



RedNHE

Red Nacional de
Investigadores
en Economía

Evaluación del Efecto del PAMI en la Cobertura en Salud de los Adultos Mayores en Argentina

Juan Marcelo Viridis (UNS/CONICET)

Fernando Delbianco (UNS/CONICET)

María Eugenia Elorza (UNS/CONICET)

DOCUMENTO DE TRABAJO N° 228

Marzo de 2023

Los documentos de trabajo de la RedNIE se difunden con el propósito de generar comentarios y debate, no habiendo estado sujetos a revisión de pares. Las opiniones expresadas en este trabajo son de los autores y no necesariamente representan las opiniones de la RedNIE o su Comisión Directiva.

The RedNIE working papers are disseminated for the purpose of generating comments and debate, and have not been subjected to peer review. The opinions expressed in this paper are exclusively those of the authors and do not necessarily represent the opinions of the RedNIE or its Board of Directors.

Citar como:

Viridis, Juan Marcelo, Fernando Delbianco y María Eugenia Elorza (2023). Evaluación del Efecto del PAMI en la Cobertura en Salud de los Adultos Mayores en Argentina. *Documento de trabajo RedNIE N°228.*

Evaluación del efecto del PAMI en la cobertura en salud de los adultos mayores en Argentina


Juan Marcelo Virdis^{1*}, Fernando Delbianco^{2, 3} y María Eugenia Elorza^{1, 2}


¹Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur, Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) - Universidad Nacional del Sur (UNS), San Andrés 800, Bahía Blanca, Argentina.


²Departamento de Economía, UNS, San Andrés 800, Bahía Blanca, Argentina.

³Instituto de Matemática de Bahía Blanca, CONICET-UNS, Av. Alem 1253, Bahía Blanca, Argentina

Nota del autor

Juan Marcelo Virdis  <https://orcid.org/0000-0001-7118-9259>

Fernando Delbianco  <https://orcid.org/0000-0002-1560-2587>

María Eugenia Elorza  <https://orcid.org/0000-0003-1562-1363>

* Autor para correspondencia. Información de contacto:

Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (CONICET-UNS), Departamento de Economía, Universidad Nacional del Sur.

San Andrés 800, Bahía Blanca, Buenos Aires, Argentina (CP: 8000)

E-mail: jmvirdis@iess-conicet.gob.ar

Teléfono: +54 291 4595138

1 Introducción

El Programa de Atención Médica Integral (PAMI) es una institución cuyo estudio es relevante para evaluar el desempeño del sistema de salud argentino (SSA). Entre otros aspectos, se puede destacar que otorga un seguro de salud a cinco millones de personas aproximadamente, que su población objetivo es la que mayor gasto esperado tiene, los adultos mayores, y que la transición demográfica que se atraviesa Argentina causará que, de mantenerse la legislación actual, el número de beneficiarios se incremente, tanto en términos absolutos como relativos dentro del SSA.

Uno de los aspectos relevantes a evaluar es el impacto que tiene el PAMI en la cobertura en salud de sus beneficiarios, entendida como el acceso a la salud y la protección financiera contra el gasto de bolsillo en salud (GBS). Este tipo de investigaciones puede realizarse a través de distintas clases de regresiones, utilizando como variable dependiente indicadores de protección financiera o el GBS de los hogares. La dimensión del acceso podría evaluarse utilizando variables categóricas que indiquen si los hogares o las personas han utilizado servicios de salud preventivos y de tratamiento (Organización Mundial de la Salud (OMS) & Grupo del Banco Mundial, 2014). Sin embargo, tanto para variables de protección financiera como de acceso, el uso de datos obtenidos en encuestas puede resultar en estimaciones sesgadas, a pesar de que los datos correspondan a una muestra probabilística representativa de la población. Esto se debe a la dificultad para observar el estado de salud de las unidades observacionales, aun en encuestas que incluyen preguntas relacionadas. Distintos autores han encontrado diferencias entre el autoreporte y la evaluación objetiva de hipertensión, diabetes, asma y enfermedades cardíacas (Mulyanto, Kringos y Kunst 2019; Okura et al. 2004; Tenkorang et al. 2015). Además, los participantes de encuestas pueden ser inconsistentes cuando clasifican su salud entre distintas categorías. Se ha encontrado evidencia de que las respuestas pueden diferir según la naturaleza del relevamiento (verbal o escrito) o la secuencia en que estén ordenadas las preguntas (Crossley y Kennedy 2002). El control de variables relacionadas a la salud es muy importante por su incidencia en la demanda de seguros de salud y en la demanda de bienes y servicios relacionados con la salud. De otra manera, podría producirse un problema de endogeneidad en la estimación (Levy y Meltzer 2008; Trujillo 2003; Vera-Hernández 1999; Waters 1999).

Una solución al problema de endogeneidad es el uso de técnicas cuasiexperimentales, las cuales consisten en conformar a partir de datos de encuestas un grupo de estudio y un grupo control, seleccionando unidades observacionales iguales en todas sus características, a excepción de una variable tratamiento y una variable objetivo (Chapin 1938; Thistlethwaite y Campbell 1960). De esta forma, es posible evaluar la existencia de una relación causal entre ellas. Cualquier otra variable que sea diferente entre el grupo de estudio y el grupo control debilitará los resultados, pues las variables no controladas pueden haber incidido en la variable objetivo. En estudios basados en información proveniente de encuestas, las variables que es posible controlar estarán limitadas por los datos que es posible evaluar a partir de un cuestionario.

Por esta razón, siempre surgirá el interrogante sobre la existencia de sesgos en las estimaciones producidos por variables no observadas o de difícil medición.

Una metodología cuasiexperimental que puede atenuar el sesgo por variables no controladas es el análisis de regresión discontinua (RDD) (Thistlethwaite y Campbell 1960)¹. El RDD consiste en observar el cambio en una variable objetivo causada por un tratamiento, el cual es asignado a partir de un valor determinado o punto de corte de una variable continua observable. De esta forma, las unidades observacionales que superan el punto de corte habrán recibido el tratamiento, a diferencia de las que no lo han hecho. La ventaja del RDD reside en que las observaciones que se encuentran lo suficientemente cerca del punto de corte serían similares, lo que permite reducir la cantidad de variables control necesarias.

Esta metodología ha sido aplicada para evaluar el efecto de seguros en la cobertura en salud en distintas partes del mundo. Bernal, Carpio y Klein (2017) encontraron que un seguro gratuito existente en Perú ha causado mayor acceso a servicios de salud, pero también generó un mayor GBS. Por otra parte, Palmer et al. (2015) encontraron que un seguro para niños menores a los 6 años en Vietnam genera mayor utilización de servicios ambulatorios y de medicina interna, sin encontrar modificaciones en el GBS. En el caso de Card, Dobkin y Maestas (2008b) y Card, Dobkin y Maestas (2009a) evaluaron el impacto del programa Medical Care (MEDICARE) de Estados Unidos en el acceso a prestaciones médicas y en los resultados de salud de los adultos mayores. En estos estudios, se evaluaron cambios en las variables objetivo cuando las personas llegaron a los 65 años de edad, momento en el cual es posible para los estadounidenses que han trabajado 40 trimestres acceder de forma gratuita a MEDICARE. Los autores encontraron aumentos en el porcentaje de la población con seguro, las consultas médicas y en otras prestaciones. Además, se encontró una reducción del 20 % en la tasa de mortalidad de pacientes severos a partir de los 65 años.

Al igual que en los trabajos descriptos, la normativa legal existente para acceder al PAMI permite evaluar efectos causales de este seguro sobre la cobertura en salud a través de un RDD utilizando como grupo de estudio a las personas que recientemente alcanzaron la edad jubilatoria y como grupo control a quienes están cerca de hacerlo. Es probable que estos grupos sean lo suficientemente similares en muchos factores que se encuentran invariables al momento de cruzar el umbral de la edad jubilatoria, entre los que se incluye el estado de salud.

Este capítulo tiene por objetivo general evaluar el efecto del PAMI en la cobertura en salud. Como objetivos específicos se propone estimar el impacto del PAMI en la utilización de servicios médicos, en el GBS, en indicadores de protección financiera contra GBS y en la demanda de seguros voluntarios. Los resultados obtenidos a partir de esta evaluación permitirán diagnosticar la eficacia del PAMI como

¹Otras metodologías cuasiexperimentales utilizadas en la evaluación de efectos causales pueden consultarse en Cunningham (2021).

financiador de servicios de salud para los adultos mayores y orientar el diseño de políticas por parte del organismo en relación a su oferta prestacional. Los resultados podrían implicar la necesidad de ampliar la oferta de servicios o mejorar los mecanismos de acceso que deben utilizar los beneficiarios. En la segunda sección se describen los datos y se expone la metodología utilizada. En la tercer sección se presentan los resultados. En la cuarta sección, se presenta una discusión de los resultados.

2 Datos y metodología

Las estimaciones que se presentan en este capítulo fueron realizadas con datos de la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares (ENGHo) relevados entre los años 2017 y 2018 (Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), 2020). La ENGHo es un relevamiento que permite conocer las estructuras de gasto de los hogares y caracterizar a la población a través de variables socioeconómicas (INDEC, 2020). La encuesta fue realizada entre los años 2017 y 2018 a una muestra diseñada en un procedimiento de tres etapas realizado sobre hogares situados en localidades de 2000 habitantes o más². La muestra estuvo compuesta por 44.922 viviendas de las cuales se obtuvieron 21.547 respuestas, lo que abarca a 68.725 habitantes. Cada uno de los hogares fue asociado a factores de expansión que permiten ajustar mediciones estadísticas por no respuesta, vivienda no elegible y calibración por *benchmarks* o totales poblacionales conocidos (INDEC, 2020). Las bases de datos fueron obtenidas en el sitio web oficial del INDEC (2020). La unidad observacional es el hogares dado que en las bases de datos de la ENGHo es imposible conocer cuál de los integrantes accedió al sistema de salud o realizó GBS. Esto conlleva la tarea de asociar una edad, género y/o situación laboral a hogares compuestos por integrantes con distintos grados de heterogeneidad. Para abordar este obstáculo, se estableció el supuesto de que el hogar es caracterizado por las variables relevadas para su jefe de hogar³. Este supuesto se fundamenta en la legislación que reglamenta a las Obras Sociales y al PAMI, que establece que cada beneficiario titular del seguro de salud cuenta con la posibilidad de extenderlo a su grupo familiar (Ley n° 19.032, art. 2, 1971; Ley n° 23.660, art. 9, 1988). Por este motivo, el hecho que el jefe de hogar cumpla la edad necesaria para poder acceder a los beneficios del PAMI, podría tener un efecto en el seguro de salud de todos los integrantes del hogar y, por ende, en la cobertura en salud.

A continuación se describe el RDD en su forma no paramétrica siguiendo la notación de Hahn, Todd y Klaauw (2001). Se define a x_i como una variable binaria sobre la cual deseamos evaluar el efecto en una variable objetivo y_i . La variable x_i es llamada tratamiento e indica si la i –ésima observación lo ha

²Para un mayor detalle del diseño muestral ver INDEC (2020).

³En la ENGHo el jefe de hogar es la persona considerada como tal por los demás integrantes del hogar. En cada hogar hay un solo jefe, por lo tanto, hay tantos jefes como hogares (INDEC, 2022).

recibido. El valor de la variable objetivo puede ser expresado como

$$y_i = \alpha_i + x_i\beta_i$$

donde $\alpha_i \equiv y_{0i}$ y $\beta_i \equiv y_{1i} - y_{0i}$. La identificación de las unidades observacionales que han recibido el tratamiento es realizada a partir de una variable continua z_i . En un punto de corte $z_i = z_0$ se produce un hecho exógeno que indica que alguna proporción de las observaciones ha recibido el tratamiento x_i . En los RDD realizados en este capítulo se utilizaron las variables que se presentan en la Tabla 1. La variable z_i se define como la edad del jefe de hogar menos la edad jubilatoria del régimen general, la cual es 65 años para varones y 60 años para mujeres (Ley n° 24.241 art. 19, 1993). A la edad jubilatoria de ambos sexos se le sumó un año dado que existe una demora de entre tres y seis meses para finalizar el trámite administrativo de la jubilación, momento a partir del cual es posible iniciar la gestión para obtener PAMI (Ámbito Financiero 2022; Instituto Nacional de Servicios Sociales para Jubilados y Pensionados (INSSJyP), 2022). De esta forma, la variable continua observada queda definida como:

$$z_i = \begin{cases} edad_i - 61 & \text{si } sexo_i = 1 \\ edad_i - 66 & \text{si } sexo_i = 0 \end{cases}$$

En la literatura existen dos tipos de RDD: los *sharp* y los *fuzzy*. En el diseño *sharp*, todas las observaciones para las cuales $z_i \geq z_0$ reciben el tratamiento. Es decir, $x_i = f(z_i)$, donde z_i es continua y $f(z_i)$ es discontinua en un valor conocido z_0 . En el diseño *fuzzy*, x_i es una variable aleatoria con una función de probabilidad condicional $f(z) \equiv E[x_i|z_i = z] = Pr[x_i = 1|z_i = z]$, la cual presenta una discontinuidad en z_0 . La diferencia entre estos diseños radica en que en el *sharp* la variable z_i indica de forma determinística las unidades observacionales que han recibido un tratamiento mientras que en el *fuzzy* esta variable indica un cambio en la probabilidad de recibir el tratamiento. Ambos diseños comparten los siguientes supuestos:

i: Existen límites $x^+ \equiv \lim_{z \rightarrow z_0^+} E[x_i|z_i = z]$ y $x^- \equiv \lim_{z \rightarrow z_0^-} E[x_i|z_i = z]$

ii: $x^+ \neq x^-$

Estos supuestos implican que es posible acercarse infinitesimalmente al punto de corte, tanto desde valores mayores como de valores menores, y que existe una discontinuidad en el valor esperado del tratamiento en z_0 . De forma no-paramétrica puede definirse el efecto del tratamiento en un diseño *fuzzy* como

$$\hat{\tau}_{RD} = E[\beta_i] = \frac{y^+ - y^-}{x^+ - x^-} \quad (1)$$

Tabla 1: Variables utilizadas en las estimaciones de la sección 3

Variables objetivo	
$lgsalud_i$	Logaritmo natural del gasto per cápita en salud del hogar.
$pgsalud_i$	Proporción de gasto en salud respecto al gasto total del hogar.
$cat^{10\%}$	Hogar que destinó más del 10 % de su gasto total a GBS (Sí = 1; No = 0).
$cat^{25\%}$	Hogar que destinó más del 25 % de su gasto total a GBS (Sí = 1; No = 0).
seg_i	El jefe de hogar es titular de un seguro de salud (Sí = 1; No = 0).
$segp_i$	El jefe de hogar es titular de un seguro voluntario (Sí = 1; No = 0).
$segm_i$	El jefe de hogar es titular de dos seguros o más (Sí = 1; No = 0).
$farm_i$	Algún integrante del hogar adquirió productos farmacéuticos (Sí = 1; No = 0).
$equi_i$	Algún integrante del hogar adquirió artefactos o equipos terapéuticos (Sí = 1; No = 0).
$smed_i$	Algún integrante del hogar realizó una consulta médica (Sí = 1; No = 0).
$odon_i$	Algún integrante del hogar recibió servicios odontológicos (Sí = 1; No = 0).
$hosp_i$	Algún integrante del hogar recibió servicios hospitalarios (Sí = 1; No = 0).
Variable tratamiento	
$pami_i$	El jefe de hogar es beneficiario del PAMI (Sí = 1; No = 0).
Variable observable que asigna el tratamiento	
$edad_i$	Edad del jefe de hogar.
Covariables	
$lgasto_i$	Logaritmo natural del gasto per cápita del hogar.
$sexo_i$	Sexo del jefe de hogar (Mujer = 1; Varon = 0).
$inac_i$	Jefe de hogar económicamente inactivo (Sí = 1; No = 0).

siendo el diseño *sharp* un caso particular en el que $x^+ = 1$, $x^- = 0$ y $\hat{\tau} = y^+ - y^-$. El parámetro $\hat{\tau}$ estimado es el salto que se verificaría en la variable objetivo y si el 100 % de las unidades observacionales hubiera recibido el tratamiento x .

El efecto estimado del tratamiento a partir de la ecuación 1 será correcto siempre que no haya otra diferencia entre los grupos tratamiento y control que afecte a la variable objetivo y , lo cual puede resultar un supuesto fuerte para las características del efecto que se intenta medir en este capítulo. Esto sucede porque al momento de jubilarse los individuos pueden tener cambios importantes en otras variables relevantes para la adquisición de un seguro de salud y el consumo de bienes y servicios de salud, como el nivel de ingreso o la situación laboral, variable importante en el costo de oportunidad del tiempo. A su vez, estas variables pueden ser distintas entre hombres y mujeres producto de las diferencias de género existentes en el mercado laboral. Este problema puede ser abordado a través de la inclusión de covariables en el RDD lo cual, según investigaciones previas, puede mejorar la precisión de los resultados (Calonico, Cattaneo, Farrell y Rocío Titiunik 2019; Frölich 2007). Por esta razón, se incluyeron como covariables $sexo_i$, $lgasto_i$ e $inac_i$ (ver descripción en Tabla 1).

Además de la discontinuidad en la variable objetivo, se evaluó la existencia y magnitud de un cambio de pendiente alrededor del punto de corte. De esta manera, es posible observar si se modifica la dinámica

entre las variables objetivo y la edad del jefe de hogar. Este tipo de estimación se denomina análisis de discontinuidad en la pendiente (RKD) y, a diferencia del RDD en el cual se evalúan diferencias en los niveles de la variable objetivo alrededor de z_0 , en el RKD se estiman diferencias en la primer derivada de la función de regresión.

Para la estimación de la ecuación 1 se utilizó la metodología desarrollada por Calonico, Cattaneo y Rocio Titiunik (2014). Los autores proponen estimar un análisis de regresión polinómica local ponderada (RPLP) de orden 1 o 2 para aproximar los valores esperados por debajo y por encima del límite z_0 en una variable objetivo y . La RPLP es una extensión de las estimaciones paramétricas que permite ajustar una curva suavizada para $y = f(z)$ (Cleveland y Loader 1996). Se define a la función de regresión $m(\cdot)$ como

$$\hat{m}_h(x) = \begin{cases} \hat{\alpha}_-(z) & \text{si } z < z_0 \\ \hat{\alpha}_+(z) & \text{si } z \geq z_0 \end{cases}$$

en la cual los parámetros estimados $\hat{\alpha}_-$ y $\hat{\alpha}_+$ surgen de resolver por mínimos cuadrados las siguientes expresiones

$$\hat{\mu}(z) = \begin{cases} \left(\hat{\alpha}_-(z), \hat{\beta}_-(z) \right) = \arg \min_{\alpha, \beta} \sum_{i=1}^N \mathbf{1}_{z_i < z} (y_i - \alpha - \sum_1^p \beta_q (z_i - z)^q)^2 w(z_i) \\ \left(\hat{\alpha}_+(z), \hat{\beta}_+(z) \right) = \arg \min_{\alpha, \beta} \sum_{i=1}^N \mathbf{1}_{z_i > z} (y_i - \alpha - \sum_1^p \beta_q (z_i - z)^q)^2 w(z_i) \end{cases}$$

donde q es el orden de la regresión. El efecto estimado es igual a

$$\hat{\tau}_{RD} = \hat{\mu}_+ - \hat{\mu}_-$$

donde

$$\hat{\mu}_- = \lim_{z \rightarrow z_0^-} \hat{m}_h(z) = \hat{\alpha}_-(z_0)$$

$$\hat{\mu}_+ = \lim_{x \rightarrow z_0^+} \hat{m}_h(z) = \hat{\alpha}_+(z_0)$$

El intervalo de confianza de $\hat{\tau}_{RD}$ es igual a

$$CI_{1-\alpha, n}^{rbc} = \left[\left\{ \hat{\tau}_{RD}(h_n) - \hat{b}_n \right\} \pm \Phi_{1-\frac{\alpha}{2}}^{-1} \sqrt{\hat{v}_n^{rbc}} \right]$$

donde el superíndice *rbc* denota que es un intervalo robusto con correcciones de sesgo \hat{b}_n en la estimación de $\hat{\tau}(h_n)$ y en la estimación de la varianza. Las correcciones de los sesgos se describen en Calonico, Cattaneo y Rocio Titiunik (2014).

La estimación de una RPLP requiere determinar: i) el orden de la RPLP, ii) el ancho de banda h , es decir, las observaciones $(y_i, z_i) : z_i \in [z_0 - h; z_0 + h]$ que se utilizarán en las RPLP y iii) la función de

ponderación $w(z_i)$. En relación al orden, no es recomendable en RDD realizar regresiones polinómicas de orden mayor a 2. Esto se debe a que la estimación de la diferencia en los valores esperados a la izquierda y a la derecha del punto de corte es sensible al orden del polinomio, y la utilización de polinomios de orden alto puede incrementar la probabilidad de error de tipo 1, es decir, encontrar significatividad estadística en una discontinuidad cuando esta no existe (Gelman y Imbens 2019). En relación a $w(z_i)$, las estimaciones no-paramétricas pueden presentar estimaciones sesgadas cuando el soporte de la curva verdadera es acotado, el cual puede ser reducido si se utiliza una función de ponderación triangular (Cheng, Fan y Marron 1997):

$$w_k = 1 - \frac{|x_k - x_i|}{h} \quad (2)$$

Por último, los RDD utilizando RPLP son sensibles al h utilizado. En este sentido Calonico, Cattaneo y Farrell (2019) sugieren estimarlo como:

$$h = \left[\frac{(1 + 2q)\hat{v}_n^{bc}}{2(1 + p - q)\hat{b}_n} \right]^{1/(2p+3)} n^{-1/(2p+3)} \quad (3)$$

donde p es el orden de la RPLP, q es el orden de la derivada (0 en el caso de RDD y 1 en RKD), \hat{v}_n^{bc} la aproximación de la varianza y \hat{b}_n la aproximación del sesgo en el estimador de discontinuidad. Con el fin de conocer la sensibilidad de los resultados a la especificación elegida, se realizaron estimaciones de RDD y RKD utilizando polinomios de primer y segundo orden, con y sin covariables. Dado que la edad jubilatoria no determina inequívocamente que las personas se han convertido en beneficiarias del PAMI, todas las estimaciones realizadas son del tipo *fuzzy*. Las estimaciones fueron realizadas con el paquete para RStudio *Robust Data-Driven Statistical Inference in Regression-Discontinuity Designs* (Calonico, Cattaneo, Farrell y Rocio Titiunik 2022).

3 Resultados

En la Tabla 2 se presentan las estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en este capítulo. Se observa que un 73 % de los hogares tienen un jefe de hogar titular de algún tipo de seguro, mientras que el 27 % no tiene seguro de salud. Además, un 20 % de los jefes de hogar es beneficiario del PAMI, mientras que los jefes de hogar con seguro voluntario o más de un seguro representan el 4,8 y 3,2 % respectivamente. Por otra parte, los servicios de salud que registraron consumos con más frecuencia fueron los productos farmacéuticos y las consultas médicas, los cuales se verificaron en un 48,3 y 37,2 % de los hogares, respectivamente. En relación al GBS, la media per cápita es de \$ 909, lo que representa una proporción media de 4,8 % del gasto total. Por último, los indicadores de gasto catastrófico en salud (GCS) estimados muestran que un 15,6 % de los hogares destinó más del 10 % de su gasto total a GBS, mientras que un 4,3 % destinó más del 25 % de su gasto.

Tabla 2: Estadística descriptiva de variables utilizadas en los modelos RDD y RPLP

Variable	Notación	Grupo tratamiento			Grupo control				
		n	Media	PP	DE	n	Media	PP	DE
<i>VARIABLES OBJETIVO</i>									
Gasto en salud	$gsalud_i$	16.161	1.145,85	0,04	3.080,50	5.372	1.799,04	0,08	3.863,26
Proporción del gasto en salud	$pgsalud_i$	16.161		0,12	0,07	5.372		0,26	0,13
GCS ^{10%}	$cat^{10\%}$	16.161		0,02	0,33	5.372		0,10	0,44
GCS ^{25%}	$cat^{25\%}$	16.161		0,65	0,15	5.372		0,96	0,30
Poseción de un seguro de salud o más	$segi$	16.144		0,01	0,48	5.368		0,09	0,20
Poseción de más de un seguro	$segm_i$	16.144		0,04	0,12	5.368		0,06	0,28
Poseción de seguro voluntario	$seppi$	16.144		0,46	0,20	5.368		0,54	0,24
Utilización de servicios farmacéuticos	$farm_i$	8.588		0,19	0,50	3.242		0,16	0,50
Adquisición de equipamiento médico	$equi_i$	8.588		0,38	0,39	3.242		0,36	0,37
Realización de consultas médicas	$smed_i$	8.588		0,18	0,48	3.242		0,12	0,48
Utilización de servicios odontológicos	$sden_i$	8.588			0,38	3.242			0,32
<i>VARIABLE TRATAMIENTO</i>									
PAMI como seguro médico	$pami_i$	16.144		0,04	0,18	5.368		0,70	0,46
<i>VARIABLE CONTINUA OBSERVADA</i>									
Edad del JH menos edad jubilatoria	$edadn_i$	16.161	-20,28		11,47	5.372	9,36		7,39
<i>COVARIABLES</i>									
Gasto total	$gasto_i$	16.161	23.792,45		20.047,89	5.372	17.801,32		15.521,00
Sexo femenino	$sexo_i$	16.161		0,40	0,49	5.372		0,58	0,49
Inactivo económicamente	$inac_i$	16.161		0,15	0,36	5.372		0,82	0,38

Nota. Ver descripción de las variables en la Tabla 1. Abreviaturas: n = tamaño de la muestra, PP = proporción, DE = desvío estándar, GCS = gasto catastrófico en salud, PAMI = Plan de Asistencia Médica Integral, JH = jefe de hogar.

Las Figuras 1, 2 y 3 que se presentan en esta sección muestran los valores esperados a la derecha e izquierda del punto de corte $z = 0$ para la variable tratamiento y las variables objetivo. En los gráficos se muestra la media de estas variables para valores enteros de z , y las estimaciones a través de RPLP de orden 1 y 2, cuya salto estimado en z_0 se presenta en la Tabla 3. Los anchos de banda h utilizados en cada estimación pueden consultarse en la Tabla 5 del . Los resultados muestran que en $z = 0$ se produce un cambio significativo en la variable tratamiento $pami_i$. La proporción de jefes de hogar beneficiarios del PAMI se incrementa en 0,14 ($PV < 0,001$), lo cual puede observarse en la Figura 1 (a). Este incremento es de una magnitud importante, pues implica que el 14 % de los jefes de hogar se incorporan al PAMI en la edad jubilatoria.

El impacto del PAMI en la proporción de jefes de hogar que tienen al menos un seguro es de 0,5 ($PV < 0,001$). Este resultado implica que si el 100 % de la población accediera al PAMI en la edad jubilatoria, el porcentaje de jefes de hogar que serían titulares de un seguro de salud se incrementaría en un 48 %. Por otra parte, se observa que el PAMI impacta en la cantidad de jefes de hogar con más de un seguro, con un $\hat{\tau}$ de 0,16 en la estimación de orden 1 y 0,21 en la estimación de orden 2 ($PV < 0,001$ en todos los casos). El valor $\hat{\tau}$ para el seguro voluntario fue cercano a cero sin significatividad estadística, lo que indica que no se verificó un efecto *crowding out* sobre el mercado voluntario de seguros de salud. Los efectos descriptos pueden observarse en la Figura 1, la cual muestran saltos de los valores medios en z_0 para todos los tipos de seguro del jefe de hogar, a excepción del seguro voluntario.

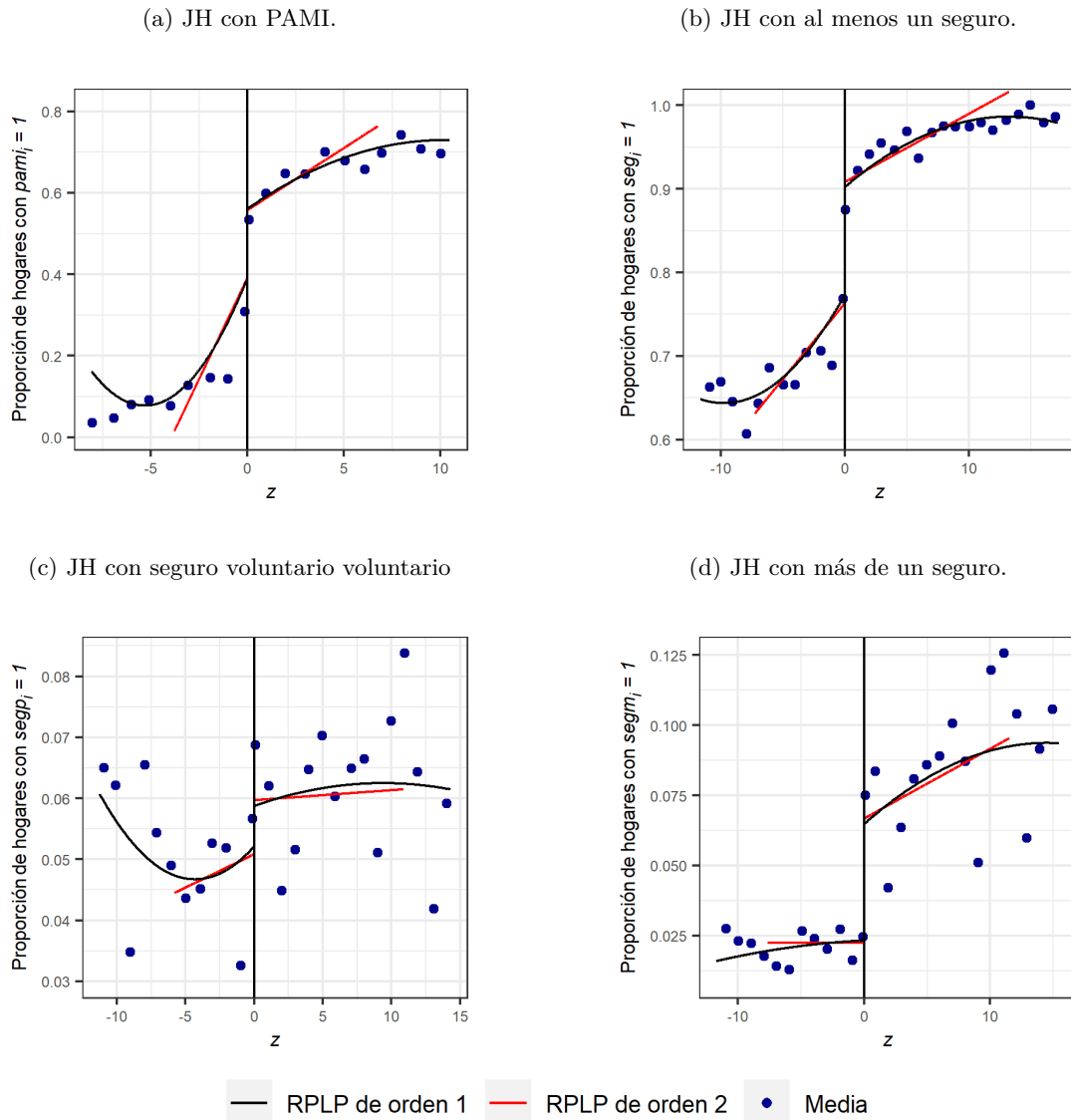
En relación a la protección financiera, los resultados basados en las RPLP que se presentan en la Figura 2 muestran un cambio negativo en el punto de corte $z = 0$. En el caso del gasto en salud per cápita, este disminuye cerca del 2 % ($PV < 0,01$ en la estimación de orden 1 y $PV < 0,05$ en la de orden 2), mientras que la proporción del gasto en salud disminuye un 4 % ($PV < 0,1$). Los indicadores de GCS mostraron parámetros estimados, que señalan caídas de entre el 0,06 y el 0,11 en la proporción de hogares, pero sin significatividad estadística ($PV > 0,1$).

Los resultados relacionados con el acceso a bienes y servicios de salud muestran parámetros con signos opuestos al esperado o sin significatividad estadística. La proporción de hogares que realizó consumos de servicios farmacéuticos tiene una variación en el punto de corte de -0,04 ($PV > 0,1$) en la estimación de orden 1, y de 0,01 ($PV > 0,1$) en la estimación de orden 2. Por otra parte, las estimaciones para servicios médicos y equipamiento tienen parámetros con el signo esperado, pero sin significatividad estadística. Finalmente, los servicios odontológicos muestran una discontinuidad de -0,13 a partir de la RPLP de orden 1 y de -0,17 en la de orden 2, pero con parámetros no significativos. Estos resultados son consistentes con la dispersión de puntos que se presenta en la Figura 3, donde se observan nubes sin discontinuidades claras.

Los parámetros $\hat{\tau}$ estimados en los RKD se presentan en la Tabla 4 y los anchos de banda h uti-

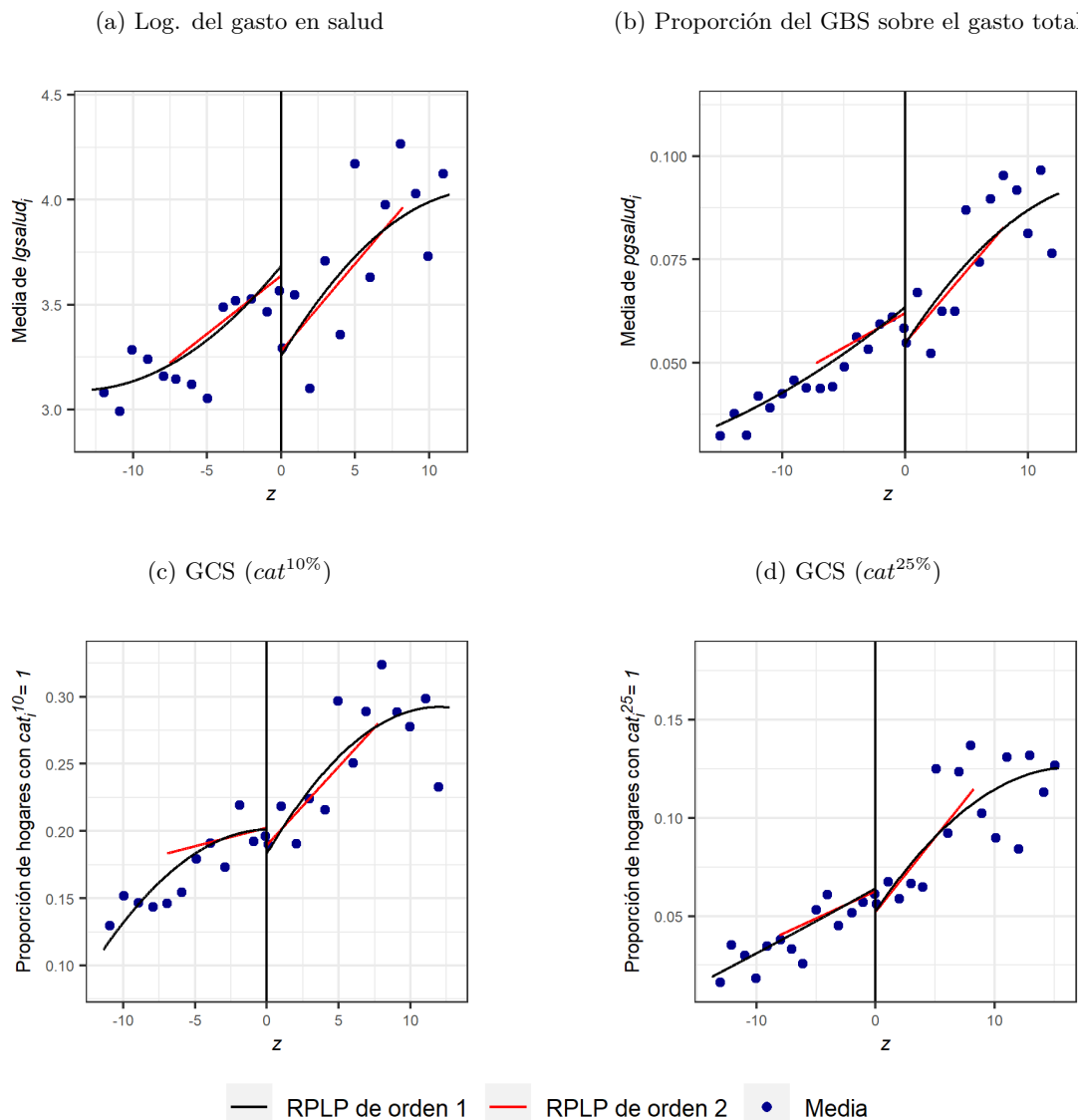
lizados en la Tabla 5, las cuales pueden encontrarse en el anexo. Las estimaciones no arrojaron resultados significativos, lo que indica que no hay evidencia sobre un cambio en la tasa de variación de las variables objetivo alrededor de la edad jubilatoria $z = 0$.

Figura 1: Estimación de la proporción de jefes de hogar con distintos tipos de seguro según la distancia hasta la edad jubilatoria ($z = 0$) en Argentina (2017/18).



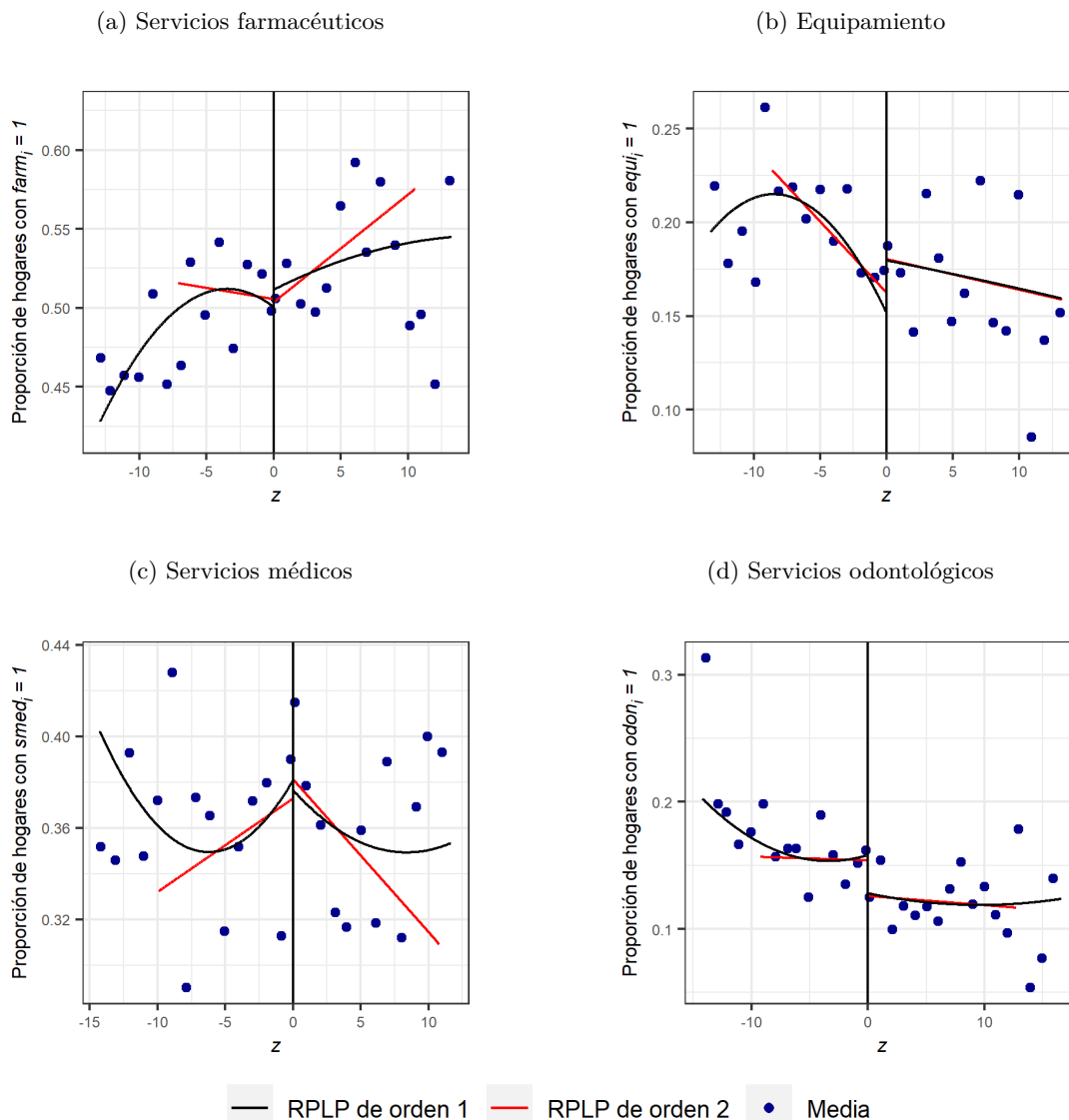
Nota. Abreviaturas: JH = jefe de hogar, RPLP = regresión polinómica local ponderada. Las RPLP que se muestran en las figuras son estimados a la derecha e izquierda de $z = 0$ utilizando los anchos de banda que se muestran en la Tabla 5 y ponderadores Kernel triangulares (ver sección 2). La descripción de las variables que se miden en los ejes de las ordenadas se muestra en la Tabla 1. La variable z_i es igual a la edad del JH menos 61 en caso que sea de género femenino y menos 66 si es de género masculino.

Figura 2: Estimación de indicadores de GBS y GCS para los hogares según la distancia de la edad del jefe de hogar hasta la edad jubilatoria ($z = 0$) en Argentina (2017/18).



Nota. GBS = gasto de bolsillo en salud, GCS = gasto catastrófico en salud, RPLP = regresión polinómica local ponderada. Las RPLP que se muestran en las figuras son estimados a la derecha e izquierda de $z = 0$ utilizando los anchos de banda que se muestran en la Tabla 5 y ponderadores Kernel triangulares (ver sección 2). La descripción de las variables que se miden en los ejes de las ordenadas se muestra en la Tabla 1. La variable z_i es igual a la edad del jefe de hogar menos 61 en caso que sea de género femenino y menos 66 si es de género masculino.

Figura 3: Proporciones de hogares que consumieron distintos bienes y servicios de salud según la distancia de la edad del jefe de hogar hasta la edad jubilatoria ($z = 0$) en Argentina (2017/18).



Nota. GBS = gasto de bolsillo en salud, GCS = gasto catastrófico en salud, RPLP = regresión polinómica local ponderada. Las RPLP que se muestran en las figuras son estimados a la derecha e izquierda de $z = 0$ utilizando los anchos de banda que se muestran en la Tabla 5 y ponderadores Kernel triangulares (ver sección 2). La descripción de las variables que se miden en los ejes de las ordenadas se muestra en la Tabla 1. La variable z_i es igual a la edad del jefe de hogar menos 61 en caso que sea de género femenino y menos 66 si es de género masculino.

Tabla 3: RDD de distintas variables en la edad jubilatoria ($z = 0$).

Variable objetivo	p	Con covariables ³			Sin covariables		
		$\hat{\tau}$	DE	N{Der.; Izq.}	$\hat{\tau}$	DE	N{Der.; Izq.}
Variable tratamiento ¹							
$pami_i$	1	0.14***	0.04	{1180; 2320}	0.14***	0.04	{1180; 2320}
	2	0.14***	0.05	{3180; 3377}	0.13***	0.05	{3180; 3377}
Tipos de seguro ²							
seg_i	1	0.48***	0.08	{2757; 3937}	0.51***	0.08	{2757; 3377}
	2	0.5***	0.12	{4415; 4551}	0.51***	0.12	{4815; 4265}
$segp_i$	1	0.02	0.07	{1956; 3377}	0.04	0.05	{2757; 3770}
	2	0.04	0.08	{4415; 4123}	0.06	0.07	{5646; 3937}
$segm_i$	1	0.16***	0.04	{2757; 3568}	0.14***	0.04	{3980; 3770}
	2	0.21**	0.07	{4415; 4265}	0.2***	0.06	{5982; 3937}
Acceso a bienes y servicios de salud ²							
$farm_i$	1	-0.04	0.18	{1562; 1989}	-0.02	0.17	{1562; 2106}
	2	0.01	0.25	{2693; 2342}	0.02	0.25	{2912; 2230}
$equi_i$	1	0.08	0.11	{1794; 2342}	0.09	0.11	{1794; 2230}
	2	0.11	0.19	{2912; 2230}	0.13	0.18	{3149; 2230}
$smed_i$	1	0.05	0.13	{2011; 1989}	0.07	0.13	{2233; 1989}
	2	0.16	0.23	{3149; 2106}	0.17	0.22	{3331; 2106}
$odon_i$	1	-0.13	0.11	{2011; 2230}	-0.14	0.12	{1562; 2230}
	2	-0.17	0.16	{3149; 2637}	-0.17	0.16	{2912; 2637}
GBS ²							
$lgsalud_i$	1	-2.1**	0.73	{2757; 2869}	-1.68.	0.78	{2757; 3377}
	2	-2.55*	1.04	{4815; 3568}	-1.89.	1.1	{5211; 3377}
$pgsalud_i$	1	-0.04•	0.02	{2757; 2628}	-0.04.	0.02	{3577; 2869}
	2	-0.04•	0.03	{5982; 3770}	-0.02	0.03	{6864; 3377}
$cat10_i$	1	-0.11	0.1	{2369; 2628}	-0.11	0.08	{3180; 3143}
	2	-0.09	0.14	{4415; 3770}	-0.04	0.15	{4415; 3568}
$cat25_i$	1	-0.06	0.05	{3180; 2869}	-0.06	0.04	{5211; 3143}
	2	-0.07	0.07	{5211; 4265}	-0.06	0.06	{6463; 4265}

Nota. *** $PV < 0,001$, ** $PV < 0,01$, * $PV < 0,05$, • $PV < 0,1$.

Abreviaturas: p = orden de la regresión, DE = desvío estándar, GBS = gastos de bolsillo en salud, N = tamaño de la muestra (se presenta el número de observaciones utilizado a izquierda y derecha del punto de corte).

Ver descripción de las variables en la Tabla 1.

¹RDD *sharp* de la variable objetivo en $z = 0$.

²RDD *fuzzy* de la variable objetivo en $z = 0$, utilizando como tratamiento $pami_i$.

³Se utilizaron como covariables el logaritmo del gasto per cápita del hogar ($lgasto_i$), el sexo del jefe de hogar ($sexo_i$) y la inactividad económica del jefe de hogar ($inac_i$).

4 Conclusiones y discusión

El PAMI es una de las políticas públicas más importantes dentro del SSA y la más importante para la financiación de la salud de los adultos mayores en Argentina. En este capítulo se encontró un efecto importante del PAMI en la cantidad de jefes de hogar que tienen seguro de salud. Este resultado es relevante para todos los integrantes de los hogares dado que la reglamentación del PAMI permite que un beneficiario titular incorpore a su grupo familiar dentro del seguro de salud. Sin embargo, los resultados sobre el efecto en la cobertura en salud son menos alentadores. Las evaluaciones realizadas sobre el GBS mostraron mejoras pequeñas en la protección financiera, y no se encontraron resultados a partir de los

indicadores de GCS. Por otra parte, no se encontraron mejoras en el acceso a la salud medida en términos de la utilización de servicios.

El estudio presentado en este capítulo es similar al realizado por Card, Dobkin y Maestas (2008b) para el análisis del programa MEDICARE en Estados Unidos, en el cual evalúan su efecto en la utilización de servicios médicos. Al igual que en el caso del PAMI en la edad jubilatoria, encuentran que a los 65 años se produce un salto en la proporción de la población que tiene un seguro de salud y, a partir de este hecho, evalúan la existencia de saltos en otras variables. Los autores encuentran un efecto similar sobre la posesión de más de un seguro como el que se observa en la Figura 1 (b), pero, a diferencia de los resultados presentados en este capítulo, también encuentran cambios en la utilización de servicios.

Una posible explicación de estos resultados reside en la heterogeneidad de las características de la población que accede al PAMI. En primer lugar, existe un grupo de la población beneficiaria de un seguro a través de una obra social o de un seguro voluntario en su etapa activa. En segundo lugar, como se observa en la Figura 1 (b), existe un grupo de jefes de hogar, que representaría entre el 15 y el 20 % del total, que llegan a la edad jubilatoria sin seguro. En caso que este grupo, al convertirse en beneficiario del PAMI, no modifique sus pautas de utilización del sistema de salud, podría verificarse un salto en la proporción de población con seguro de salud, manteniéndose constante la utilización de servicios y la protección financiera. Por lo tanto, los resultados observados podrían explicarse por nuevos beneficiarios del PAMI que no tenían seguro en su etapa activa, y continúan accediendo a prestaciones sanitarias a través de GBS o utilizando la oferta del subsistema público. Este resultado es consistente con el comportamiento de los jefes de hogar relacionados a la titularidad de más de un seguro. En primer lugar, en la Figura 1 (d) se observa que una proporción cercana al 5 % decide mantener un seguro adicional. En segundo lugar, la ausencia de efecto *crowding-out* muestra que los nuevos beneficiarios del PAMI están dispuestos a conservar un seguro voluntario, es decir que no ven al PAMI como un sustituto perfecto de otros tipos de seguro de salud. Esto es confirmado por las regresiones estimadas a la derecha del punto de corte, las cuales tienen una leve pendiente positiva.

Otra posible explicación para la ausencia de cambios en la utilización de servicios podría encontrarse en que, a partir de que una persona sin seguro se convierte en beneficiario de PAMI, transita un periodo de adaptación que imposibilita la detección de un salto en las variables objetivo. De todas formas, se debe considerar que, en general, las prestaciones médicas son costosas y existe un 27 % de jefes de hogar que no cuentan con seguro de salud. De no existir el sistema público, parecería poco probable la inexistencia de una demanda contenida en personas de entre 60 y 65 años, la cual debería efectivizarse al momento de una caída del costo de las prestaciones a valores cercanos a cero.

La verificación de las hipótesis mencionadas previamente tienen las implicancias que se mencionan a continuación. Si se corrobora la existencia de beneficiarios que estén abonando GBS por prestaciones a

las cuales deberían acceder sin costo, el PAMI debería revisar su oferta de servicios, generando auditorías para detectar pagos informales. En caso que se verifique que los beneficiarios están incurriendo en GBS para acceder a prestaciones que no están incluidas dentro de las ofrecidas por PAMI, este organismo deberá evaluar la factibilidad y el beneficio de su inclusión. Por último, si se verifica que los afiliados acuden al subsistema público, el PAMI junto con el Estado deberían organizar su oferta prestacional de forma que los afiliados sean solo recibidos en prestadores que han firmado un convenio con PAMI, con el objetivo de evitar subsidios cruzados entre el Estado y el PAMI.

Los resultados de este capítulo deben evaluarse considerando las siguientes limitaciones. En primer lugar, en la ENGHo la unidad observacional es el hogar, lo que dificulta efectuar estimaciones que incluyan a la edad o el seguro de salud en hogares heterogéneos. La caracterización a partir del jefe de hogar da lugar a distintas imprecisiones. Por ejemplo, un hogar en el que todos sus integrantes tienen cobertura a excepción del jefe de hogar, y en el que se verifica utilización de bienes y servicios relacionados con la salud sería erróneamente clasificado como un hogar sin seguro de salud que accedió al sistema. Esta limitación afecta a la precisión de los resultados relacionados al GBS al acceso a servicios de salud. En segundo lugar, el tamaño de la muestra para los datos de utilización de servicios de salud es sensiblemente menor a las variables de gasto y de posesión de seguro. Como consecuencia, la potencia de los test estadísticos es menor, lo cual debilita la aceptación de la hipótesis de continuidad de las variables en el punto de corte. Por último, la forma de medir acceso a la salud está basada en la utilización de un conjunto servicios expresados como variables dicotómicas, lo cual no incluye a otros servicios que pueden resultar relevantes y no permite evaluar diferencias entre las cantidades utilizadas.

Los resultados encontrados muestran la importancia de estudiar las barreras en el acceso a servicios de salud que enfrentan los beneficiarios del PAMI, las cuales pueden entenderse como los obstáculos para que se cumplan las condiciones de acceso a la salud. El cambio en la población asegurada es de una magnitud sobre la cual parece inverosímil que la utilización de servicios no se modifique. En este sentido, existen, al menos, cuatro dimensiones que es necesario explorar. En primer lugar, es necesario conocer como influyen los usos y costumbres en el acceso a la salud, lo cual incluye una evaluación de cambios lentos en los hábitos de consumo a partir de la obtención de un seguro de salud. Dentro de la población que se incorpora al PAMI, existe una proporción que no tiene seguro antes de obtenerlo, por lo cual no tiene experiencia en trámites administrativos específicos de los seguros de salud y este factor puede constituir una barrera en el acceso. En segundo lugar, podrían existir barreras causadas por limitaciones en la oferta de servicios. Por último, se debe evaluar la diferencia entre la oferta del subsistema público y los servicios que tienen disponibles los beneficiarios del PAMI dado que, en caso de ser similares, no se observarían diferencias en la utilización de servicios.

5 Referencias bibliográficas

- Ámbito Financiero (2022). ANSES: Cómo saber el estado de expediente de tu jubilación. Ámbito Financiero. URL: <https://www.ambito.com/informacion-general/anses/como-saber-el-estado-expediente-tu-jubilacion-n5397075>.
- Bernal N., Carpio M. A. & Klein T. J. (2017). The effects of access to health insurance: Evidence from a regression discontinuity design in Peru. *Journal of public economics*, 154, 122–136. DOI: 10.1016/j.jpubeco.2017.08.008.
- Calonico S., Cattaneo M. D. & Farrell M. H. (2019). Optimal bandwidth choice for robust bias-corrected inference in regression discontinuity designs. *The econometrics journal*, 23(2), 192–210. DOI: 10.1093/ectj/utz022.
- Calonico S., Cattaneo M. D., Farrell M. H. & Titiunik R. (2019). Regression discontinuity designs using covariates. *The review of economics and statistics*, 101(3), 442–451. DOI: 10.1162/rest_a_00760.
- Calonico S., Cattaneo M. D., Farrell M. H. & Titiunik R. (2022). Robust Data-Driven Statistical Inference in Regression-Discontinuity Designs. URL: <https://CRAN.R-project.org/package=rdrubust>.
- Calonico S., Cattaneo M. D. & Titiunik R. (2014). Robust Data-Driven Inference in the Regression-Discontinuity Design. *The Stata journal*, 14(4), 909–946. DOI: 10.1177/1536867X1401400413.
- Calonico S., Cattaneo M. D. & Titiunik R. (2014). Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 82(6), 2295–2326. DOI: 10.3982/ecta11757.
- Card D., Dobkin C. & Maestas N. (2009a). DOES MEDICARE SAVE LIVES? *The quarterly journal of economics*, 124(2), 597–636. DOI: 10.1162/qjec.2009.124.2.597.
- Card D., Dobkin C. & Maestas N. (2008b). The Impact of Nearly Universal Insurance Coverage on Health Care Utilization: Evidence from Medicare. *The American economic review*, 98(5), 2242–2258. DOI: 10.1257/aer.98.5.2242.
- Chapin F. S. (1938). Design for Social Experiments. *American sociological review*, 3(6), 786–800. DOI: 10.2307/2084712.
- Cheng M.-Y., Fan J. & Marron J. S. (1997). On automatic boundary corrections. *The Annals of Statistics*, 25(4), 1691–1708. DOI: 10.1214/aos/1031594737.

- Cleveland W. S. & Loader C. Smoothing by Local Regression: Principles and Methods. In: *Statistical Theory and Computational Aspects of Smoothing*. Physica-Verlag HD, 1996, 10–49. DOI: 10.1007/978-3-642-48425-4_2. URL: http://dx.doi.org/10.1007/978-3-642-48425-4_2.
- Crossley T. F. & Kennedy S. (2002). The reliability of self-assessed health status. *Journal of health economics*, 21(4), 643–658. DOI: 10.1016/s0167-6296(02)00007-3.
- Cunningham S. (2021). *Causal Inference*. Yale University Press. DOI: 10.12987/9780300255881.
- Frölich M. Regression Discontinuity Design with Covariates. 2007. DOI: 10.2139/ssrn.1012027. URL: <https://papers.ssrn.com/abstract=1012027>.
- Gelman A. & Imbens G. (2019). Why High-Order Polynomials Should Not Be Used in Regression Discontinuity Designs. *Journal of business & economic statistics: a publication of the American Statistical Association*, 37(3), 447–456. DOI: 10.1080/07350015.2017.1366909.
- Hahn J., Todd P. & Klaauw W. (2001). Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 69(1), 201–209. DOI: 10.1111/1468-0262.00183.
- Instituto Nacional de Estadística y Censos (2020a). *Encuesta Nacional de Gastos de Hogares 2017-2018: manual de uso de la base de datos usuario* (1a ed.) URL: <https://www.indec.gob.ar/indec/web/Institucional-Indec-BasesDeDatos-4>.
- Instituto Nacional de Estadística y Censos (2020b). Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares 2017 / 2018 (Base de datos). URL: <https://www.indec.gob.ar/indec/web/Institucional-Indec-BasesDeDatos-4>.
- Instituto Nacional de Estadística y Censos (2020c). *Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares 2017-2018: Factores de expansión, estimación y cálculo de los errores de muestreo: nota técnica n°4* (1a ed. ed.)
- Instituto Nacional de Estadística y Censos (2022). Glosario. URL: <https://www.indec.gob.ar/indec/web/Institucional-Indec-Glosario>.
- Instituto Nacional de Servicios Sociales para Jubilados y Pensionados (2022). Afiliación titular definitiva. URL: <https://www.pami.org.ar/tramite/afiliacion>.
- Levy H. & Meltzer D. (2008). The impact of health insurance on health. *Annual review of public health*, 29, 399–409. DOI: 10.1146/annurev.publhealth.28.021406.144042.

- Ley n° 19.032. Instituto Nacional de Servicios Sociales para Jubilados y Pensionados. Art. 2 (1971).
Publicada en el Boletín Oficial de la República Argentina n° 22.184, 28 de mayo de 1971. Argentina.
URL: <http://servicios.infoleg.gob.ar/infolegInternet/verNorma.do?id=16081>.
- Ley n° 23.660. Obras Sociales. Art. 9 (1988). Publicada en el Boletín Oficial de la República Argentina n° 26.555, 20 de enero de 1989. Argentina. URL: <http://servicios.infoleg.gob.ar/infolegInternet/anexos/0-4999/62/texact.htm>.
- Ley n° 24.241. Sistema Integrado de Jubilaciones y Pensiones. Art. 19 (1993). Publicada en el Boletín Oficial de la República Argentina n° 27.745, 18 de octubre de 1993. Argentina. URL: <http://servicios.infoleg.gob.ar/infolegInternet/verNorma.do?id=639>.
- Mulyanto J., Kringos D. S. & Kunst A. E. (2019). The accuracy of self-report versus objective assessment for estimating socioeconomic inequalities in disease prevalence in Indonesia. *International journal of public health*, 64(8), 1233–1241. DOI: 10.1007/s00038-019-01301-5.
- Okura Y. (2004). Agreement between self-report questionnaires and medical record data was substantial for diabetes, hypertension, myocardial infarction and stroke but not for heart failure. *Journal of clinical epidemiology*, 57(10), 1096–1103. DOI: 10.1016/j.jclinepi.2004.04.005.
- Organización Mundial de la Salud & Grupo del Banco Mundial. Monitoreo del progreso hacia la cobertura universal de salud a nivel nacional e global: marco de trabajo, medidas y metas. 2014. URL: <https://apps.who.int/iris/handle/10665/112827>.
- Palmer M. (2015). The impact of health insurance for children under age 6 in Vietnam: A regression discontinuity approach. *Social science & medicine*, 145, 217–226. DOI: 10.1016/j.socscimed.2014.08.012.
- Tenkorang E. Y. (2015). Validity of Self-Report Data in Hypertension Research: Findings From The Study on Global Ageing and Adult Health. *Journal of clinical hypertension*, 17(12), 977–984. DOI: 10.1111/jch.12616.
- Thistlethwaite D. L. & Campbell D. T. (1960). Regression-discontinuity analysis: An alternative to the ex post facto experiment. *Journal of educational psychology*, 51(6), 309–317. DOI: 10.1037/h0044319.
- Trujillo A. J. (2003). Medical care use and selection in a social health insurance with an equalization fund: evidence from Colombia. *Health economics*, 12(3), 231–246. DOI: 10.1002/hec.711.

Vera-Hernández A. M. (1999). Duplicate coverage and demand for health care. The case of Catalonia. *Health economics*, 8(7), 579–598. DOI: 10.1002/(sici)1099-1050(199911)8:7<579::aid-hec478>3.0.co;2-p.

Waters H. R. (1999). Measuring the impact of health insurance with a correction for selection bias—a case study of Ecuador. *Health economics*, 8(5), 473–483. DOI: 10.1002/(sici)1099-1050(199908)8:5<473::aid-hec453>3.0.co;2-c.

A Apéndice

Tabla 4: RKD de distintas variables en la edad jubilatoria ($z = 0$).

Variable objetivo	p	Con covariables ³		Sin covariables	
		$\hat{\tau}$	DE	$\hat{\tau}$	DE
Variable tratamiento ¹					
$pami_i$	1	-0.1***	0.03	-0.1***	0.03
	2	-0.08**	0.03	-0.08**	0.03
Tipos de seguro ²					
seg_i	1	0.46	0.48	0.43	0.77
	2	0.57	0.48	0.57	0.51
$segp_i$	1	0	0.33	0	0.31
	2	0.34	0.47	0.38	0.56
$segm_i$	1	-0.2	0.73	-0.15	0.52
	2	0.28	0.42	0.3	0.47
Acceso a bienes y servicios de salud ²					
$farm_i$	1	-0.77	1.3	-0.72	1.2
	2	-1.2	2.44	-1.15	2.54
$equi_i$	1	-0.75	1.69	-0.61	1.64
	2	-1.28	2.83	-1.29	3
$smed_i$	1	-16132.99	38904.62	-239.44	702.37
	2	5.15	17.74	5.52	16.4
$odon_i$	1	0.14	0.4	0.15	0.39
	2	0.35	0.52	0.35	0.52
GBS ²					
$lgsalud_i$	1	21.35	232.61	-2.12	7.14
	2	28.32	108.63	17.13	185.52
$pgsalud_i$	1	0.62	29.75	-0.01	4.03
	2	-0.46	0.57	-0.46	0.54
$cat10_i$	1	-0.92	1.09	-1.3	1.98
	2	-0.24	0.91	-0.12	0.94
$cat25_i$	1	-112.5	1812.65	3.48	29.73
	2	-0.23	0.73	-0.24	0.8

Nota. Ver descripción de las variables en la Tabla 1. Abreviaturas: p = orden de la regresión, DE = desvío estándar, GBS = gastos de bolsillo en salud.

¹RKD *sharp* de la variable objetivo en $z = 0$.

²RKD *fuzzy* de la variable objetivo en $z = 0$, utilizando como tratamiento $pami_i$.

³Se utilizaron como covariables el logaritmo del gasto per cápita del hogar ($lgasto_i$), el sexo del jefe de hogar ($sexo_i$) y la inactividad económica del jefe de hogar ($inac_i$).

*** $PV < 0,001$, ** $PV < 0,01$, * $PV < 0,05$, • $PV < 0,1$.

Tabla 5: Anchos de banda h utilizados en los RDD presentados en la Tabla 3 y en los RKD presentados en la Tabla 4

Variable objetivo	p	RDD				RKD			
		Con covariables ³		Sin covariables		Con covariables ³		Sin covariables	
		BWL	BWR	BWL	BWR	BWL	BWR	BWL	BWR
Variable tratamiento ¹									
$pami_i$	1	3.80	6.72	3.80	6.66	3.15	5.33	3.16	5.29
	2	8.05	10.48	8.03	10.26	7.52	9.08	7.50	8.88
Tipos de seguro ²									
seg_i	1	7.24	13.23	7.66	10.85	9.61	10.13	11.04	10.02
	2	11.63	17.23	12.23	15.72	14.52	14.77	14.64	14.72
$segp_i$	1	5.80	10.87	7.73	12.09	8.67	9.67	8.47	9.95
	2	11.24	14.27	14.88	13.23	13.70	12.28	13.93	11.91
$segm_i$	1	7.63	11.52	10.44	12.82	12.06	10.58	11.06	10.29
	2	11.72	15.47	15.22	13.81	14.44	12.62	14.40	12.24
Acceso a bienes y servicios de salud ²									
$farm_i$	1	7.10	10.51	7.32	11.64	8.77	8.30	8.82	8.74
	2	12.92	13.21	13.03	12.37	14.98	11.44	15.00	11.25
$equi_i$	1	8.59	13.22	8.43	12.51	11.89	10.51	11.31	10.12
	2	13.26	12.88	14.47	12.98	15.30	11.26	15.49	11.33
$smed_i$	1	9.92	10.80	10.89	10.68	13.50	9.31	13.51	9.35
	2	14.25	11.70	15.14	11.57	16.69	11.21	16.69	11.32
$odon_i$	1	9.20	12.71	7.66	12.71	6.55	10.38	6.66	10.69
	2	14.19	16.61	13.90	16.44	13.29	14.60	13.33	14.62
GBS ²									
$lgsalud_i$	1	7.55	8.21	7.13	10.96	12.33	8.42	9.66	8.95
	2	12.78	11.40	13.04	10.62	16.87	10.16	15.87	9.35
$pgsalud_i$	1	7.27	7.99	9.28	8.89	10.72	7.07	10.72	6.67
	2	15.39	12.52	17.10	10.21	20.05	9.16	19.70	8.92
$cat10_i$	1	6.92	7.72	8.76	9.61	8.93	7.84	9.42	7.40
	2	11.38	12.77	11.43	11.51	12.60	10.13	12.43	9.78
$cat25_i$	1	8.05	8.22	13.18	10.00	12.52	8.33	13.12	8.22
	2	13.71	15.38	16.18	15.57	16.74	13.56	16.89	13.37

Nota. Ver descripción de las variables en la Tabla 1. Abreviaturas: p = orden de la regresión, GBS = gastos de bolsillo en salud, BWL = ancho de banda a la izquierda de $z = 0$, BWR = ancho de banda a la derecha de $z = 0$.

¹RKD *sharp* de la variable objetivo en $z = 0$.

²RKD *fuzzy* de la variable objetivo en $z = 0$, utilizando como tratamiento $pami_i$.

³Se utilizaron como covariables el logaritmo del gasto per cápita del hogar ($lgasto_i$), el sexo del jefe de hogar ($sexo_i$) y la inactividad económica del jefe de hogar ($inac_i$).

*** $PV < 0,001$, ** $PV < 0,01$, * $PV < 0,05$, • $PV < 0,1$.