acelerado comparado al que han vivido los países hoy en día desarrollados.

Esta situación de baja cobertura de los sistemas de protección social en la región, así como, el envejecimiento acelerado de la población llevó a los organismos internacionales a crear debates a favor de dar mayor protección a los grupos vulnerables. La discusión de estos desafíos relacionados a la protección social ayudó a que los países incorporen ciertas políticas a su agenda pública como la creación de programas de asistencia social o la flexibilización de las condiciones de acceso a estos programas. De ahí que los sistemas de asistencia social, es decir, las pensiones no contributivas, tienen como fin atender a los adultos mayores desprotegidos por la seguridad social contributiva y, adicionalmente, buscan reducir la pobreza en esta etapa de la vida.

Los programas de pensiones no contributivas, se presentan como programas basados en los recursos. En este tipo de programas para la elegibilidad de los beneficiarios se miden los recursos individuales o familiares contra un estándar calculado generalmente basado en las necesidades de subsistencia. Esta prueba de medios difiere considerablemente de un país a otro. Adicionalmente, la cantidad y el tipo de prestaciones son establecidas por ley de acuerdo con lo considerado en cada país. Es de destacar que sólo los solicitantes que satisfacen la prueba de medios acceden

a los beneficios del programa. Los programas basados en los recursos se aplican a las personas que no tienen un empleo cubierto o cuyos beneficios bajo los programas relacionados con el empleo, junto con otros recursos individuales o familiares, son inadecuados para satisfacer las necesidades especiales o de subsistencia.

En América Latina, se registran un total de 41 programas de pensiones no contributivas que se implementan o se han implementado desde el siglo XX (figura 1). El programa más antiguo de la región es el de Uruguay, denominado Pensiones no contributivas por vejez e invalidez y se inició en el año 1919. Este programa ha marcado un importante precedente histórico orientando el diseño de sistemas de protección al envejecimiento en la región. De esta forma, otros países de América Latina han implementado programas similares, específicamente en América del Sur se puede mencionar a Argentina que en 1948 crea el Programa de Pensiones no Contributivas y Chile un poco más adelante, en 1975 implementa el Programa de Pensiones Asistenciales (PASIS) (Naciones Unidas, 2021).

3.2. Pensiones no contributivas en Paraguay

El programa de pensiones no contributivas, conocido coloquialmente con el nombre de Adultos Mayores, fue introducido en el año 2009, Ley N° 3728/09. Este otorga el derecho a recibir una pensión a todas las personas de 65 años o más, nacionales y residentes en el país, que no perciban otro beneficio de seguridad social o ingreso público o privado y que se encuentren en situación de pobreza. Adicionalmente, tanto paraguayos naturales o naturalizados como extranjeros residentes en el territorio nacional, mayores de 65 años y en situación de vulnerabilidad social pueden ser beneficiarios de la pensión para adultos mayores, pero como menciona la Ley N° 6381/20 que modifica a la Ley N° 3728/09 establece que por un lado los paraguayos deben tener como mínimo 5 años de residencia, mientras que los extranjeros mínimamente deben poseer 30 años de residencia en el país para poder acceder a los beneficios establecidos en la ley.

El monto de la pensión mensual asignada a los adultos mayores es equivalente al 25% del salario mínimo vigente y para acceder a ella se debe cumplir con una serie de condicionamientos establecidas por la ley. Entre ellos se destaca que no pueden ser beneficiarios los que perciban remuneraciones en concepto de sueldo,

Tabla 3.1. Programas de pensiones no contributivas en América Latina

Año inicio	Año fin	Programa	País
1919		Pensiones no contributivas por vejez e invalidez	Uruguay
1948		Programa de Pensiones no Contributivas	Argentina
1970		Non-Contributory Pension	Bermudas
1972		Old-age Non-Contributory Pension	Bahamas
1972		Asistencia por Invalidez / Invalidity Assistance	Bahamas
1974		Régimen no contributivo de pensiones por monto básico	Costa Rica
1975	2008	Pensiones Asistenciales	Chile
1979		Régimen de Asistencia Social	Cuba
1982		Non-Contributory Old-Age Pension	Barbados
1993		Old-age Assistance Programme	Antigua y Barbuda
1993		Previdência Rural	Brasil
1994		Pensión para adultos mayores (Universal)	Guyana
1996		Benefício de Prestação Continuada	Brasil
1997	2007	Bonosol “Bono Solidario”	Bolivia (Estado Plurinacional de)
1997		Bono de Asistencia por Discapacidad (Disability Assistance Grant)	Trinidad y Tabago
1998		Non-Contributory Assistance Pension	San Cristóbal y Nieves
1998		Non-contributory Assistance Age Pension	San Vicente y Las Granadinas
1999		Pobreza y Discapacidad	Costa Rica
2001		Pensión Alimentaria para personas mayores de 68 años que residen en la Ciudad de México	México
2001		Pensión de Ciudadanos Mayores (ex Pensión para Adultos Mayores)	Trinidad y Tabago
2003		Non-Contributory Pension Program	Belice
2003	2012	Programa de Protección Social al Adulto Mayor (2003	Colombia
2003		Pensión para Adultos Mayores y Pensión personas con Discapacidad (Complemento del Bono de Desarrollo Humano)	Ecuador
2005		Aporte Económico del Adulto Mayor	Guatemala
2007	2018	Pensión para Adultos Mayores (ex-Programa 70 y más) (2007-2018)	México
2008		Renta Universal de Vejez “Renta Dignidad”	Bolivia (Estado Plurinacional de)
2008		Pensión Básica Solidaria (ex-PASIS)	Chile
2009		People’s Benefit Program	Antigua y Barbuda
2009		Nuestros Mayores Derechos	El Salvador
2009		120 a los 65: Programa Especial de Transferencia Económica a los Adultos Mayores	Panamá
2009		Pensión Alimentaria Para Adultos Mayores en Situación de Pobreza	Paraguay
2010		Bono Joaquín Gallegos Lara	Ecuador
2011		Programa Nacional de Asistencia Solidaria “Pensión 65”	Perú
2011		Gran Misión en Amor Mayor	Venezuela (República Bolivariana de)
2012		Programa Colombia Mayor	Colombia
2013		Renta Solidaria	Bolivia (Estado Plurinacional de)
2013		Programa de Ángel Guardián	Panamá
2016		Pensión Universal para el Adulto Mayor	Argentina
2017		Programa Nacional de Entrega de la Pensión no Contributiva a Personas con Discapacidad Severa en Situación de Pobreza – CONTIGO	Perú
2019		Pensión para el Bienestar de las Personas Adultas Mayores	México
2019		Pensión para el Bienestar de las Personas con Discapacidad Permanente	México

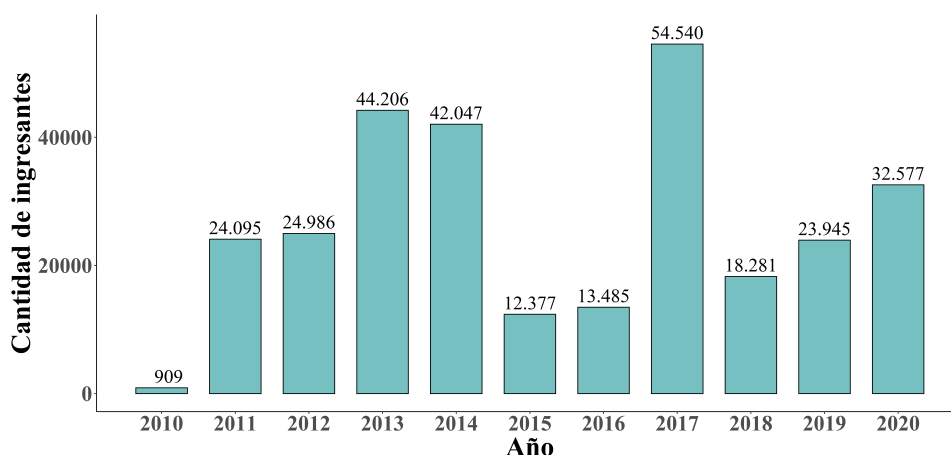
Fuente: Elaboración propia con base en Naciones Unidas (2021).

jubilación, otra pensión y/o seguro social. Tampoco pueden acceder a los beneficios los contribuyentes al Impuesto a la Renta Personal (IRP) y contribuyentes del Impuesto al Valor Agregado (IVA) que declaren ingresos mayores a 2 salarios mínimos mensuales. Finalmente, aquellos que poseen más de 30 cabezas de ganado tampoco son elegibles.

Para el proceso de selección, este requiere la coordinación de varias instituciones públicas. En ese contexto, en una primera etapa los adultos mayores se inscriben en la municipalidad local para ser censados por el Ministerio de Hacienda, quienes utilizan como instrumento de medición una Ficha de Hogar. Luego, el Ministerio de Hacienda se encarga de corroborar el listado remitido por la municipalidad antes del censo y los datos relevados por del censo. Finalmente, los seleccionados deben remitir la documentación respectiva a la municipalidad local, los cuales serán enviados al Ministerio de Hacienda para la elaboración de la planilla final de beneficiarios.

La selección de los beneficiarios se realiza teniendo en cuenta un criterio de selección implementado por el Ministerio de Hacienda, que determina un puntaje de Índice de Calidad de Vida para Adultos Mayores (ICV-AM), para más detalles Bruno (2014), con un valor de corte para la asignación de 60 puntos en zona urbana y 40 puntos en zona rural. Este criterio de selección utiliza adicionalmente datos de un censo realizada por la Secretaria Técnica de Planeación (STP), y sus resultados se encuentran estandarizados en escala del 0 a 100. Entre las dimensiones consideradas por el criterio de selección del Índice de Calidad de Vida para Adultos Mayores (ICV-AM) se toman en cuenta aspectos como rol y función del adulto mayor en el hogar, como su inactividad, discapacidad o actividad en el mercado laboral, además por el acceso a bienes como contar con condiciones necesarias para una vida digna (compartir cama, contar con elementos necesarios para su protección y salud), intensidad de su discapacidad o dependencia, y grado de carencia patrimonial.

Figura 3.1. Evolución de cantidad de beneficiarios del programa de adultos mayores por año de ingreso.

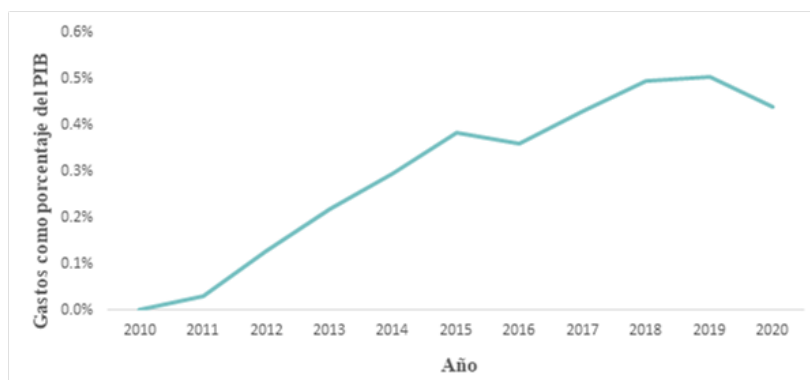


Fuente: Elaboración propia en base a datos del DPNC 2021.

Al mes de agosto del 2021 existen 237.556 beneficiarios activos del programa pensión alimentaria para adultos mayores. El año con mayor cantidad de ingresantes fue el 2017 con 54.540 nuevos beneficiarios. En ese sentido, la Figura 3.1 indica que, en el primer año de la implementación del programa de pensiones, los beneficiarios totales fueron 909. La cantidad de ingresantes aumentó sustancialmente hasta el año 2013 para luego descender llegando a un mínimo de 12.377 ingresantes en el año 2015. Por otra parte, el repunte del 2017 significa un aumento del 304% en la cantidad de nuevos beneficiarios. Finalmente, a partir del año 2018, la velocidad de crecimiento de los nuevos beneficiarios aumento sostenidamente hasta el final del período analizado, llegando a 32.577 ingresantes en el 2020.

Para el 2020, las transferencias totales del programa totalizaron 1.394.000 millones de guaraníes. Las transferencias totales en el periodo 2010-2020 tienen un comportamiento creciente, pues cada año el programa lograba ampliar su cobertura. Adicionalmente, el monto de la pensión aumentaba cada vez que el salario mínimo se actualizaba, de esta forma el 25% del salario mínimo en el 2010 fue Gs. 376.871 y para el 2020 fue Gs. 548.210.

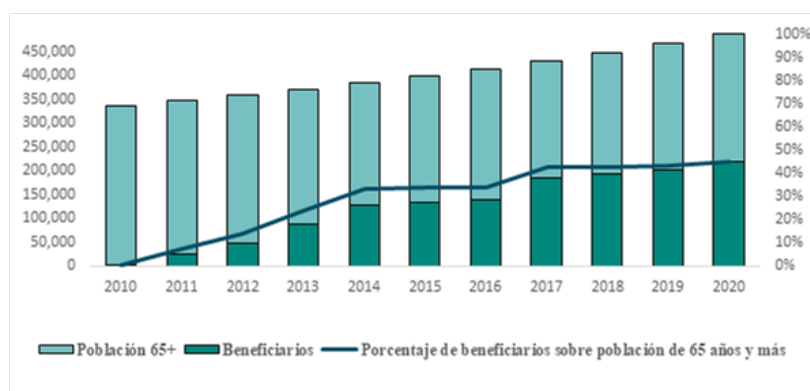
Figura 3.2. Gastos del programa Pensión Alimentaria para Adultos Mayores como porcentaje del PIB, periodo 2010-2020



Fuente: Elaboración propia con base en Naciones Unidas - CEPAL (2021)

Es importante destacar que, los gastos del programa en el periodo 2010-2020 no llegaron al 1% del Producto Interno Bruto (PIB). La Figura 3.2 muestra el comportamiento del gasto del programa de Pensión Alimentaria para Adultos Mayores con relación al PIB, donde se observa que a pesar de que el programa ha crecido en el periodo considerado, los gastos de este llegaron sólo hasta el 0,5% del PIB en el año 2019, siendo este punto el más alto.

Figura 3.3. Beneficiarios del programa de Pensiones Alimentarias para Adultos Mayores en relación con la población de 65 años y más



Fuente: Elaboración propia con base en Naciones Unidas – CEPAL (2021) e Instituto Nacional de Estadísticas (2021)

4. Métodos y datos

4.1. Metodos

El presente trabajo analiza los efectos del programa Adultos Mayores usando un diseño de Regresión Discontinua (RD). Siguiendo a De Janvry & Sadoulet (2015), es factible aplicar este tipo de diseño cuando la elegibilidad de un tratamiento está determinada por alcanzar o no un valor dado, como una línea de pobreza, un límite de edad, un límite geográfico o un puntaje en una prueba estandarizada. El procedimiento consiste en comparar variables de resultado entre las observaciones cercanas a un valor de corte, tanto por debajo como por encima, luego de que el programa haya sido implementado. Este procedimiento se realiza teniendo en cuenta que solo uno de estos grupos es elegible para recibir el programa. Se espera que las personas que caen cerca de ese valor, sea por debajo o por encima, sean en promedio idénticas en sus características observables y no observables, excepto por su participación en el programa. Por lo tanto, las diferencias en las variables de resultado entre esos grupos deben haber sido causadas por el programa.

Este tipo de métodos ha sido muy utilizado en ausencia de una asignación aleatoria de tratamientos, siendo particularmente prometedores. Un diseño de Regresión Discontinua (RD) facilita investigaciones que permiten el estudio riguroso de intervenciones no experimentales, convirtiéndose en una de las estrategias no experimentales más verosímiles para el análisis de los efectos causales sin una asignación aleatoria.

Sin embargo, es importante mencionar que una característica clave del diseño es que la probabilidad de recibir el tratamiento debe cambiar abruptamente en el umbral conocido. Pero, incluso si las unidades no se pueden clasificar perfectamente alrededor de este umbral, como mencionan De Janvry & Sadoulet (2015) y Cattaneo & Titiunik (2020), el cambio discontinuo puede utilizarse para conocer el efecto causal local del tratamiento sobre un resultado de interés. Esto se debe a que las unidades con puntuaciones apenas inferiores al recorte pueden utilizarse como grupo de comparación para unidades con puntuaciones apenas superiores a él, además en estas situaciones, Cattaneo & Titiunik (2020) enfatizan incluso la posibilidad de utilizar este método en casos donde el cumplimiento del tratamiento es imperfecto (algunas unidades asignadas al tratamiento permanecen sin tratar y/o

viceversa), esto muy importante en el caso del programa Adultos Mayores, donde como habíamos presentando en el Figura 3.3, solo entorno al 40% de la población objetivo es beneficiaria del programa.

En el caso del programa Adultos Mayores, el criterio de selección clave es la condición de edad mayor o igual a 65 años, lo que permite analizar posibles discontinuidades en determinadas variables de resultado alrededor de esta edad. Esto permitirá identificar el impacto causado por el programa en variables clave del hogar, con respecto a los beneficiarios en sí o a otros individuos miembros del grupo familiar.

Para el análisis de estas variables se emplearán microdatos de la Encuesta Permanente de Hogares Continua (EPHC) del año 2016 al 2020, de donde se seleccionará a todos aquellos hogares con individuos elegibles para el programa. Siguiendo los criterios de elegibilidad del programa, se escogerá a personas declaradas por bajo la línea de pobreza, siendo esta una de las condiciones con mayor ponderación en los criterios de elegibilidad, tomando como un proxy del índice de calidad de vida de adultos mayores (ICV-AM). Otros de los requisitos de inclusión del programa consisten en no contar con alguna jubilación, no estar como contribuyente tributario, y no recibir ingresos por parte del sector público y privado. Tomando esto en consideración, en términos simples se comparará a individuos muy cercanos pero que no alcanzan el requisito mínimo de edad, con beneficiarios del programa, es decir aquellos con edad mayor o igual a 65 años. El rango de edad total a ser considerado será desde los 55 años hasta los 75 años. Como se observa en la tabla 4.1, el número total de elegibles es de 4532 individuos, mientras el número total de no beneficiarios abarca a 3987 individuos. Sin embargo, por un lado, dentro del total de individuos elegibles tenemos a 545 personas que declaran formar parte del programa, mientras que, por otro lado, 1483 individuos beneficiarios del programa, presentan ingresos mayores a la línea de pobreza y por lo tanto no son elegibles. Estos individuos serán incluidos en la muestra, con lo que tendremos un total 2757 individuos entre 55 a 65 años (diferencia entre los totales de la muestra general y parcial) y 3258 individuos de 65 a 75 años.

Tabla 4. 1. Matriz de selección

Muestra total: individuos de 55 a 75 años

	No Beneficiario	Beneficiario	Total	[b]
No elegible	0	1483	1483	[t]
Elegible	3987	545	4532	[b]
Total	3987	2028	6015	[t]

Parcial: individuos de 65 a 75 años

	No Beneficiario	Beneficiario	Total	[b]
No elegible	0	1483	1483	[t]
Elegible	1230	545	1775	[b]
Total	1230	2018	3258	[t]

Fuente: Elaboración propia con datos de la EPH/INE.

La inclusión de los beneficiarios del programa de pensiones a adultos mayores, concuerda con algunos criterios realizados en el cálculo del índice de calidad de vida de adultos mayores, donde al índice inicial realizan ajustes por vulnerabilidad y por carencia de patrimonio, para más detalles Bruno (2014). Estos ajustes al índice de calidad de vida de adultos mayores, permiten la inclusión de un mayor número de personas al programa, que en algunos casos superan levemente la línea de pobreza o demuestran carencias importantes en otros aspectos, que no son posibles identificar utilizando la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del Instituto Nacional de Estadísticas (INE). Otro aspecto importante a ser tenido en cuenta, tabla 4.2, en el total de beneficiarios de la muestra, un 52.47 por ciento de los hogares cuenta con un solo beneficiarios, en tanto el 35.01 por ciento cuenta con dos, y el restante 12.53 por ciento cuenta con tres o cuatro beneficiarios.

Tabla 4. 2. Número de beneficiarios por hogar

Nro Beneficiario por hogar	Cantidad	Porcentaje del total	Porcentaje acumulado
1	1064	52.47	52.47 [
2	710	35.01	87.48
3	90	4.44	91.91
4	164	8.09	100
Total	2028	100	-

Fuente: Elaboración propia con datos de la EPH/INE.

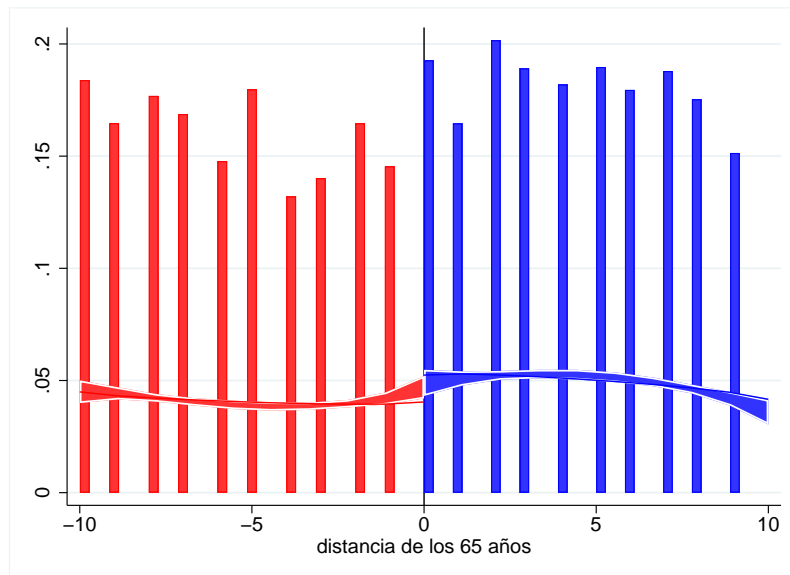
Un aspecto clave en los diseños de regresión discontinua son la probable manipulación en la asignación de los grupos de tratamiento y control, siendo McCrary (2008) uno de los primeros en introducir métodos de testeo de manipulación. Para comprender estos métodos, consideremos un escenario en el que cada unidad de una muestra aleatoria de una gran población se asigna a uno de los dos grupos dependiendo de si una de sus covariables observadas supera un límite conocido. En este contexto, los dos grupos posibles se denominan genéricamente grupos de control y de tratamiento. La variable observada, que determina la asignación al grupo, se denomina genéricamente puntuación, índice o variable de funcionamiento, en nuestro caso la edad del individuo. La idea clave de las pruebas de manipulación es que, en ausencia de una manipulación sistemática del índice de la unidad en torno al punto de corte, la densidad de las unidades debería ser continua cerca de este valor de corte.

Así, una prueba de manipulación busca determinar formalmente si hay evidencia de una discontinuidad en la densidad de unidades en el punto de corte conocido. La presencia de estas pruebas suele interpretarse como una prueba empírica de autoselección o de clasificación no aleatoria de las unidades en el estatus de control y de tratamiento. En nuestro caso, utilizaremos el conjunto de pruebas de manipulación realizado por Cattaneo et al. (2018) y Cattaneo et al. (2020), en un novedoso estimador de densidad local-polinomial, que no requiere “prebinning” de los datos y se construye de forma intuitiva basándose en funciones kernel fáciles de interpretar. Estos últimos procedimientos han demostrado proporcionar mejoras tanto en el tamaño como en la potencia bajo los supuestos adecuados, en relación con los otros enfoques actualmente disponibles en la literatura.

Los resultados del test estadístico de la prueba se construyen utilizando un poli-

nomio de tercer orden, con diferentes anchos de banda elegidos para un modelo no restringido con polinomio de segundo orden. En concreto, las elecciones de ancho de banda son $(\hat{h}_{l,comb,p}, \hat{h}_{r,comb,p}) = (10,0; 10,0)$ que lleva a tamaños de muestra efectivos $N_- = 2757$ y $N_+ = 3258$ para los grupos de control y tratamiento, respectivamente. La prueba de manipulación final es $T_q(\hat{h}_{l,comb,p}, \hat{h}_{r,comb,p}) = 0,4449$, con un valor p de 0,6564. Por lo tanto, en esta aplicación, no hay pruebas estadísticas de manipulación sistemática de la variable de funcionamiento (la edad).

Figura 4.1. Resultados gráficos de test de manipulación de muestra



Fuente: Elaboración propia con datos de la EPH/INE.

Con todo, el corte exacto de edad satisface las recomendaciones de Calonico et al. (2014), optimizando las propiedades estadísticas de las estimaciones de la regresión discontinua. Es importante recordar que el análisis consistirá en la intención de tratar (ITT), que implica comparar a los individuos elegibles con los no elegibles, en vez de comparar a beneficiarios con no beneficiarios. Esto debido a que el criterio de elección genera un continuo de individuos, a los cuales se agregan los beneficiarios del programa, por tanto, posterior al punto de corte, en los primeros años, nos encontramos con individuos elegibles pero que no forman parte

del programa. Como habíamos mencionado en el Figura 3.3, esto efectivamente ocurre en el funcionamiento del programa.

En este caso, siguiendo a Cattaneo et al. (2019), tenemos a X_i como la variable de puntaje, índice o de funcionamiento, en nuestro caso la edad de los individuos, en tanto la condición de tratamiento está determinada como $T_i = 1(X_i \geq \bar{x})$ por medio de un corte conocido, para este trabajo y considerando las condiciones de elegibilidad del programa sería igual a 65 años. Utilizando el enfoque de potenciales resultados, el resultado observado es $Y_i = Y_i(0) \times (1 - T_i) + Y_i(1) \times T_i$, donde $Y_i(0)$ y $Y_i(1)$ son los potenciales resultados para cada unidad bajo control y tratamiento. Adicionalmente, un vector d-dimensional Z_i que contendrían un conjunto de covariables.

El parámetro de interés es el efecto de tratamiento estándar RD en el punto de corte:

$$\tau = \tau(\bar{x}) = \mathbb{E}[Y_i(1) - Y_i(0) | X_i = \bar{x}] \quad (1)$$

El objetivo consiste en estimar τ (el coeficiente del estimador RD) por medio de métodos locales de polinomios en el corte \bar{x} , condicional o no a la presencia de covariables Z_i . Con todo, el estimador RD es igual a:

$$\bar{\tau}(h) = e'_0 \tilde{\beta}_{Y+,p}(h) - e'_0 \tilde{\beta}_{Y-,p}(h) \quad (2)$$

donde $\tilde{\beta}_{Y+,p}(h)$ y $\tilde{\beta}_{Y-,p}(h)$ son definidas por:

$$\tilde{\theta}_{Y,p}(h) = \underset{\beta_-, \beta_+, \gamma}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^n \left\{ Y_i - r_{-,p}(X_i - \bar{x})' \beta_- - r_{+,p}(X_i - \bar{x})' \beta_+ - Z_i' \gamma \right\}^2 K_h(X_i - \bar{x}) \quad (3)$$

con una función kernel y un ancho de banda (bandwidth) que ubica el ajuste de la regresión cerca del punto de corte, siendo la función kernel una triangular que otorga una ponderación lineal a la todas las observaciones. Los polinomios a ser utilizados serán de primer y segundo orden, y las estimaciones serán realizadas con y sin covariables (resultados en el anexo A). Estas covariables serán condición de jefe de hogar, posesión de vivienda propia, número de personas en el hogar, presencia de menores en el hogar, condición de actividad en el mercado laboral, condiciones de la vivienda como pared, piso y techo, junto con la falta de condiciones de disposición de basura. Y por último, una variable de efecto fijo por cada año de la encuesta.

En las estimaciones se analizan variables relacionadas al ingreso familiar per cápita, al impacto en el mercado laboral, esto mediante como el ingreso laboral familiar per cápita, las horas trabajadas semanales, y el número de personas ocupadas. Adicionalmente, se considerará el impacto en una variable de contenido social, como la asistencia a centro de salud formal por parte del beneficiario y su familia

4.2. Datos

En la tabla 4.3.a se presentan las principales características de los individuos y su entorno familiar, esto diferenciando a individuos de 55 a 64 años y de 65 a 75 años, es así que en variables principales que denotan la comparabilidad entre ambos grupos (como mujeres, pertenencia al área rural, idioma principal hablado en el hogar y posesión de vivienda propia) no se presentan diferencias significativas. La condición de jefe de hogar es menor en personas de 55 a 64 años, pero considerando a personas en un rango de 60 a 70 años de edad con el mismo valor de corte (65 años), ambos grupos son similares, tabla 4.3.b. Con relación a la cantidad de personas y menores en el hogar, tenemos un menor número en el rango de edad de 65 a 75 años con respecto a los 55 a 64 años, mientras que reduciendo la muestra a rangos de 60 a 64 años y de 65 a 70 años, la diferencia mencionada se mantiene.

En variables relacionadas al mercado laboral, se observa una media mayor en el grupo de personas de 55 a 64 años, en la tasa de dependencia (número de inactivos / número de ocupados), el promedio de horas trabajadas semanales para familiares de los beneficiarios, y en horas trabajadas semanales en el caso de los beneficiarios. Mientras en variables relacionadas a la condición social del individuo y su hogar, nos encontramos con diferencias en asistencia a algún centro educativo y a algún centro de salud, pero existen similitudes en las características físicas del hogar.

Tabla 4.3.a. Características generales de individuos y entorno familiar, muestra total.

Variable	Personas 55 a 64 años			Personas 65 a 75 años		
	Nro	Prom.	Desv. Est.	Nro	Prom.	Desv. Est.
Mujer	2757	0.51	0.50	3258	0.52	0.50
Rural	2757	0.65	0.48	3258	0.66	0.48
Guaraní (idioma principal)	2757	0.83	0.38	3258	0.86	0.35
Vivienda propia	2757	0.76	0.43	3258	0.77	0.42
Jefe de hogar	2757	0.58	0.49	3258	0.61	0.49
Año de estudio	2755	4.10	2.63	3257	3.34	2.37
Nro de personas	2757	4.53	2.25	3258	3.77	2.15
Nro de menores	2757	2.21	2.46	3258	1.44	2.12
Menor en familia	2757	0.69	0.46	3258	0.51	0.50
Laboral activo	2757	0.57	0.50	3258	0.42	0.49
Tasa de dependencia	2388	1.99	1.97	2569	1.88	1.95
Ocupado (familiares)	2757	1.34	1.70	3258	1.18	1.57
Hora semanales trabajadas familiares (no beneficiario)	1917	37.70	15.91	2080	37.60	16.31
Hora semanales trabajadas (beneficiario)	1785	36.16	19.57	1483	28.80	18.28
Asistencia centro de salud	2757	0.71	0.46	3258	0.74	0.44
Inasistencia escolar (6 a 17 años)	2757	0.11	0.32	3258	0.07	0.25
Inasistencia educativa (17 a 25 años)	2757	0.37	0.48	3258	0.23	0.42
Carencia pared	2757	0.02	0.14	3258	0.02	0.15
Carencia piso	2757	0.23	0.42	3258	0.21	0.41
Carencia techo	2757	0.08	0.27	3258	0.06	0.24
Sin dispendio de basura	2757	0.82	0.38	3258	0.82	0.38

Fuente: Elaboración propia con datos de la EPH/INE.

Tabla 4.3.b. Características generales de individuos y entorno familiar, muestra reducida

Variable	Personas 55 a 64 años			Personas 65 a 75 años		
	Nro	Prom.	Desv. Est.	Nro	Prom.	Desv. Est.
Mujer	1310	0.52	0.50	1871	0.52	0.50
Rural	1310	0.65	0.48	1871	0.65	0.48
Guaraní (idioma principal)	1310	0.83	0.37	1871	0.85	0.35
Vivienda propia	1310	0.75	0.43	1871	0.76	0.43
Jefe de hogar	1310	0.60	0.49	1871	0.59	0.49
Año de estudio	1309	3.85	2.49	1871	3.41	2.44
Nro de personas	1310	4.44	2.33	1871	3.86	2.17
Nro de menores	1310	2.16	2.50	1871	1.54	2.21
Menor en familia	1310	0.67	0.47	1871	0.54	0.50
Laboral activo	1310	0.57	0.50	1871	0.46	0.50
Tasa de dependencia	1146	1.97	1.94	1509	1.90	2.01
Ocupado (familiares)	1310	1.28	1.68	1871	1.12	1.47
Hora semanales trabajadas familiares (no beneficiario)	883	37.73	16.09	1190	38.04	16.10
Hora semanales trabajadas (beneficiario)	828	34.79	18.91	954	30.07	18.47
Asistencia centro de salud	1310	0.73	0.45	1871	0.75	0.43
Inasistencia escolar (6 a 17 años)	1310	0.10	0.29	1871	0.08	0.27
Inasistencia educativa (17 a 25 años)	1310	0.34	0.47	1871	0.25	0.43
Carencia pared	1310	0.02	0.15	1871	0.03	0.16
Carencia piso	1310	0.22	0.41	1871	0.23	0.42
Carencia techo	1310	0.08	0.26	1871	0.07	0.25
Sin dispendio de basura	1310	0.83	0.38	1871	0.82	0.38

Fuente: Elaboración propia con datos de la EPH/INE.

5. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

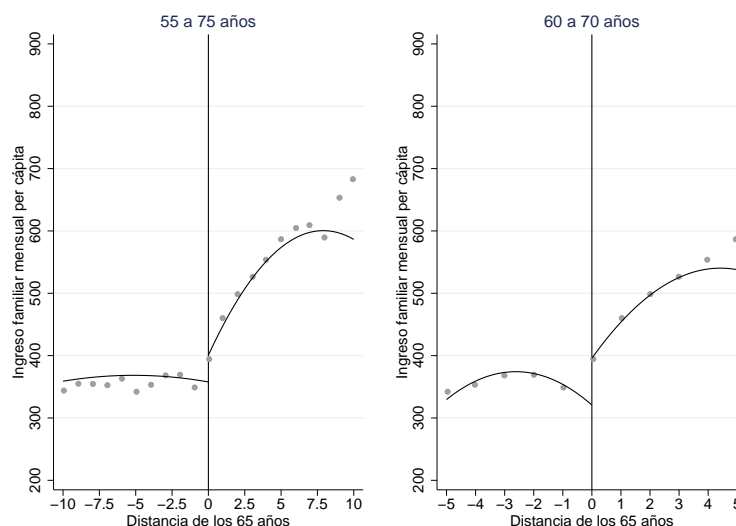
En esta sección se presentan los resultados de las estimaciones, estos son presentados de tal forma que las líneas negras corresponden a las estimaciones de las regresiones utilizando las ecuaciones de la sección de métodos, en tanto los puntos grises corresponden a los promedios de las variables en discusión para esa determinada edad. Los resultados en términos de los coeficientes RD se encuentran en el anexo A.

5.1. Análisis de discontinuidades: Ingresos familiares per cápita

5.1.1. Muestra general

En el Figura 5.1 se presentan los resultados del impacto del programa, donde se observa que efectivamente se da un incremento de los ingresos familiares per cápita, considerando el total de la muestra para ambas ventanas. Con relación a los coeficientes de la regresión discontinua, estos se presentan en el anexo a.1, donde se evidencian impactos positivos observado en la figura, indicando que la pensión generaría un incremento en el ingreso familiar per cápita de 70 mil a 100 mil guaraníes. En términos generales estos resultados son similares a los presentados por Bruno (2017) y Giménez et al. (2017), quienes también encuentran un efecto positivo del programa con respecto a los ingresos familiares per cápita. Mientras, comparando con resultados previamente obtenidos en la evaluación de programas en otros países, Martínez (2004), Galiani, et al. (2016) y Bando et al. (2016) que encuentran incrementos en el consumo de las familias, en el caso paraguayo, se podría inferir que el programa al incrementar el ingreso familiar, por el multiplicador keynesiano también incrementaría el consumo.

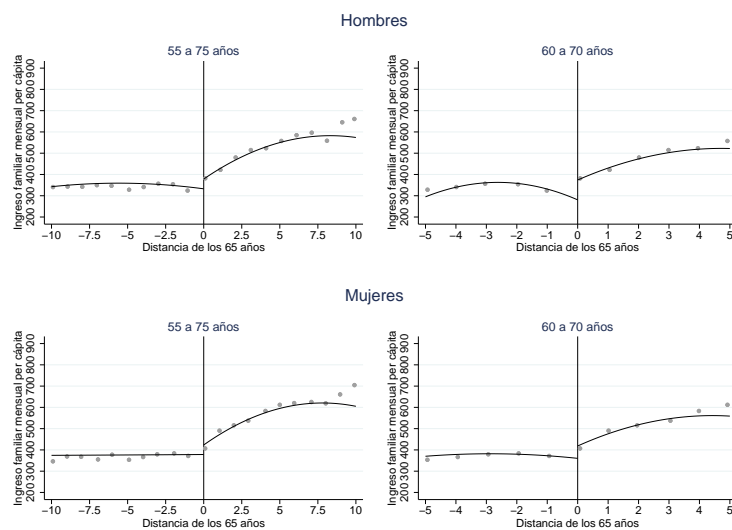
Figura 5.1 Resultados de estimación en ingresos familiares per cápita en el total de la muestra



5.1.2. Según sexo

Ahora bien, considerando el impacto del programa según el sexo del beneficiario no se observan diferencias sustanciales en la figura 5.2. Sin embargo, considerando los coeficientes de la regresión discontinua, se destaca un impacto más intenso en los ingresos familiares per cápita cuando el beneficiario es del sexo masculino. Es así que cuando el beneficiario es hombre, el incremento del ingreso familiar per cápita es de 80 mil a 150 mil guaraníes. Considerando el trabajo realizado por Ovando (2018), este encuentra una mayor intensidad en el impacto en los ingresos familiares per cápita en las mujeres que en hombres, en nuestro caso, aunque el impacto estimado del programa es el mismo sentido en términos generales, no se percibe un efecto más intenso en beneficiarios mujeres que en hombres, sino al contrario, la pensión impactaría de manera más intensa a los beneficiarios hombres. Comparando nuestros resultados, estos no se encuentran acordes a los resultados mencionados por Duflo (2003) y Bertrand (2003), que dan cuenta de un mayor impacto en beneficiarios hombres que en mujeres.

Figura 5.2. Resultados de estimación en ingresos familiares per cápita según sexo del beneficiario.

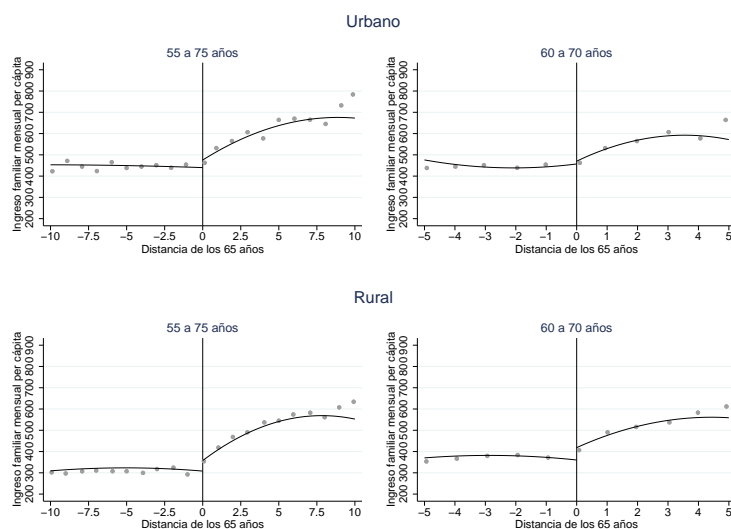


5.1.3. Según área de residencia

Tomando en cuenta el efecto diferenciado según área de residencia del beneficiario, en la figura 5.3. se observa un impacto positivo en tanto para el área urbana como para el área rural. Pero tomando en cuenta el punto de partida, podría considerarse que el programa afecta

con más intensidad a beneficiarios del área rural. Es así que los coeficientes estimados indican que los sectores rurales presentan mayores efectos en el estimador de la regresión discontinua. De esa forma, un beneficiario que reside en el área rural experimentaría un aumento probable del ingreso familiar per cápita de 67 mil a 167 mil guaraníes.

Figura 5.3. Resultados de estimación en ingresos familiares per cápita según área de residencia.

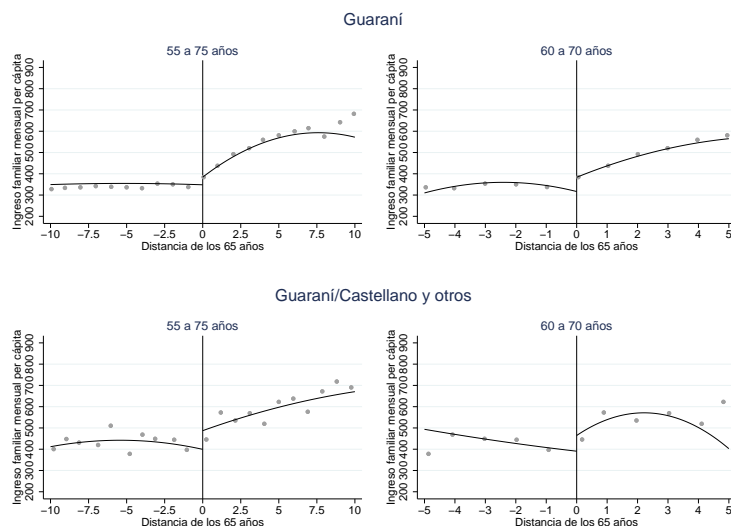


5.1.4. Según principal idioma utilizado en el hogar.

Finalmente, tomando en cuenta el principal idioma utilizado en el hogar del beneficiario, parecen haber diferencias entre los hogares que utilizan al guaraní como idioma principal, en comparación con demás hogares donde se utiliza el guaraní/castellano y otros idiomas principalmente. En ese sentido los hogares con preponderancia del guaraní/castellano y otros idiomas muestran un mayor el impacto del programa en los ingresos familiares per cápita (Figura 5.4). Específicamente, el coeficiente estimado en la regresión discontinua indica que los estos hogares experimentarían un incremento de 85 mil a casi 140 mil guaraníes en sus ingresos familiares per cápita.

Cabe destacar que en el análisis de la dimensión del ingreso familiar per cápita, teniendo en cuenta los impactos diferenciales considerados, no se encuentran grandes diferencias entre una ventana de información más estrecha, de entre 60 a 70 años, en comparación a los observado con la ventana de información amplia de 55 a 75 años.

Figura 5.4. Resultados de estimación en ingresos familiares per cápita según área de residencia



5.2. Análisis de discontinuidades: Mercado del trabajo: ingresos laborales familiares per cápita

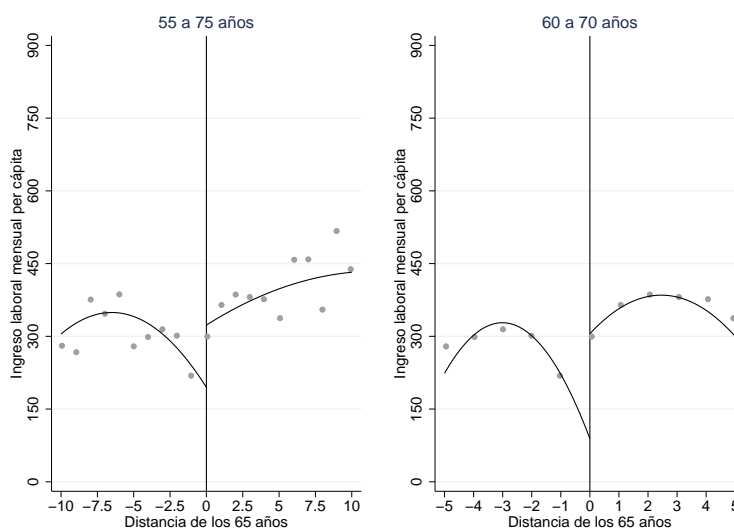
Uno de los principales aspectos considerados en el diseño e implementación de programas de transferencias monetarias es el impacto que se podría ocasionar en las decisiones laborales de los participantes del programa o en su núcleo familiar más cercano como consecuencia del ingreso adicional recibido. A priori no se tiene ninguna hipótesis sobre la existencia de un impacto o la dirección del mismo. Para esto se consideran los ingresos laborales per cápita de las familias, incluyendo los ingresos de todos los otros miembros de las familias menos el ingreso generado por el beneficiario.

5.2.1. Muestra general

En la figura 5.5 se presentan los resultados del impacto del programa en los ingresos familiares laborales per cápita en la muestra total tanto para la ventana más amplia como para la ventana corta. Estos resultados indican que al momento de recibir el tratamiento (la pensión) el ingreso laboral familiar per cápita se incrementan. En este sentido, los coeficientes de los estimadores de la regresión discontinua (anexo A.2), dan cuenta de significancia

estadística en la muestra total, indicando un probable aumento de 170 a 220 mil guaraníes en los ingresos familiares laborales per cápita.

Figura 5.5. Resultados de la estimación de ingresos familiares laborales per cápita.



La Encuesta Permanente de Hogares Continua (EPHC) de los años 2016 al 2020 no contiene ninguna medida de consumo, pero al incrementarse ingresos laborales familiares uno podría inferir un efecto multiplicador de las transferencias. En el mismo sentido que Martínez (2004), estos ingresos adicionales podrían ser utilizados en bienes de consumo o en inversiones productivas.

No podríamos tener una fuerte conclusión de si nuestros resultados con respecto al mercado laboral estarían acordes a los encontrados por Martínez et al. (2015) en el sentido que los programas reduzcan las necesidades de actividades laborales de los beneficiarios. Pero una hipótesis adicional, consiste en que este aumento podría deberse a un intento de las familias en compensar la pérdida causada por la salida del beneficiario del mercado laboral. En caso de ser así, esto debería impactar en un incremento en las horas trabajadas de los miembros de la familia, que sería lo opuesto a lo encontrado por Bertrand (2003), o en un incremento en el número de personas que participan en el mercado laboral.

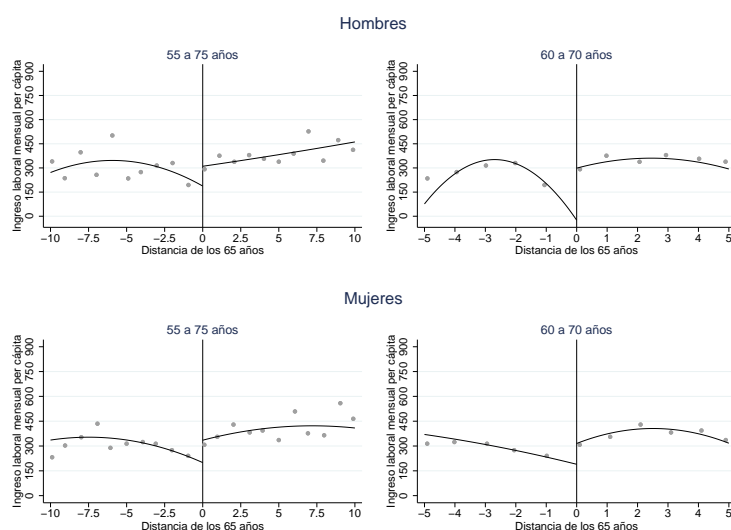
5.2.2. Según sexo

Diferenciando los efectos por sexo, el impacto es similar al encontrado para la muestra general, aunque más intenso en el caso de las familias donde los beneficiarios son hombres.

Puntualmente, los coeficientes de la regresión discontinua indican que el ingreso familiar laboral per cápita de los beneficiarios del sexo masculino aumenta de 250 mil a 500 mil guaraníes, mientras que los resultados para las beneficiarias mujeres indican tanto menor significancia estadística como menor impacto, aumentando de 130 mil a 150 mil guaraníes.

Tomando los resultados con una ventana de años más estrecha, de 60 a 70 años (figura 5.5), uno de los pocos cambios presentes es el observado en el incremento en los ingresos laborales per cápita en el caso de los beneficiarios hombres, donde la discontinuidad se vuelve más pronunciada por la concavidad en la estimación en individuos de menos de 65 años.

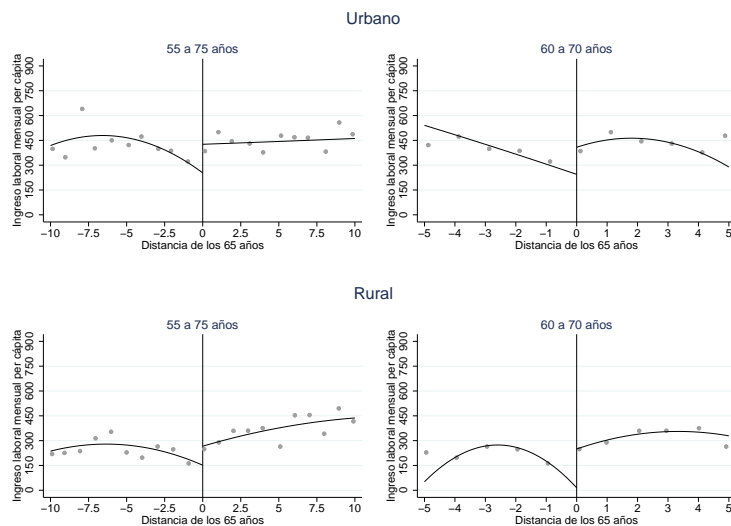
Figura 5.6. Resultados de la estimación de ingresos familiares laborales per cápita según sexo.



5.2.3. Según área de residencia

Por otra parte, al diferenciar el impacto por área de residencia de los beneficiarios, vemos que los ingresos laborales familiares per cápita aparentemente incrementan con mayor intensidad en el área urbana que en el rural, pero como mencionamos en el caso de los ingresos familiares per cápita, el incremento dado por el menor punto de partida, indicaría que en el sector rural tendría un mayor efecto (figura 5.7). Cabe destacar que los coeficientes estimados en la regresión discontinua indican que el impacto en el área urbana no es estadísticamente significativo, mientras que en el área rural el efecto es significativo e intenso, con aumentos entre 150 a 300 mil guaraníes.

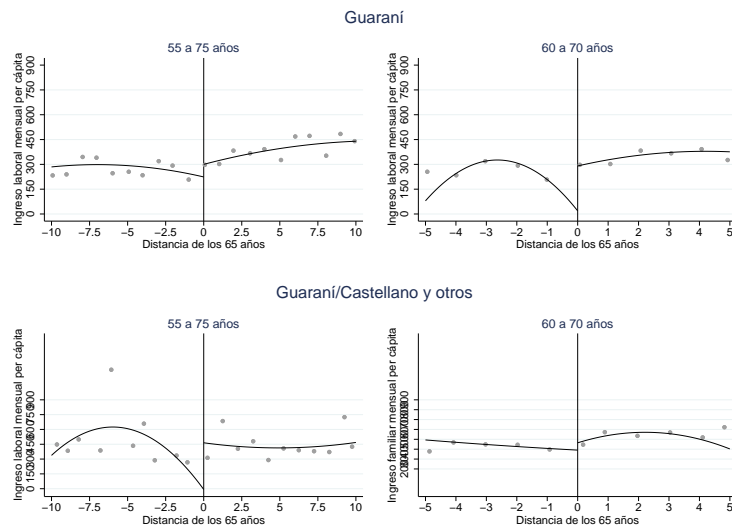
Figura 5.7. Resultados gráficos de estimación ingresos familiares laborales per cápita según área de residencia.



5.2.4. Según principal idioma utilizado en el hogar

Por último, al tomar en cuenta el principal idioma hablado en el hogar, en el caso del guaraní el impacto es similar al observado en el área rural. Puntualmente, en los hogares de beneficiarios donde el principal idioma es el guaraní o el beneficiario es hombre, el ingreso familiar laboral promedio aumenta de 190 mil a 460 mil guaraníes. En tanto, los resultados de hogares con otros idiomas principales (guaraní / castellano y otros) presentan una elevada volatilidad, siendo las diferencias con respecto a hogares donde predomina el como principal lengua de comunicación, no muy estrictamente comparables.

Figura 5.8: Resultados de estimación ingresos familiares laborales per cápita según principal idioma utilizado en el hogar.

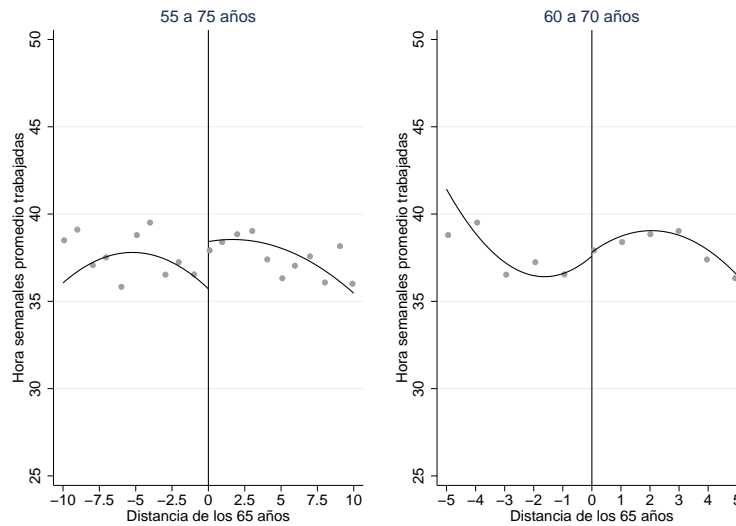


5.3. Horas semanales de trabajo promedio (familiares)

5.3.1. Muestra general

Con respecto a las horas trabajadas por los familiares de los beneficiarios, en el Figura 5.9 se observa una discontinuidad al considerar la muestra total de individuos. En tanto, los coeficientes de las regresiones discontinuas presentados en el anexo A.3, indican un impacto positivo de la pensión en la muestra total, indicando que la pensión generaría el aumento en las horas promedio trabajadas que podría estar entre 4 a 8 horas semanales. Sin embargo, con una ventana más estrecha, de 60 a 70 años, desaparece la discontinuidad en la muestra total.

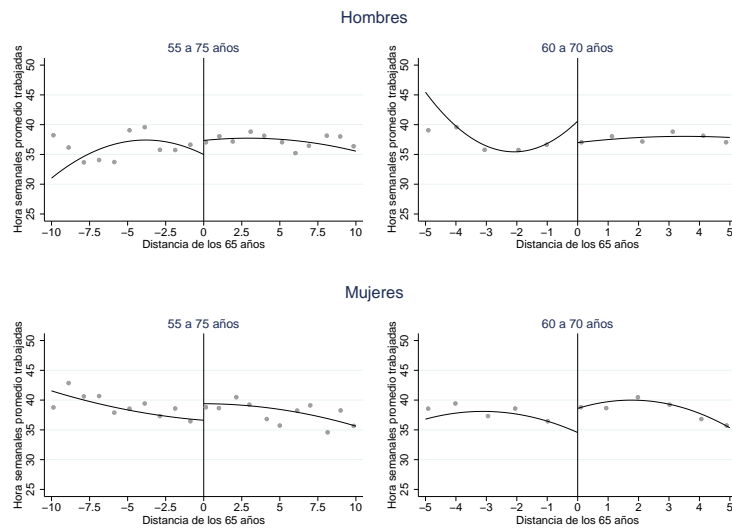
Figura 5.9. Resultados de la estimación en horas semanales promedio trabajadas por familiares, muestra general



5.3.2. Según sexo

Por su parte, al diferenciar el impacto por sexo, este podría ser mayor en el caso en que la familia corresponda a una beneficiaria del sexo femenino, a pesar de que también se observa una discontinuidad para el caso de que el pensionado sea hombres. En ese sentido, la estimación de la regresión discontinua indica que, en el caso de las mujeres, existe una leve significancia que indicaría un incremento de 5,6 a 15,8 en las horas de trabajo semanales de sus respectivas familias. Por otro lado, considerando una ventana de análisis más estrecha, de 60 a 70 años, los resultados indicarían que para la familia donde los beneficiarios son hombres podría disminuir las horas trabajadas, mientras que para las mujeres podrían incrementarse con mayor intensidad.

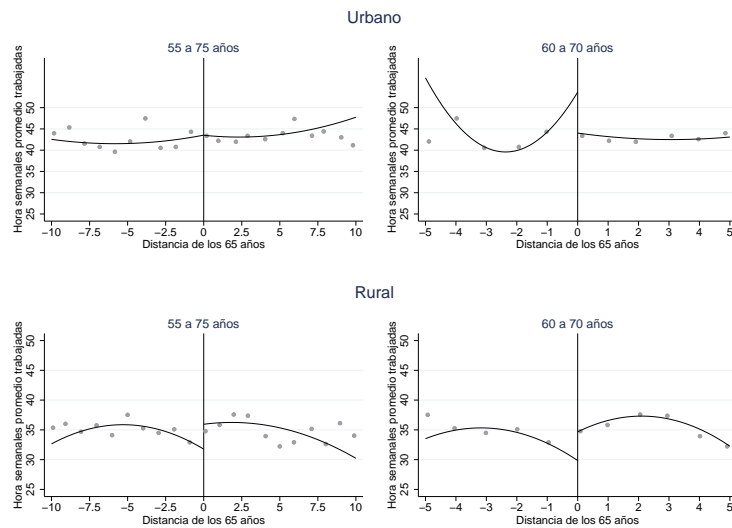
Figura 5.10. Resultados gráficos de estimación en horas semanales promedio trabajadas, familia



5.3.3. Según área de residencia

Considerando el impacto de la pensión en las horas promedio trabajadas por familia, los resultados para el área rural indican la existencia de una discontinuidad con lo cual aumentarían las horas trabajadas por la familia de 6,5 a 17 horas semanales. Por su parte, en el área urbana no se observa ningún efecto probable. A su vez, tomando en cuenta la ventana más estrecha de 60 a 70 años para el análisis, esta indica que el impacto sería aún menor para las zonas urbanas mientras que los efectos serían mayores en los casos de beneficiarios que residan en áreas rurales.

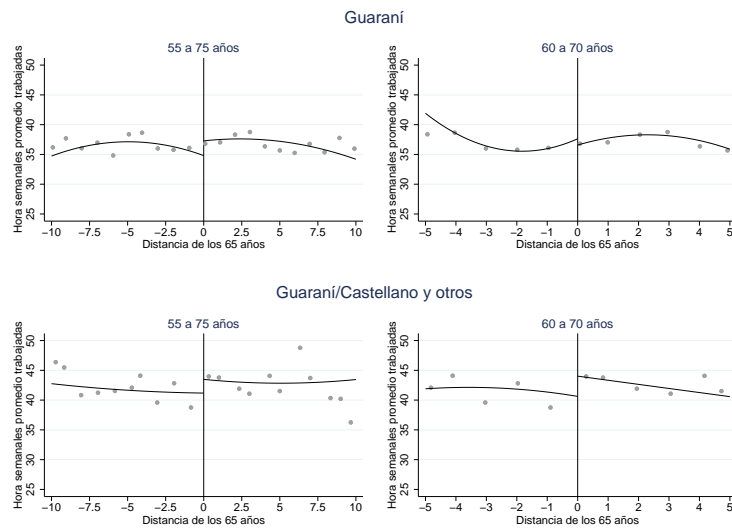
Figura 5.11. Resultados de estimación en horas semanales promedio trabajadas por familia según área de residencia.



5.3.4. Según principal idioma utilizado en el hogar

Al diferenciar el efecto en esta dimensión según el principal idioma utilizado en el hogar del beneficiario, en el caso de los hogares con predominio de guaraní/castellano y otros idiomas, el impacto sería mayor en comparación a los hogares donde predomina el idioma guaraní. Asimismo, al evaluar una ventana más estrecha, de 60 a 70 años, el efecto en los hogares con predominio del idioma guaraní/castellano y otros se incrementa en el punto de corte, lo que indica que el impacto sería aún mayor.

Figura 5.12. Resultados gráficos de estimación en horas semanales promedio trabajadas, familia



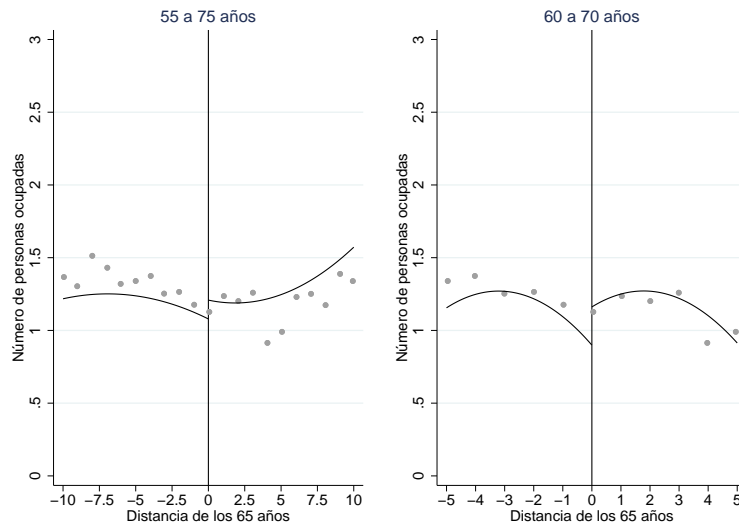
5.4. Personas ocupadas en el hogar (excluido beneficiario)

El siguiente aspecto considerado como un probable canal de incremento en los ingresos laborales per cápita es el incremento en el número de personas ocupadas, que señalaría un ingreso de alguno de los familiares del beneficiario en el mercado laboral. Dentro de este contexto, una hipótesis en caso de producirse un incremento en el número de personas ocupadas sería que la persona beneficiaria, una vez que haya abandonado el mercado laboral, podría en algún caso hacerse cargo del cuidado de los menores de edad, facilitando de esta manera el ingreso de otro miembro a la ocupación activa.

5.4.1. Muestra total

Los resultados son presentados en el Figura 5.13, indican que a nivel general no se observa un cambio en el número de personas ocupadas en las familias que sea atribuible a la pensión recibida. Adicionalmente, los coeficientes de las regresiones discontinuas del anexo A.4, no indican resultados concluyentes respecto al probable aumento en el número de personas ocupadas. Es así que el programa no tendría efectos en nivel general considerando esta dimensión.

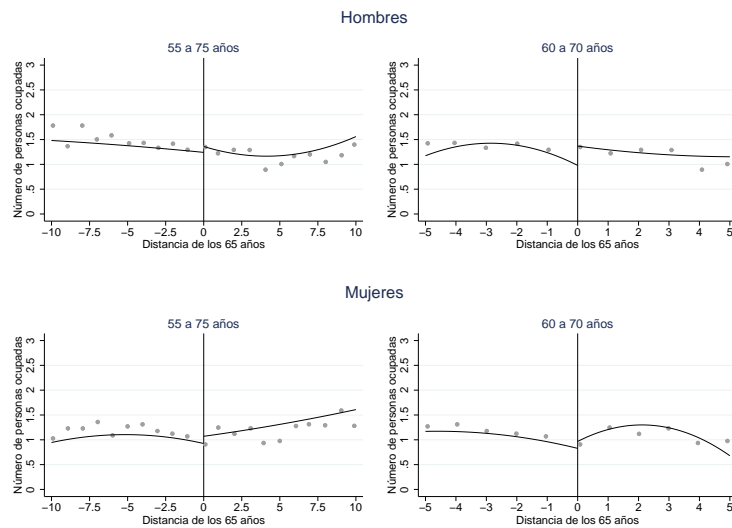
Figura 5.13. Resultados gráficos de estimación en número de personas ocupadas en la muestra total.



5.4.2. Según sexo

Al analizar el impacto según sexo del beneficiario, se observan leves discontinuidades de un lado y otro del valor de corte en la figura 5.14, pero no de una magnitud relevante. Ahora bien, considerando la ventana de muestra más estrecha de 60 a 70 años en el caso de beneficiarios hombres, esto parece aumentar el número de personas ocupadas. Sin embargo, teniendo en cuenta los resultados de la regresión discontinua, los coeficientes no señalan resultados concluyentes respecto al incremento en el número de personas ocupadas para ninguno de los sexos.

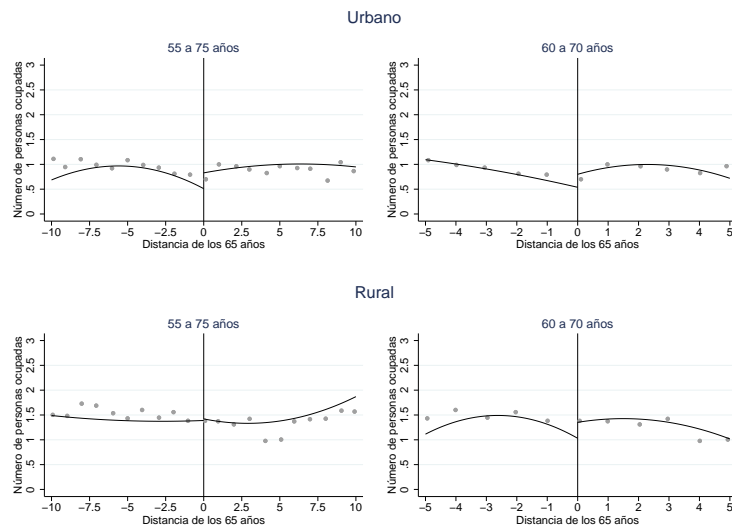
Figura 5.14. Resultados gráficos de estimación en número de personas ocupadas



5.4.3. Según área de residencia

Con referencia a los efectos en la cantidad de personas ocupadas por familia teniendo en cuenta las áreas de residencia de los beneficiarios, se observa una discontinuidad en el caso de pensionados residentes en área urbana, mientras que no se presentan discontinuidades para el caso de beneficiarios del área rural. Pero, esta discontinuidad no es estadísticamente significativa según los resultados de la regresión discontinua, donde los coeficientes estimados no permiten identificar resultados concluyentes. De esta forma la pensión no afectaría al número de personas ocupadas por familia en el área urbana ni rural.

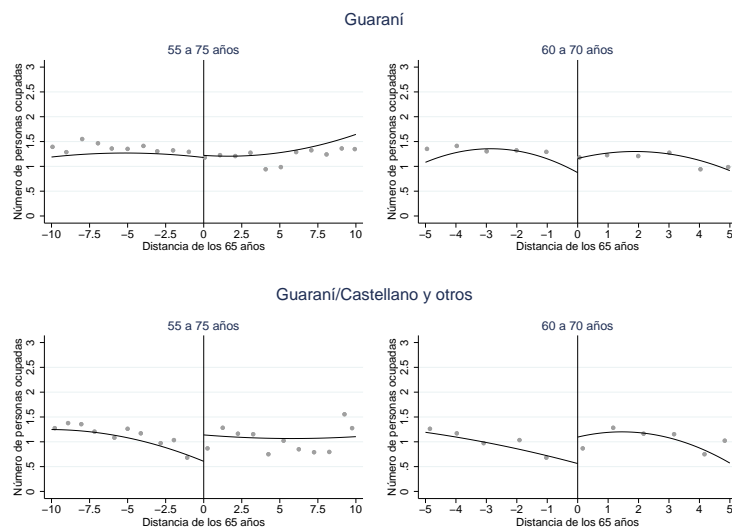
Figura 5.15. Resultados gráficos de estimación en número de personas ocupadas



5.4.4. Según principal idioma utilizado en el hogar

Para finalizar, se analiza el impacto de los incentivos en el número de ocupados según idioma utilizado en el hogar. En ese sentido, en el caso de hogares con predominio del guaraní no se observan discontinuidades, pero estas sí se manifiestan en hogares con idioma principal guaraní/castellano y otros. A su vez, considerando la ventana de muestra más estrecha de 60 a 70 años, se observan que aparentemente el número de personas ocupadas aumenta en hogares con predominio de idiomas guaraní/castellano y otros. Por su parte, los resultados de la regresión discontinua indican un incremento marginal de 0,5 personas ocupadas en las familias donde el predominan los idiomas guaraní/castellano y otros.

Figura 5.16. Resultados gráficos de estimación en número de personas ocupadas



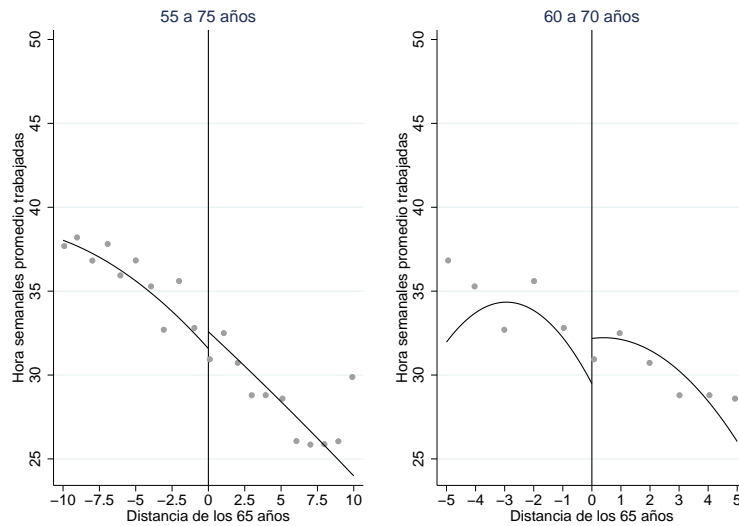
De esta manera, el programa impactaría marginal y solamente en la cantidad de personas ocupadas en hogares donde no predomina el idioma guaraní. Con todo esto, puede que el cambio en los ingresos laborales per cápita de las familias haya sido provocado por un incremento en las horas trabajadas y no por un incremento en el número de personas ocupadas.

5.5. Horas semanales de trabajo promedio (individuo/beneficiario)

5.5.1. Muestra total

En relación a la probable respuesta del beneficiario en sus horas trabajadas, el Figura 5.17 indica resultados donde no se observa una intensa respuesta del beneficiario. Es así que, en la muestra total, no se observa ninguna probable discontinuidad. En la misma línea los resultados de la regresión discontinua indican que las pensiones no afectan a nivel general la cantidad de horas semanales promedio trabajadas por el beneficiario. Cabe destacar que los mismos resultados se mantienen considerando la ventana reducida de 60 a 70 años de edad.

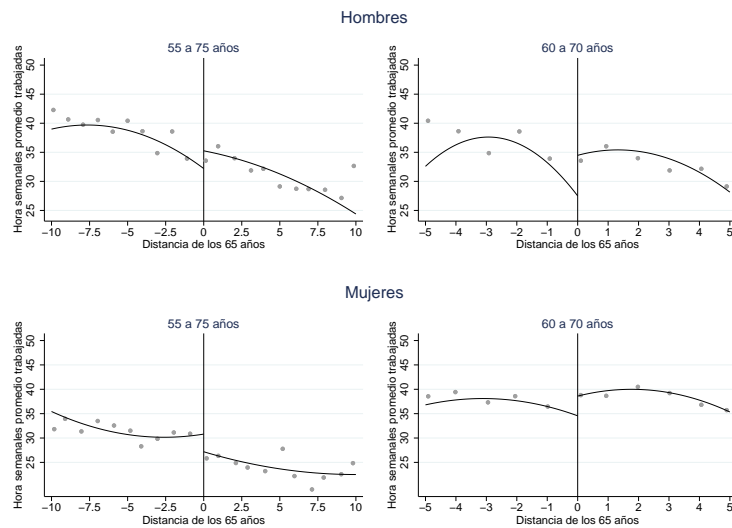
Figura 5.17. Resultados gráficos de estimación en horas semanales promedio trabajadas por el beneficiario.



5.5.2. Según sexo

Por otro lado, el análisis de la figura 5.18 considerando el sexo de los beneficiarios indica que existiría un leve aumento de la cantidad de horas promedio trabajadas por el beneficiario de sexo masculino, mientras que en el caso de las beneficiarias aparentemente habría una reducción. Sin embargo, los coeficientes de la regresión discontinua indicarían que estos aparentes saltos no son significativos estadísticamente por lo que el efecto nulo del programa de pensiones para adultos mayores sobre la cantidad de horas promedio trabajadas por beneficiarios, se mantiene independientemente del sexo de los mismos (anexo A.5).

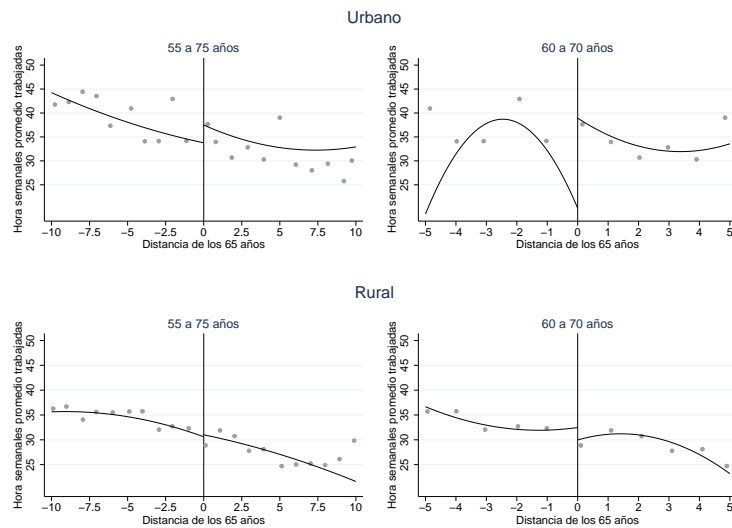
Figura 5.18. Resultados gráficos de estimación en horas semanales promedio trabajadas por el beneficiario, según sexo.



5.5.3. Según área

Así mismo en el análisis por área de residencia, la figura 5.19 indica que se presenta una discontinuidad en el caso de los beneficiarios del área rural, mientras en el área urbana parecen no existir cambios relevantes. No obstante, los resultados de la regresión discontinua indican nuevamente que los aparentes saltos no son estadísticamente diferentes de cero, por lo cual la cantidad de hora promedio trabajada por los beneficiarios sería continua en ambos lados del valor de corte indicando que el programa no ha afecta en esta dimensión independientemente del área de residencia del beneficiario.

Figura 5.19. Resultados gráficos de estimación en horas semanales promedio trabajadas por el beneficiario, según área de residencia.



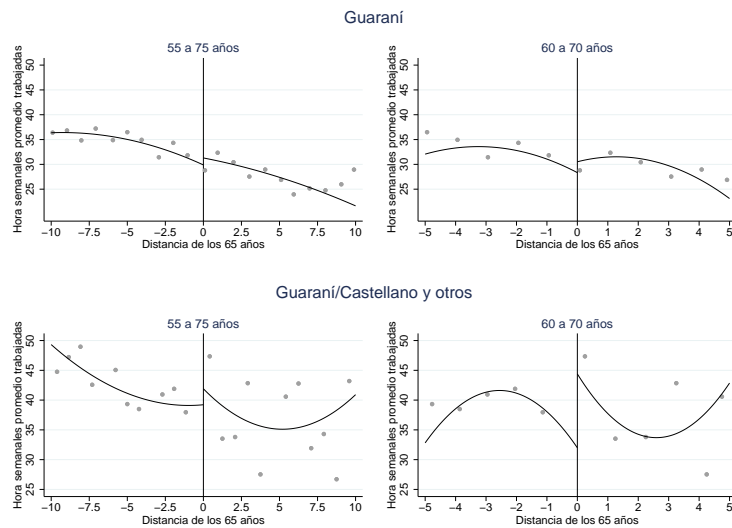
5.5.4. Según idioma predominante en el hogar

A modo de culminar, el análisis de los efectos del programa de pensiones sobre la cantidad de horas promedio trabajadas por los beneficiarios, tomamos en cuenta los potenciales efectos diferenciales según el idioma predominante en el hogar del beneficiario. Así en el caso del que guaraní sea el idioma predominante, la figura 5.20 no evidencia la existencia de discontinuidades, mientras que en los hogares con predominio del guaraní/castellano y otros idiomas, su volatilidad complica inferir un efecto validado en el punto de corte. No obstante, los coeficientes de la regresión discontinua no indican un impacto significativo por lo que las horas promedio trabajadas por los beneficiarios tampoco varían teniendo en cuenta el idioma predominante del hogar.

En suma, el impacto del programa en la cantidad de horas semanales promedio trabajadas por beneficiario es nulo a nivel general y teniendo en cuenta todas las diversas características consideradas para el análisis.

Figura 5.20. Resultados gráficos de estimación en horas semanales promedio trabajadas por el beneficiario según idioma predominante en el hogar

5.5.5. .



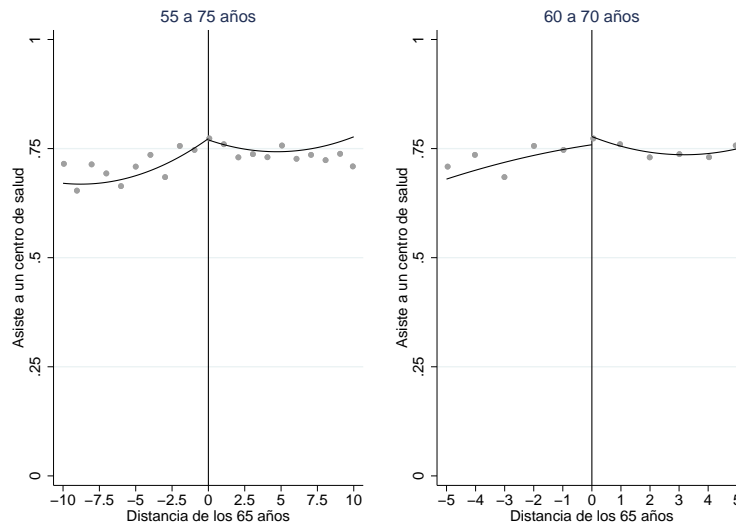
5.6. Análisis de discontinuidades: Indicadores de condición social

Con relación a algunos indicadores sociales, una de las variables que podrían verse afectadas por el programa es la asistencia a algún centro de salud formal, esto relacionado al incremento en los ingresos del beneficiario, y la posibilidad de costear con recursos propios las medicinas que requieran para el tratamiento de alguna dolencia.

5.6.1. Muestra total

Primeramente, la asistencia a un centro de salud considerando la muestra total, indica que en términos generales no se observa una discontinuidad entre ambos lados del corte de 65 años (figura 5.21). De la misma forma, los resultados de la regresión discontinua expuestos en el anexo a.6 indican que no hay saltos discontinuos que sean estadísticamente distintos de cero. Por lo tanto, a qué nivel general la pensión alimentaria adultos mayores no habría afectado la asistencia de los beneficiarios a los centros de salud.

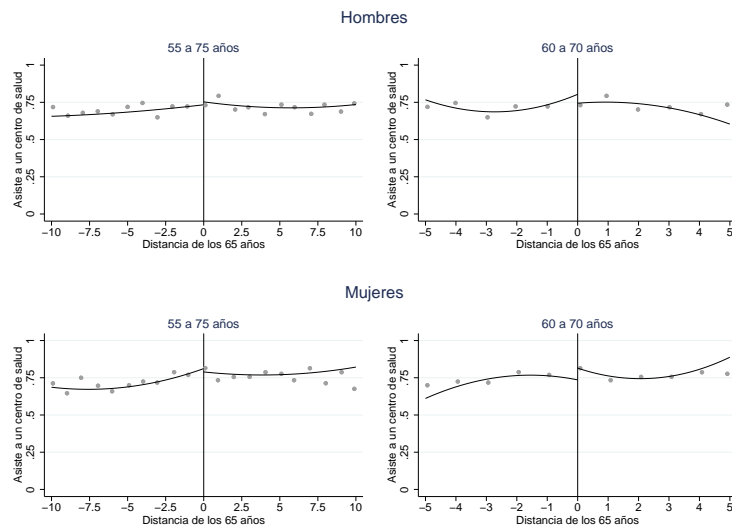
Figura 5.21. Resultados gráficos de estimación asistencia a centro de salud, familia



5.6.2. Según sexo

Por otro lado, al diferenciar el efecto de las pensiones en el acceso a la salud, teniendo en cuenta el sexo del beneficiario, tampoco se observa ningún efecto del programa. En tanto, con la ventana de datos más estrecha de 60 a 70 años habría un probable efecto positivo en caso de la beneficiaria mujer. No obstante, los coeficientes estimados indican que no existe discontinuidades estadísticamente significativas alrededor del valor de corte con lo cual el programa no tendría efecto en el acceso a centros de salud independientemente del sexo de los beneficiarios.

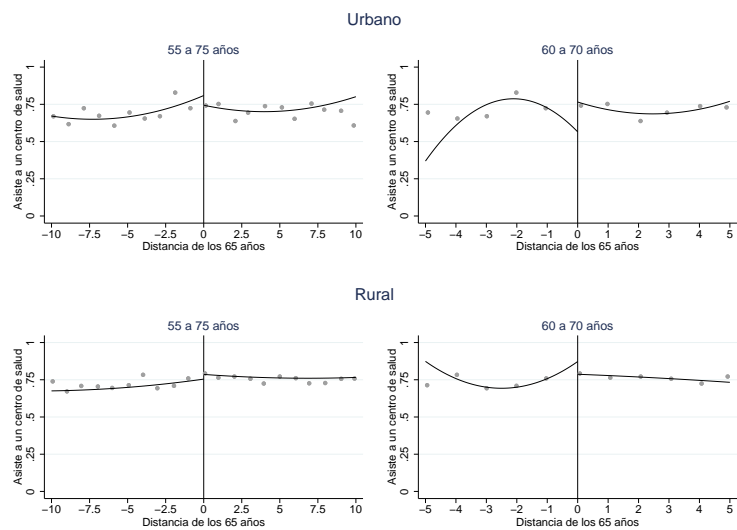
Figura 5.22. Resultados gráficos de estimación asistencia a centro de salud, familia



5.6.3. Según área de residencia

En cuanto al área de residencia del beneficiario, se observa una discontinuidad en el acceso a centros de salud para beneficiarios del área urbana, no así en el sector rural. En tanto, con la ventana de datos más estrecha de 60 a 70 años el efecto del programa en el acceso de pensionados del área urbana sería positivo. Así mismo las estimaciones de los coeficientes de la regresión discontinua, ubicados en el anexo a.6, indican que se podría dar un incremento en la asistencia a centros de salud formales del adulto mayor pensionado residente en área urbana en un 58 por ciento.

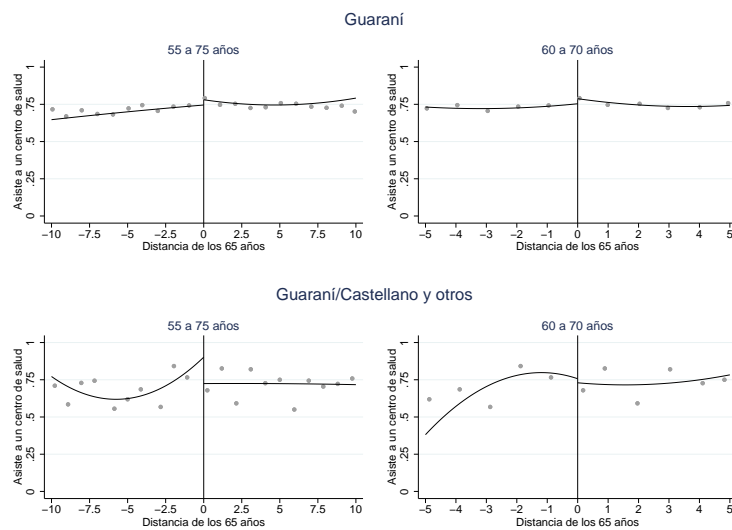
Figura 5.23. Resultados gráficos de estimación asistencia a centro de salud, familia



5.6.4. Según idioma predominante en el hogar

Finalmente, considerando el principal idioma utilizado en el hogar, en el caso de los beneficiarios en cuyos hogares predomina el guaraní, no se observan grandes diferencias. Esto cambia en el caso de los hogares con predominio del idioma guaraní/castellano y otros donde se observan discontinuidades alrededor del valor de corte y las estimaciones de los coeficientes de la regresión discontinua en el anexo a.6 lo confirman. De esa forma, los beneficiarios en cuyos hogares predomina el idioma guaraní/castellano y otros, podría incrementar su asistencia a centros de salud formal hasta en un 54 por ciento.

Figura 5.23. Resultados gráficos de estimación asistencia a centro de salud, familia



6. Conclusiones

En primer lugar, los resultados del análisis indican que el programa “Adultos Mayores” incrementa el ingreso laboral familiar de los beneficiarios en una cuantía superior al de la transferencia recibida. Este hallazgo sugiere la existencia de un efecto multiplicador. En términos económicos, el multiplicador keynesiano se refiere a que un aumento en el consumo y genera un ingreso más que proporcional al aumento. Este mismo concepto se da al interior del hogar. Una transferencia de un poco más de Gs. 500.000 en una familia de 4 a 5 personas correspondería a un incremento menor a Gs. 150.000 per cápita. Sin embargo, los resultados un indican un aumento del ingreso per cápita de hasta Gs. 300.000 por mes, el doble de lo recibido. Esta multiplicación del ingreso proviene del mercado laboral.

Sin embargo, considerando el mercado de trabajo, no se encontraron efectos concluyentes, a pesar del incremento en las horas trabajadas de los familiares, los beneficiarios no aumentaron sus horas trabajadas, con todo a pesar de los indicios, no queda claro el origen del incremento en los ingresos laborales de los familiares del beneficiario. Consecuentemente, no se pudo comprobar la hipótesis de que el incremento del ingreso laboral sea consecuencia de un intento de las familias de compensar la pérdida causada por la salida del beneficiario del mercado de trabajo. Por lo tanto, la evidencia cuantitativa no resulta suficiente para explicar el mecanismo por el cual se da el efecto multiplicador de la transferencia.

Entonces, ¿qué hay detrás de este efecto multiplicador? Existe información casuística e indicios de que la transferencia libera recursos para las familias. Si las familias no recibieran la transferencia, tendrían que cubrir ciertos gastos de los adultos mayores con recursos propios. Sin embargo, al liberar esos recursos, las familias pueden realizar inversiones productivas. Además, considerando que una gran mayoría de estas familias se encuentra en el sector informal de bajo equilibrio, estas inversiones tienen un gran potencial de aumentar la productividad del trabajo, y con ello, el ingreso laboral.

La posible presencia de un efecto multiplicador de una transferencia en el marco de un programa de pensiones con contributivas constituye un elemento hasta ahora desconocido en nuestra caja de herramientas de política económica. En el análisis tradicional de reducción de pobreza, se atribuye el aumento del ingreso familiar a la transferencia social. Por el otro lado, el aumento del ingreso laboral suele atribuirse a la política económica. Sin embargo, esta dicotomía entre transferencia e ingreso laboral, al parecer, tiene barreras menos claras. Una transferencia puede catalizar una inversión económica que aumente los ingresos laborales. Este resultado es un elemento nuevo en el debate la política económica y también de la política social.

Por lo tanto, los resultados de esta investigación indican que una política social bien implementada, como el programa de pensiones para adultos mayores, también puede representar una buena política económica. Además de ser un elemento de protección social, este tipo de transferencias puede aumentar la productividad de los sectores vulnerables, catalizando ingresos labores que de otra manera no se hubiesen dado. Entonces, la recomendación central para los tomadores de decisiones es tener en cuenta esta herramienta al momento de diseñar políticas económicas.

Esta investigación nos ha permitido explotar al máximo la información disponible para hacer un análisis causal y cuantitativo riguroso. Así como también, el diálogo a través de entrevistas permitió identificar elementos que interactúan con el análisis cuantitativo. No obstante, deben considerarse las limitaciones presentadas al momento de analizar los resultados. En primer lugar, no fue posible reconstruir en forma exacta el Índice de Calidad de Vida - Adultos Mayores (ICV-AM) utilizando la Encuesta Permanente de Hogares Continua (EPHC) para construir la muestra representativa de probables elegibles. Además, las variables analizadas se encuentran restringidas por la información disponible en los microdatos de la Encuesta Permanente de Hogares Continua (EPHC).

Referencias Bibliográficas

Ardington, C., Case, A., & Hosegood, V. (2009). Labor supply responses to large social transfers: Longitudinal evidence from South Africa. *American Economic Journal: Applied Economics*, 1(1), 22–48.

Bando, R., Galiani, S., & Gertler, P. J. (2016). The Effects of Non-Contributory Pen-

sions on Material and Subjective Well Being. SSRN Electronic Journal.

Bertrand, M. (2003). Public Policy and Extended Families: Evidence from Pensions in South Africa. *The World Bank Economic Review*, 17(>1), 27–50.

Bosch, M., Melguizo, A., & Pages, C. (2013). Better pensions, better jobs: Towards universal coverage in Latin America and the Caribbean. Banco Interamericano de Desarrollo.

Bruno, S. (2014). Medición multidimensional de la pobreza y la vulnerabilidad como criterio de selección de beneficiarios de la Ley de “adultos mayores”(3728/2009) en Paraguay (Índice de Calidad de Vida–Adultos Mayores). Ponencia presentada en las XIII Jornadas Argentinas de Estudios de Población. Asociación de Estudios de Población de la Argentina y Universidad Nacional de Salta. Salta, Argentina.

Bruno, S. (2017). Evaluación de impacto redistributivo de la Pensión alimentaria para adultos mayores en situación de pobreza: Un abordaje desde la Encuesta Permanente de Hogares 2016. Ministerio de Hacienda.

Bruno, S. (2018). Impacto redistributivo de la pensión alimentaria para adultos mayores en situación de pobreza (Paraguay). *Revista MERCOSUR de políticas sociales*, 2, 265-286.

Calonico, S., Cattaneo, M. & Titiunik, R. (2014). Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs. *Econometrica*, 82 (6), 2295–2326.

Carvalho, I. E. de. (2008). Household Income as a Determinant of Child Labor and School Enrollment in Brazil: Evidence from a Social Security Reform. SSRN Electronic Journal.

Cattaneo, M., Jansson, M. & Ma, X. (2018). Manipulation testing based on density discontinuity. *Stata Journal*, StataCorp LP, vol. 18(1), pages 234-261, March.

Cattaneo, M., Jansson, M. & Ma, X. (2020). Simple Local Polynomial Density Estimators. *Journal of the American Statistical Association*, 115:531, 1449-1455.

Cattaneo, M., Idrobo, N., & Titiunik, R. (2020). *A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Foundations (Elements in Quantitative and Computational Methods for the Social Sciences)*. Cambridge: Cambridge University Press.

Chakiel, J. (2006). América Latina: ¿Hacia una población decreciente y envejecida? *Papeles de Población*, 37-70. De Janvry, A. & Sadoulet, E. (2015). *Development economics: Theory and practice*. Londres: Routledge.

Duflo, E. (2003). Grandmothers and Granddaughters: Old Age Pension and Intra-

household Allocation in South Africa. *World Bank Economic Review*, 17(1), 37.

Edmonds, E. V., Mammen, K., & Miller, D. L. (2004). Rearranging the family? Income support and elderly living arrangements in a low-income country. *Journal of Human Resources*, 40(1), 186–207.

Galiani, S., Gertler, P., & Bando, R. (2016). Non-contributory pensions. *Labour Economics*, 38, 47–58. 3.

Giménez, L., Lugo M. A., Martínez, S., Colmán, H., Galeano J. J. & Farfán, G. (2017). Paraguay: Análisis del sistema fiscal y su impacto en la pobreza y la equidad. *Commitment to Equity*, Documento de Trabajo 74.

Holzmann, R., D. Robalino & N. Takayama (ed.) (2009). Closing the coverage gap: The role of social pensions and other retirement income transfers. Washington, DC: World Bank Group.

Lee, D. S., & Card, D. (2008). Regression discontinuity inference with specification error. *Journal of Econometrics*, 142(2), 655–674.

Martinez, S. (2004). Pensions, Poverty and Household Investments in Bolivia. *Disertación doctoral*, University of California, USA.

Martínez, S., Pérez, M., & Tejerina, L. (2015). Pensions for the poor: The effects of non-contributory pensions in El Salvador. Banco Interamericano de Desarrollo. Technical Note IDB-TN-883.

McCrary, Justin. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 142(2), pages 698-714, February.

McKinnon, R. & Sigg, R. (2006). The Role and Nature of Non-Contributory Social Security in the Design of Social Protection Strategies for Older People in DCs. *ESocialSciences*. Working Papers id:525.

Naciones Unidas - CEPAL (2021). Base de datos de programas de protección social no contributiva en América Latina y el Caribe.

Rofman, R., Apella, I. & Vezza, E. (2015). Beyond Contributory Pensions : Fourteen Experiences with Coverage Expansion in Latin America. *Directions in Development–Human Development*; Washington, DC: World Bank.

OCDE, BID & Banco Mundial (2014). Pensions at a glance: Latin America and the Caribbean. Paris: OECD Publishing.

Rofman, R., Apella, I., & Vezza, E. (ed.) (2015). *Beyond contributory pensions: Fourteen experiences with coverage expansion in Latin America*. Washington, DC: World Bank Group.

Oliveri, María Laura. (2016). Pensiones sociales y pobreza en América Latina. *Apuntes*, 43(78), 121-157.

Ovando, F. G. (2018). *Efectos de las pensiones no-contributivas: el caso paraguayo*. CADEP.

Salinas-Rodríguez, A., Torres-Pereda, M. D. P., Manrique- Espinoza, B., Moreno-Tamayo, K., & Solís, M. M. T. R. (2014). Impact of the non-contributory social pension program 70 y más on older adults' mental well-being. *PLoS ONE*, 9(11).

Social Security Administration (2020). *Social Security Programs Throughout the World: The Americas*, 2019.

Anexos

A.1: Ingresos familiares per cápita

Estimador RD	(1) Total	(2) Hombre	(3) Mujer	(4) Urbano	(5) Rural	(6) Guaraní	(7) Castellano/Guaraní y otros
Estimaciones sin covariables							
Polinomio grado 1 convencional	69.37*** (21.13)	85.97*** (30.01)	56.68** (28.59)	7.759 (29.66)	96.16*** (20.12)	60.00*** (22.08)	114.1** (55.81)
Polinomio grado 1 corregido por ses- go	81.98*** (21.13)	102.8*** (30.01)	63.88** (28.59)	1.748 (29.66)	108.6*** (20.12)	66.46*** (22.08)	138.8** (55.81)
Polinomio grado 1 robusto	81.98*** (25.90)	102.8*** (36.15)	63.88* (34.43)	1.748 (39.48)	108.6*** (24.04)	66.46** (26.19)	138.8** (68.07) [b]
Polinomio grado 2 convencional	86.94** (37.11)	114.0** (52.92)	65.18 (48.56)	-14.68 (48.45)	129.6*** (35.18)	66.73* (38.70)	144.9 (94.85)
Polinomio grado 2 corregido por ses- go	98.57*** (37.11)	128.7** (52.92)	77.53 (48.56)	-24.32 (48.45)	160.8*** (35.18)	79.93** (38.70)	160.6* (94.85)
Polinomio grado 2 robusto	98.57** (48.02)	128.7* (68.43)	77.53 (58.14)	-24.32 (64.72)	160.8*** (45.61)	79.93 (49.53)	160.6 (112.8)
Estimaciones con covariables							
Polinomio grado 1 convencional	66.90*** (17.81)	78.09*** (24.75)	57.90*** (21.71)	27.80 (25.99)	84.49*** (19.41)	55.86*** (17.98)	85.45** (43.28) [b]
Polinomio grado 1 corregido por ses- go	75.57*** (17.81)	88.86*** (24.75)	62.20*** (21.71)	21.50 (25.99)	94.32*** (19.41)	59.61*** (17.98)	100.4** (43.28) [b]
Polinomio grado 1 robusto	75.57*** (21.76)	88.86*** (29.58)	62.20** (27.82)	21.50 (34.40)	94.32*** (23.28)	59.61*** (21.72)	100.4* (54.12) [b]
Polinomio grado 2 convencional	88.93*** (31.85)	121.5*** (44.49)	58.68* (33.49)	9.911 (42.98)	131.2*** (34.52)	77.41** (33.42)	77.63 (64.66) [b]
Polinomio grado 2 corregido por ses- go	102.7*** (31.85)	151.3*** (44.49)	65.76** (33.49)	-2.364 (42.98)	167.0*** (34.52)	90.22*** (33.42)	76.29 (64.66)
Polinomio grado 2 robusto	102.7*** (38.39)	151.3*** (57.80)	65.76 (43.55)	-2.364 (57.50)	167.0*** (45.13)	90.22** (39.20)	76.29 (84.91)
Observaciones	6015	2920	3095	2082	3933	5073	942
Nro Obs. lado izq.	2757	1344	1413	959	1798	2283	474
Nro Obs. lado der.	3258	1576	1682	1123	2135	2790	468

A.2: Ingresos laborales familiares per cápita (excluido beneficiario)

Estimador RD	(1) Total	(2) Hombre	(3) Mujer	(4) Urbano	(5) Rural	(6) Guaraní	(7) Castellano/Guaraní y otros
Estimaciones sin covariables							
Polinomio grado 1 convencional	166.7** (73.36)	243.7** (116.6)	104.3 (74.20)	133.1 (115.7)	165.2** (68.86)	163.9** (79.09)	172.5 (196.1)
Polinomio grado 1 corregido por ses- go	202.5*** (73.36)	315.5*** (116.6)	116.2 (74.20)	153.8 (115.7)	204.2*** (68.86)	210.5*** (79.09)	91.54 (196.1)
Polinomio grado 1 robusto	202.5** (91.72)	315.5** (153.3)	116.2 (97.89)	153.8 (165.6)	204.2** (84.95)	210.5** (99.16)	91.54 (265.8)
Polinomio grado 2 convencional	229.7 (163.4)	390.0 (286.3)	87.10 (172.6)	185.4 (356.7)	230.0 (144.8)	224.8 (187.2)	19.96 (278.5)
Polinomio grado 2 corregido por ses- go	262.8 (163.4)	496.5* (286.3)	74.34 (172.6)	169.4 (356.7)	301.5** (144.8)	285.8 (187.2)	27.34 (278.5)
Polinomio grado 2 robusto	262.8 (225.0)	496.5 (358.5)	74.34 (217.2)	169.4 (496.4)	301.5* (173.7)	285.8 (261.0)	27.34 (366.1)
Estimaciones con covariables							
Polinomio grado 1 convencional	169.8** (72.50)	232.4** (114.9)	129.9* (71.63)	179.0 (110.7)	149.5** (68.41)	173.1** (78.79)	206.5 (187.6)
Polinomio grado 1 corregido por ses- go	206.2*** (72.50)	300.0*** (114.9)	145.3** (71.63)	207.0* (110.7)	190.3*** (68.41)	225.8*** (78.79)	58.01 (187.6)
Polinomio grado 1 robusto	206.2** (90.45)	300.0** (151.9)	145.3 (95.23)	207.0 (161.1)	190.3** (84.55)	225.8** (99.47)	58.01 (272.2) [b]
Polinomio grado 2 convencional	227.6 (162.2)	392.1 (285.3)	63.58 (169.9)	247.3 (358.1)	213.9 (142.4)	244.2 (186.8)	202.3 (330.0)
Polinomio grado 2 corregido por ses- go	258.3 (162.2)	500.2* (285.3)	41.25 (169.9)	216.8 (358.1)	295.2** (142.4)	313.8* (186.8)	219.4 (330.0)
Polinomio grado 2 robusto	258.3 (223.1)	500.2 (361.1)	41.25 (208.9)	216.8 (499.2)	295.2* (170.8)	313.8 (260.7)	219.4 (391.2)
Observaciones	5651	2710	2941	1936	3715	4753	898
Nro Obs. lado izq.	2667	1282	1385	922	1745	2202	465
Nro Obs. lado der.	2984	1428	1556	1014	1970	2551	433

A.3: Horas semanales promedio familia (excluido beneficiario)

Estimador RD	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	[t]
	Total	Hombre	Mujer	Urbano	Rural	Guaraní	Castellano/Guaraní y otros	
Estimaciones sin covariables								
Polinomio grado 1 convencional	4.716* (2.609)	2.267 (3.192)	5.031 (3.199)	-1.598 (5.370)	6.495** (2.792)	3.134 (2.360)	6.358 (6.885)	
Polinomio grado 1 corregido por sesgo	5.285** (2.609)	2.814 (3.192)	5.675* (3.199)	-2.691 (5.370)	7.272*** (2.792)	3.406 (2.360)	8.664 (6.885)	
Polinomio grado 1 robusto	5.285 (3.237)	2.814 (4.320)	5.675 (4.105)	-2.691 (7.102)	7.272** (3.405)	3.406 (3.119)	8.664 (8.921)	
Polinomio grado 2 convencional	7.111* (3.921)	6.397 (6.364)	11.96* (6.687)	-4.992 (11.23)	13.80*** (5.326)	4.926 (3.877)	14.35 (11.28)	
Polinomio grado 2 corregido por sesgo	8.248** (3.921)	6.897 (6.364)	15.81** (6.687)	-8.103 (11.23)	17.25*** (5.326)	5.348 (3.877)	18.03 (11.28)	
Polinomio grado 2 robusto	8.248 (5.029)	6.897 (8.068)	15.81* (8.745)	-8.103 (13.21)	17.25*** (6.571)	5.348 (5.131)	18.03 (14.02)	
Estimaciones con covariables								
Polinomio grado 1 convencional	3.323 (2.293)	1.428 (3.108)	4.514 (3.008)	-1.720 (5.468)	6.452** (2.775)	3.042 (2.340)	-1.160 (5.433)	
Polinomio grado 1 corregido por sesgo	3.795* (2.293)	1.657 (3.108)	5.062* (3.008)	-3.116 (5.468)	7.134** (2.775)	3.347 (2.340)	-0.785 (5.433)	
Polinomio grado 1 robusto	3.795 (2.986)	1.657 (4.216)	5.062 (3.918)	-3.116 (7.182)	7.134** (3.382)	3.347 (3.094)	-0.785 (7.349)	
Polinomio grado 2 convencional	5.240 (3.646)	3.775 (5.881)	9.947 (6.507)	-4.971 (11.31)	12.94** (5.302)	4.555 (3.833)	1.985 (9.602)	
Polinomio grado 2 corregido por sesgo	6.023* (3.646)	3.807 (5.881)	12.47* (6.507)	-8.476 (11.31)	15.20*** (5.302)	4.832 (3.833)	3.883 (9.602)	
Polinomio grado 2 robusto	6.023 (4.794)	3.807 (7.708)	12.47 (8.066)	-8.476 (13.84)	15.20** (6.340)	4.832 (5.085)	3.883 (12.40)	
Observaciones	4662	2233	2429	1344	3318	3944	718	
Nro Obs. lado izq.	2301	1139	1162	616	1685	1940	361	
Nro Obs. lado der.	2361	1094	1267	728	1633	2004	357	

A.4: Personas ocupadas en el hogar (excluido beneficiario)

Estimador RD	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	[t]
	Total	Hombre	Mujer	Urbano	Rural	Guaraní	Castellano/Guaraní y otros	
Estimaciones sin covariables								
Polinomio grado 1 convencional	0.0313 (0.194)	0.0794 (0.302)	-0.0384 (0.235)	-0.00284 (0.217)	0.109 (0.277)	-0.0861 (0.218)	0.608*	(0.356)
Polinomio grado 1 corregido por sesgo	0.0384 (0.194)	0.102 (0.302)	-0.0504 (0.235)	-0.0408 (0.217)	0.180 (0.277)	-0.0945 (0.218)	0.664*	(0.356)
Polinomio grado 1 robusto	0.0384 (0.258)	0.102 (0.406)	-0.0504 (0.314)	-0.0408 (0.296)	0.180 (0.362)	-0.0945 (0.293)	0.664	(0.448)
Polinomio grado 2 convencional	0.156 (0.452)	0.369 (0.724)	-0.0634 (0.552)	-0.173 (0.519)	0.491 (0.635)	-0.0149 (0.529)	0.974	(0.727)
Polinomio grado 2 corregido por sesgo	0.152 (0.452)	0.446 (0.724)	-0.133 (0.552)	-0.246 (0.519)	0.548 (0.635)	-0.0319 (0.529)	1.048	(0.727)
Polinomio grado 2 robusto	0.152 (0.541)	0.446 (0.886)	-0.133 (0.659)	-0.246 (0.624)	0.548 (0.838)	-0.0319 (0.633)	1.048	(0.867)
Estimaciones con covariables								
Polinomio grado 1 convencional	0.195 (0.197)	0.246 (0.294)	0.124 (0.216)	0.234 (0.177)	0.183 (0.275)	0.157 (0.229)	0.536**	(0.246)
Polinomio grado 1 corregido por sesgo	0.268 (0.197)	0.355 (0.294)	0.182 (0.216)	0.273 (0.177)	0.288 (0.275)	0.266 (0.229)	0.571**	(0.246)
Polinomio grado 1 robusto	0.268 (0.238)	0.355 (0.366)	0.182 (0.274)	0.273 (0.239)	0.288 (0.332)	0.266 (0.277)	0.571*	(0.342)
Polinomio grado 2 convencional	0.239 (0.377)	0.340 (0.611)	0.101 (0.453)	0.178 (0.422)	0.278 (0.530)	0.190 (0.436)	0.792	(0.574)
Polinomio grado 2 corregido por sesgo	0.218 (0.377)	0.344 (0.611)	0.0748 (0.453)	0.144 (0.422)	0.319 (0.530)	0.181 (0.436)	0.786 [t]	(0.574)
Polinomio grado 2 robusto	0.218 (0.502)	0.344 (0.814)	0.0748 (0.545)	0.144 (0.501)	0.319 (0.707)	0.181 (0.582)	0.786	(0.707)
Observaciones	6015	2920	3095	2082	3933	5073	942	
Nro Obs. lado izq.	2757	1344	1413	959	1798	2283	474	
Nro Obs. lado der.	3258	1576	1682	1123	2135	2790	468	

A.5: Horas semanales trabajadas (individuo / beneficiario)

Estimador RD	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	[t]
	Total	Hombre	Mujer	Urbano	Rural	Guaraní	Castellano/Guaraní y otros	
Estimaciones sin covariables								
Polinomio grado 1 convencional	1.904 (2.507)	-0.0966 (3.794)	4.150 (3.625)	-4.249 (6.015)	3.760 (2.633)	0.829 (2.743)	8.026 (7.504)	
Polinomio grado 1 corregido por sesgo	1.496 (2.507)	-1.459 (3.794)	4.714 (3.625)	-6.123 (6.015)	3.823 (2.633)	0.0247 (2.743)	9.333 (7.504)	
Polinomio grado 1 robusto	1.496 (3.345)	-1.459 (4.907)	4.714 (4.726)	-6.123 (7.444)	3.823 (3.412)	0.0247 (3.559)	9.333 (9.773)	
Polinomio grado 2 convencional	3.534 (5.081)	-1.287 (7.743)	5.549 (5.656)	-7.777 (10.96)	5.598 (4.223)	0.471 (5.792)	9.949 (10.98)	
Polinomio grado 2 corregido por sesgo	2.589 (5.081)	-3.221 (7.743)	6.226 (5.656)	-14.08 (10.96)	6.065 (4.223)	-0.900 (5.792)	11.22 (10.98)	
Polinomio grado 2 robusto	2.589 (6.159)	-3.221 (9.943)	6.226 (7.397)	-14.08 (13.96)	6.065 (5.572)	-0.900 (7.139)	11.22 (14.00)	
Estimaciones con covariables								
Polinomio grado 1 convencional	1.592 (2.481)	-0.425 (3.796)	3.467 (3.379)	-4.244 (6.433)	4.031 (2.581)	0.723 (2.628)	2.886 (6.163)	
Polinomio grado 1 corregido por sesgo	1.046 (2.481)	-1.800 (3.796)	3.831 (3.379)	-6.403 (6.433)	4.225 (2.581)	-0.0359 (2.628)	3.171 (6.163)	
Polinomio grado 1 robusto	1.046 (3.253)	-1.800 (4.854)	3.831 (4.451)	-6.403 (7.750)	4.225 (3.346)	-0.0359 (3.436)	3.171 (8.288)	
Polinomio grado 2 convencional	2.013 (5.244)	-2.914 (7.623)	4.661 (5.435)	-6.832 (11.11)	5.494 (4.117)	-0.162 (5.671)	3.500 (9.732)	
Polinomio grado 2 corregido por sesgo	1.161 (5.244)	-5.268 (7.623)	5.188 (5.435)	-12.62 (11.11)	5.759 (4.117)	-1.660 (5.671)	3.545 (9.732)	
Polinomio grado 2 robusto	1.161 (6.753)	-5.268 (9.778)	5.188 (7.125)	-12.62 (14.19)	5.759 (5.470)	-1.660 (7.327)	3.545 (12.65)	
Observaciones	3997	1941	2056	1311	2686	3377	620	
Nro Obs. lado izq.	1917	967	950	646	1271	1590	327	
Nro Obs. lado der.	2080	974	1106	665	1415	1787	293	

A.6: Asistencia a centro de salud formal

Estimador RD	(1) Total	(2) Hombre	(3) Mujer	(4) Urbano	(5) Rural	(6) Guaraní	(7) Castellano/Guaraní y otros	[t]
Estimaciones sin covariables								
Polinomio grado 1 convencional	0.00677 (0.0519)	0.00164 (0.0797)	0.0175 (0.0698)	0.131 (0.108)	-0.0172 (0.0697)	0.0268 (0.0578)	-0.0924 (0.123)	
Polinomio grado 1 corregido por ses- go	0.000773 (0.0519)	-0.0233 (0.0797)	0.0307 (0.0698)	0.168 (0.108)	-0.0449 (0.0697)	0.0178 (0.0578)	-0.0759 (0.123)	
Polinomio grado 1 robusto	0.000773 (0.0694)	-0.0233 (0.105)	0.0307 (0.0932)	0.168 (0.132)	-0.0449 (0.0894)	0.0178 (0.0770)	-0.0759 (0.165)	
Polinomio grado 2 convencional	0.0323 (0.0885)	0.0134 (0.140)	0.142 (0.158)	0.386** (0.191)	-0.0571 (0.152)	0.0253 (0.103)	0.354 (0.257)	
Polinomio grado 2 corregido por ses- go	0.0319 (0.0885)	-0.0112 (0.140)	0.177 (0.158)	0.584*** (0.191)	-0.113 (0.152)	0.00417 (0.103)	0.540** (0.257)	
Polinomio grado 2 robusto	0.0319 (0.117)	-0.0112 (0.182)	0.177 (0.197)	0.584** (0.250)	-0.113 (0.182)	0.00417 (0.134)	0.540 (0.340)	
Estimaciones con covariables								
Polinomio grado 1 convencional	0.0176 (0.0512)	-0.0100 (0.0776)	0.0455 (0.0732)	0.153 (0.108)	-0.0114 (0.0683)	0.0414 (0.0562)	-0.0934 (0.118)	
Polinomio grado 1 corregido por ses- go	0.0200 (0.0512)	-0.0350 (0.0776)	0.0652 (0.0732)	0.197* (0.108)	-0.0334 (0.0683)	0.0433 (0.0562)	-0.0742 (0.118)	
Polinomio grado 1 robusto	0.0200 (0.0687)	-0.0350 (0.103)	0.0652 (0.0957)	0.197 (0.131)	-0.0334 (0.0881)	0.0433 (0.0759)	-0.0742 (0.157) [b]	
Polinomio grado 2 convencional	0.0472 (0.0885)	-0.0183 (0.137)	0.159 (0.159)	0.391** (0.188)	-0.0610 (0.151)	0.0449 (0.100)	0.325 (0.245)	
Polinomio grado 2 corregido por ses- go	0.0532 (0.0885)	-0.0489 (0.137)	0.205 (0.159)	0.564*** (0.188)	-0.110 (0.151)	0.0324 (0.100)	0.497** (0.245)	
Polinomio grado 2 robusto	0.0532 (0.117)	-0.0489 (0.178)	0.205 (0.209)	0.564** (0.246)	-0.110 (0.179)	0.0324 (0.131)	0.497 (0.326)	
Observaciones	6015	2920	3095	2082	3933	5073	942	
Nro Obs. lado izq.	2757	1344	1413	959	1798	2283	474	
Nro Obs. lado der.	3258	1576	1682	1123	2135	2790	468	