

Determinantes del gasto de bolsillo en salud en el Perú y la pandemia de Covid 19

Determinants of Out-of-Pocket Health Expenditure in Peru and the Covid 19 Pandemic

Luis García¹

Pontificia Universidad Católica del Perú
Lima, Perú

lgarcia@pucp.edu.pe

<https://orcid.org/0000-0001-7674-5461>

Crissy Rojas²

Pontificia Universidad Católica del Perú
Lima, Perú

crissy.rojas@pucp.pe

Recibido: 11/01/2023 - Aceptado: 18/05/2023 - Publicado: 17/07/2023

RESUMEN

Este estudio evalúa cuantitativamente a los principales determinantes del gasto de bolsillo en salud como capacidad de pago (GBCP) en el periodo 2016-2020, entre ellos el acceso a los seguros de salud y el contraer la enfermedad de Covid 19. Estudios previos como el de Petrerá y Jiménez (2018) solo se han concentrado en el Seguro Integral de Salud (SIS), pero no han considerado al seguro Essalud. Se espera que los seguros reduzcan el GBCP mientras que el sufrir de Covid 19 incrementa este gasto. Mediante estimaciones de un modelo Tobit con datos de panel y efectos fijos, se encuentra que el SIS reduce el GBCP en los más pobres, mientras que Essalud lo hace para lo no pobres. Por otro lado, enfermar de Covid 19 incrementa fuertemente el GBCP.

Palabras clave: Gasto en salud, Seguro Público, Seguro Social, Datos de Panel, Tobit.
Código JEL: I10, I13, I15.

ABSTRACT

This study quantitatively assesses the main determinants of out-of-pocket health expenditure as ability to pay (OOPE) in the period 2016-2020, including access to health insurance and getting sick from Covid 19 disease. Previous studies such as Petrerá and Jimenez (2018) have only focused on Seguro Integral de Salud (SIS), but have not considered Essalud insurance. Insurance is expected to reduce OOPE while suffering from Covid 19 increases this expenditure. Using a fixed-effect panel data Tobit model, we find that SIS reduces OOPE for the poorest, while Essalud does so for the non-poor. On the other hand, Covid 19 strongly increases OOPE for poor and non-poor.

Keywords: Health spending, Public Insurance, Social Security, Panel Data, Tobit.

JEL Code: I10, I13, I15.

1. Introducción

Es conocido en la literatura que el gasto en bolsillo en salud, entendido como los gastos monetarios directos realizado por las personas en atenciones, medicinas, insumos médicos, hospitalizaciones, etc., es uno de los factores que afecta la economía de los hogares, en especial de los más pobres en el Perú y América Latina. Estos gastos son definidos por la OMS como gastos sanitarios realizados por el hogar en el momento en que la familia se beneficia del servicio de salud, es decir, no se trata de un gasto anticipado sino desembolsado al requerirse la atención. Se evidencia que mientras mayor sea el porcentaje del gasto de bolsillo de salud en el hogar, ellos están más propensos a incurrir en un riesgo financiero y posiblemente al empobrecimiento.

En los países en donde no se cuenta con un seguro universal de salud, o en donde existen sectores de la población sin la cobertura de los seguros de salud –como en el caso peruano, el gasto de bolsillo es un factor que perjudica el bienestar de los hogares desprotegidos. Adicionalmente, según Torres y Knaul (2003), el gasto de bolsillo constituye una forma ineficiente e inequitativa de financiamiento del gasto en salud familiar, ya que el acceso a servicios de salud está condicionado a la capacidad de pago del hogar en el momento en que sucede la enfermedad. En el caso peruano, pese a la expansión del Seguro Integral de Salud de 39% de la población en 2014 al 47% en el 2018 según las encuestas de hogares, el gasto de bolsillo aún representa una importante carga a las familias peruanas (Petrera y Jiménez, 2018).

El objetivo de esta investigación es extender lo que se conoce sobre los principales factores que determinan el gasto de bolsillo en salud en el Perú, con el fin de proveer insumos a políticas de salud que busquen reducir este gasto. En especial interesa evaluar en qué medida los seguros de salud han contribuido a su reducción. También se evalúa si la pandemia de Covid 19 ha tenido algún impacto en este gasto, sobre todo en el año 2020 en donde el sistema sanitario peruano se enfrentó a esta enfermedad, que surgió de improviso, sin la preparación adecuada en términos de disponibilidad de camas de cuidados intensivos adecuadamente equipadas, concentradores de oxígeno, etc. Como es de conocimiento público, estas deficiencias provocaron la muerte de más de 200 mil peruanos entre los

años 2020 y 2021. Al respecto, estudios recientes en otros países encuentran que la enfermedad covid 19 puede incrementar fuertemente el gasto de salud (Thomas et al., 2021; Gang et al. 2022).

Para ello extendemos el análisis actual (Petrera y Jiménez, 2018), el cual empleó mínimos cuadrados ordinarios utilizando datos de corte transversal repetidos, a uno que utiliza datos de panel de hogares. Esto extiende el análisis en dos aspectos: (a) permite controlar mejor a covariables no observables, lo cual puede dar una connotación causal a las relaciones encontradas; (b) mediante el análisis Tobit incluimos a las personas que se enfermaron y aquellas que no lo estuvieron en el análisis, considerando que el evento de sufrir una necesidad de salud no es un evento al azar inexplicable, sino que puede estar relacionado con las condiciones de vida de la población. Cabe mencionar que en este análisis no se incluye al llamado gasto catastrófico en salud, el cual ocurre cuando el gasto de bolsillo supera el 40% de la capacidad de pago de un hogar.

Para la formulación del presente trabajo, el documento se divide en 6 secciones. En la segunda sección, se realiza una revisión de la literatura sobre el gasto de bolsillo en salud, describiendo experiencias en Latinoamérica y el mundo. En la tercera sección, se presentan algunos hechos estilizados sobre el gasto de bolsillo en salud en el Perú. En la cuarta sección se describe la metodología econométrica de datos de panel empleada en el estudio. En la quinta sección se presentan los principales resultados econométricos, mientras que en la sexta sección se discuten los resultados hallados en relación con la pandemia de Covid 19 y sus secuelas. Finalmente, la sección séptima presenta las conclusiones del estudio.

2. Revisión de literatura sobre los determinantes del gasto de bolsillo en salud

La literatura existente –la cual utiliza mayoritariamente datos de corte transversal– distingue hasta cinco grupos de determinantes del gasto de bolsillo: los seguros de salud, variables demográficas, variables socioeconómicas, el estado de salud, y variables relacionadas al empleo. Cabe mencionar que no todos los trabajos revisados definen el gasto de bolsillo de la misma forma, algunos definen la variable en unidades monetarias

gastadas mientras que otras ven al gasto en salud como un porcentaje del gasto total familiar.

En el caso de los seguros de salud, la mayoría de estudios encuentra una relación negativa entre la afiliación a un seguro de salud y el gasto de bolsillo (Torres y Knaul, 2003; Petrera y Jiménez, 2018; Tirgil et al., 2019; Sosa-Rubí et al. 2011; Lavilla, 2012; Hjortsberg, 2003), aunque algunos pocos encuentran una relación positiva (Rubin y Koelln, 1993; Correa-Burrows, 2012), o que el efecto puede cambiar de signo según el país que se analice (Peticara, 2008). En cuanto a las características demográficas del hogar, algunos estudios han encontrado una relación positiva entre el número de niños y el número de adultos mayores de 65 años en el hogar, con el gasto de bolsillo (Torres y Knaul, 2003; Lavilla, 2012; Peticara, 2008; Cid y Prieto, 2012), tal como podría esperarse debido a los mayores gastos de salud que pueden ocurrir en estos grupos poblacionales. El sexo del jefe de hogar también ha sido incluido en algunos trabajos, reportándose un efecto negativo de la variable dummy “sexo masculino” (Cid y Prieto, 2012), o ningún efecto (Lavilla, 2012; Correa-Burrows, 2012). En algunos estudios, la edad del jefe presenta una relación positiva con el gasto de bolsillo (Peticara, 2008; Cid y Prieto, 2012), o ningún efecto (Correa-Burrows, 2012). El tamaño del hogar presenta una clara relación positiva con el gasto de bolsillo (Petrera y Jiménez, 2018), aunque también se ha encontrado el signo contrario (Correa-Burrows, 2012). En el caso del número de mujeres en edad fértil, también se encuentra un signo negativo (Petrera y Jiménez, 2018; Lavilla, 2012), aunque el efecto no es claro en otros estudios (Cid y Prieto, 2012).

Respecto al grupo de variables socioeconómicas como determinantes del gasto de bolsillo en salud, los estudios en diversos países muestran que el determinante más resaltante es el nivel de ingresos o gastos del hogar. En la gran mayoría de los casos se encuentra una relación positiva con el gasto de bolsillo en salud (Petrera y Jiménez, 2018; Hjortsberg, 2003; Rubin y Koelln, 1993; Correa-Burrows, 2012). Sin embargo, en otros trabajos se observa un signo negativo en los 6 de los 7 países estudiados (Peticara, 2008), o no se tiene un efecto claro (Lavilla, 2012). En el caso del nivel educativo del jefe del hogar, en tres trabajos revisados a más educación del jefe se aprecia un mayor gasto de bolsillo (Rubin y Koelln, 1993; Cid y Prieto, 2012; Lavilla, 2012), mientras que en otro estudio (Peticara,

2008), en los países estudiados los signos son a veces positivos, en otros negativos. En ocasiones, algunos estudios utilizan el nivel socioeconómico en lugar del nivel de ingreso. En este caso no se aprecian asociaciones claras con mayor o menor gasto de bolsillo (Correa-Burrows, 2012; Cid y Prieto, 2012). Sobre las características de la vivienda, (vivienda inadecuada, hacinamiento y acceso a servicios higiénicos adecuados), se ha encontrado un efecto positivo en la primera y negativo en las dos últimas (Lavilla, 2012). Por último, una investigación encuentra que en zonas rurales se observa un mayor gasto de bolsillo (Lavilla, 2012) pero en otra se obtiene el signo opuesto (Hjortsberg, 2003).

Sobre el estado de salud o la gravedad de la enfermedad, se encuentra que esto incrementa el gasto de bolsillo, relacionándose con la cantidad de visitas ambulatorias (Hjortsberg, 2003; Correa-Burrows, 2012), estar hospitalizado (Petrera y Jiménez, 2018; Lavilla, 2012; Correa-Burrows, 2012; Peticara, 2008), y debido a enfermedades crónicas (Correa-Burrows, 2012). Algunos pocos trabajos relacionan al gasto de bolsillo con la condición laboral del jefe de hogar, encontrándose un mayor gasto de bolsillo en los desempleados en algunos países (Peticara, 2008).

Algunos pocos trabajos incluyen como determinantes a variables relacionadas al empleo. En Peticara (2008) también se encuentra un mayor gasto en los desempleados (excepto en Colombia y Ecuador). Por su parte, Karan et al. (2017) incluye como controles es su estimación a variables como el estatus laboral del trabajador (trabajador asalariado, autoempleado, etc.), pero no presenta los coeficientes estimados.

Respecto al impacto que la enfermedad Covid-19 ha tenido sobre el gasto de bolsillo en salud, Thomas et al. (2021) utilizan una muestra de pacientes de un hospital de la India durante la pandemia, encuentran un fuerte incremento en el gasto de bolsillo en salud, inclusive un tercio de los encuestados cayó en pobreza. En el mismo país, Garg et al. (2022) encontró un efecto similar. Asimismo, estar afiliado a un seguro de salud público o privado fue poco efectivo para reducir el gasto catastrófico en salud.

Cabe mencionar que la literatura sobre gasto de bolsillo ha prestado poca atención a la relación entre este gasto y el acceso al agua y saneamiento (excepto en Lavilla (2012) que incluye acceso a servicios

higiénicos). No obstante, existen estudios que reconocen la importancia de la inversión en agua y saneamiento en la reducción de las enfermedades (Evans et al., 2004; Bartram et al., 2005; Sanctuary y Tropp, 2005; Prüss-Üstün, et al., 2008). Se reconoce que la diarrea, las infecciones por parásitos intestinales y el dengue son consecuencia de contar con agua de baja calidad y malamente almacenada. Por esa razón, en este estudio se incluirá a estas variables como determinantes del gasto en bolsillo de salud.

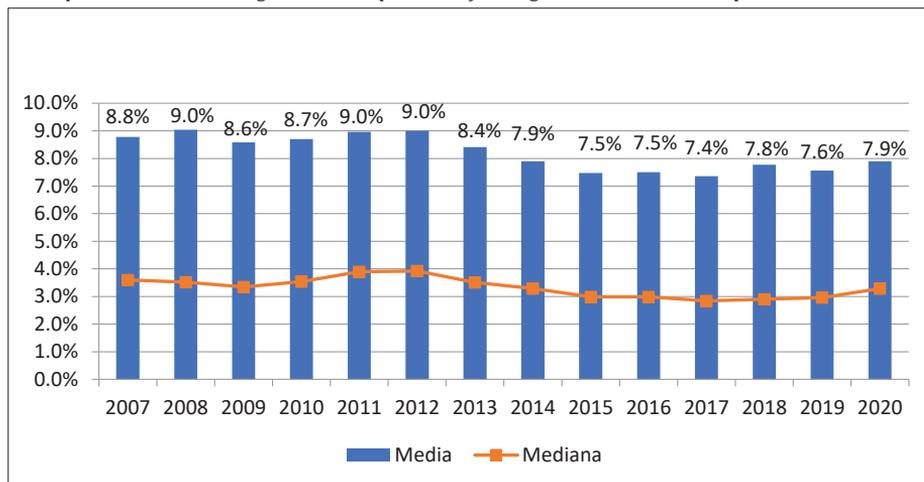
3. Algunos hechos estilizados sobre el gasto de bolsillo y el gasto catastrófico en salud en el Perú

La variable de interés en esta investigación es el Gasto de Bolsillo por Capacidad de Pago (GBCP), definido como aquella fracción que representa el gasto monetario familiar en salud del total de ingresos familiares luego de descontar el gasto en alimentos. La fracción es convertida a porcentaje multiplicándola por 100%. El gasto de bolsillo en salud incluye a los gastos en atención médica, medicinas, análisis, rayos x, y otros servicios para tratamientos de enfermedades.

$$GBCP = \frac{\text{Gasto de Bolsillo en salud}}{\text{Ingresos Familiares totales} - \text{Gasto en Alimentos}} \times 100\%$$

El GBCP toma valores en el rango de 0 a 100. Usualmente cuando el GBCP supera el 40% se le considera como un gasto catastrófico, pues pone en riesgo la estabilidad económica del hogar.

En la figura 1, se observa el promedio y la mediana del gasto de bolsillo como porcentaje del gasto familiar monetario disponible para el periodo 2007 – 2020. Este gasto ha mostrado un leve decrecimiento desde valores alrededor del 8.8% en el periodo 2007 – 2012 hasta un 7.5% en promedio en el periodo 2015 – 2019. Sin embargo, se incrementa en el año 2020 hasta casi 8%. Asimismo, la mediana de este indicador también ha mostrado un leve decaimiento reduciéndose en promedio de 3.6% a 2.9% en los mismos periodos, pero muestra un incremento en el año 2020. Es notable que la mediana sea mucho menor que la media, lo que es un indicador de la existencia de casos con gasto catastrófico en la muestra.

Figura 1*GBCP promedio de los hogares como porcentaje del gasto monetario disponible*

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (www.inei.gob.pe). Elaborado por los autores.

Los porcentajes de gasto de bolsillo varían según el nivel de pobreza de las familias. En el año 2019, las familias que se encuentran en un estado de pobreza extrema realizaron un gasto de bolsillo de 4.3% como proporción de la capacidad de pago, mientras que para las familias clasificadas como en “pobreza no extrema” tal porcentaje fue de 5.3%. Esto difiere en gran medida en las familias “no pobres”, las cuales realizan un mayor gasto de bolsillo (8%) como proporción de la capacidad de pago). Estas diferencias en los porcentajes pueden explicarse en parte por la influencia del Seguro Integral de Salud, que es un seguro público gratuito orientado a los más pobres, y que provocaría que las familias tengan que realizar menores gastos.³ De hecho, las medianas para las familias en pobreza extrema y no extrema fueron de 0.5% y 1.3% respectivamente, lo que indica que para un gran porcentaje de la población pobre el gasto de bolsillo es realmente pequeño. Por otro lado, según lo mencionado por Petrera y Jiménez (2018), es posible que las familias muy pobres no tengan acceso a atenciones de mayor complejidad que a su vez generen mayores gastos, por lo que deducimos que las diferencias de gasto de bolsillo pueden ser una señal de exclusión en el acceso a los servicios de salud. Una tercera explicación tiene que ver con que la población no pobre acceda a servicios de

salud del sector privado, los cuales pueden ser de mejor calidad y mayor costo. Una última posible explicación es la que dan Torres y Knaul (2003), para quienes las familias “no pobres” invierten más en salud debido a su mayor nivel educativo, el cual las hace conscientes de los beneficios de esta inversión.

En la tabla 1 presentamos el promedio y la mediana del GBCP según diversas variables para los años 2014 y 2019, antes de la pandemia. En términos generales nos llama la atención dos regularidades de la tabla. La primera es que el GBCP muestra un decrecimiento entre los dos años mencionados, lo cual se cumple para todas las categorías. Una segunda regularidad observada es que las medianas de las variables son en todos los casos muy inferiores a los promedios, lo cual es señal de una asimetría de las distribuciones de probabilidades de GBCP con una cola derecha larga.

En la tabla no queda muy clara la relación entre el GBCP y el sexo del jefe de hogar. En el caso del nivel educativo del jefe de hogar, es evidente que la mediana del GBCP se incrementa al subirse de nivel, pero tal patrón no se observa en el GBCP promedio. Asimismo, la brecha entre la mediana y la media es mayor mientras más bajo sea el nivel educativo del jefe, lo que puede interpretarse como una mayor asimetría en el gasto de bolsillo para los hogares con más bajo nivel educativo. En el caso del área de residencia, resulta que en el área urbana el gasto de bolsillo es mayor que en el área rural. Nótese que la brecha entre la mediana y la media es mucho mayor para las zonas rurales.

En términos del GBCP según condición de aseguramiento, se observa que en promedio los hogares donde al menos algún miembro está asegurado tienen ligeramente un menor gasto de bolsillo, aunque la conclusión se invierte cuando se analizan las medianas. Nuevamente, la brecha entre media y mediana es mayor para los no asegurados.

En el caso del GBCP y su relación con el número de niños de 0 a 5 años que viven en el hogar, los promedios parecen mostrar una relación negativa, lo cual resulta contraintuitivo pues se esperaría mayor gasto mientras más niños vivan en el hogar. Por el lado de las medianas no se observa un patrón definido que se pueda comentar. En cambio, cuando se observa el GBCP en presencia de adultos mayores, resulta muy evidente que el gasto de bolsillo es mucho mayor cuando se tiene al menos un adulto mayor, lo

que sería una señal de un alto nivel de desprotección. Por último, el GBCP es claramente creciente con respecto al número de individuos en el hogar que sufren enfermedades crónicas. Esto también se cumple para las medianas de estas variables.

Tabla 1
GBCP en 2014 y 2019 según diversas categorías

Variable	Categorías	GBCP 2014		GBCP 2019	
		Promedio	Mediana	Promedio	Mediana
Sexo del Jefe de Hogar	Hombre	7.77%	3.28%	7.63%	2.94%
	Mujer	8.24%	3.31%	7.39%	2.98%
Nivel Educativo del Jefe de Hogar	Sin nivel	9.49 %	1.81%	8.39%	1.67%
	Primaria	8.52%	2.79%	8.03%	2.36%
	Secundaria	7.32%	3.44%	6.95%	2.96%
	Superior no universitaria	7.24 %	4.03%	7.16%	3.61%
	Superior universitaria	7.71%	4.45%	8.22%	4.68%
Área	Urbano	7.96%	4.12%	7.68%	3.81%
	Rural	7.72%	1.92%	7.13%	1.70%
Aseguramiento	Al menos un miembro tiene seguro	7.86%	3.35%	7.54%	2.98%
	Ningún miembro tiene seguro	8.10%	2.93%	7.73%	2.69%
Número de niños 0-5 años	0	7.95%	3.05%	7.83%	2.93%
	1	7.75%	3.94%	6.92%	3.12%
	2	7.90%	3.71%	6.36%	2.69%
	3	7.74%	3.97%	5.32%	1.94%
	4	6.94%	2.50%	5.27%	3.59%
	5	4.42%	4.51%	4.67%	3.32%
Adultos mayores en el hogar	Sí	10.68%	4.54%	10.17%	4.14%
	No	6.72%	2.96%	6.37%	2.59%
Número de individuos con enfermedades crónicas	0	4.64%	1.37%	4.01%	1.22%
	1	7.61%	2.88%	7.24%	2.52%
	2	9.70%	4.83%	9.39%	4.46%
	3	10.59%	6.54%	10.21%	5.82%
	4	11.17%	8.17%	10.36%	6.74%
	5 o más	11.60%	9.24%	11.26%	8.32%

Fuente: ENAHO 2015 y 2019, elaborado por los autores.

4. Métodos

La selección del método econométrico pasa por entender la naturaleza de la variable de estudio, en este caso el gasto de bolsillo por capacidad de pago. Esta variable presenta una gran cantidad de valores iguales a cero, de hecho, en el año 2014 el 19% de los hogares presentaban un gasto igual a cero. No tomar en cuenta a estos valores iguales a cero –tal como se hizo en (Petrera y Jiménez, 2018) – implica perder información sobre las familias que no realizaron estos gastos, quizás porque estaban completamente aseguradas, o porque su situación socioeconómica es tan precaria que no les permite realizar estos gastos. También es cierto que estos gastos iguales a cero no ocurren al azar pues la ocurrencia de una enfermedad puede relacionarse con la situación socioeconómica de la familia. Por esa razón utilizaremos el modelo Tobit en lugar de hacer una estimación por mínimos cuadrados ordinarios.

El modelo Tobit estándar para datos de corte transversal ha sido presentado en (Cid y Prieto, 2012), por lo que aquí presentaremos solamente la versión para datos de panel (Wooldridge, 2010). Sea y_{it} es el GBCP de un hogar i en el momento t donde $y_{it} \geq 0$, y x_{it} el vector de variables exógenas o determinantes del gasto de bolsillo. Sea y_{it}^* una variable que representa lo mismo que y_{it} solo que no está restringida a valores positivos, pudiendo entenderse a y_{it}^* como una suerte de “gasto deseado” no restringido a ser no negativo. Estas variables se relacionan mediante el modelo

$$y_{it}^* = x_{it}\beta + u_{it} \quad (1)$$

$$u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$y_{it} = \max\{y_{it}^*, 0\} \quad (3)$$

$$\varepsilon_{it}|x_{it}, \alpha_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (4)$$

La ecuación 2 descompone al error de la ecuación 1 en un componente invariable en el tiempo α_i que refiere a variables no observables invariantes en el tiempo que puedan alterar el gasto deseado, tales como los gustos y preferencias de las familias por la salud, hábitos y costumbres sanitarias, y quizás factores genéticos, mientras que ε_{it} es una perturbación aleatoria no correlacionada con ningún regresor del modelo. La ecuación

3 relaciona la observación del gasto con el gasto deseado, y la ecuación 4 supone que ε_{it} se distribuye normalmente.

Si α_i presenta correlación con x_i , entonces la estimación Tobit estándar es sesgada e inconsistente. Para controlar este efecto, en (Wooldridge, 2010) se sigue el enfoque de efectos aleatorios correlacionados de (Mundlak, 1978) aplicado a Tobit. Muy brevemente, asumiéndose $\alpha_i | x_i \sim N(c + \bar{x}_i \gamma, \sigma_a^2)$, se establece una relación lineal del tipo $\alpha_i = c + \bar{x}_i \gamma + a_i$ donde \bar{x}_i son los regresores x_{it} promediados en el tiempo. Aquí a_i es un componente aleatorio de media cero, no correlacionado ni con x_{it} ni con \bar{x}_i , y su varianza es σ_a^2 . Luego, el modelo queda como

$$y_{it}^* = c + x_{it} \beta + \bar{x}_i \gamma + a_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

La ecuación 5 es un modelo Tobit con efectos fijos, que no presenta correlación entre los regresores en x_{it} y los errores, y con ello se puede obtener una estimación consistente de los parámetros. Este modelo puede ser estimado directamente por efectos aleatorios, en donde se debe agregar a los regresores promediados en el tiempo \bar{x}_i . En nuestro caso, más que la estimación de β en sí nos interesa el efecto marginal sobre la regresión censurada $E[y_{it} | x_{it}, \alpha_i]$, siendo el efecto marginal del k-ésimo regresor $\frac{\partial E[y_{it} | x_{it}, \alpha_i]}{\partial x_{kit}}$.

5. Datos y resultados

Para las estimaciones econométricas se utilizó la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) Panel 2016-2020 del Perú. Esta encuesta recopila información socioeconómica de la población, incluyendo detalladamente el gasto monetario en bienes y servicios. Dentro del módulo de salud se encuentra la información suficiente para el cálculo del gasto de bolsillo en salud. En los demás módulos existe información sobre las características socioeconómicas de los individuos y del hogar.

En esta base de datos existe información de aproximadamente 136 mil hogares. No obstante, en un gran porcentaje solo se cuenta con datos de un solo periodo. Con el fin de explotar la información con técnicas de panel de datos, solo tomaremos en cuenta a los hogares que son observados en dos o más periodos. Con ello trabajaremos en las estimaciones

econométricas con una muestra panel no balanceado de 18089 hogares y con un total de 53707 observaciones. La unidad de análisis en este estudio es el hogar, y buena parte de la información se basa en características del jefe de hogar.

En la tabla 2 se presentan las estadísticas descriptivas de las variables cuantitativas de interés en la muestra panel 2016-2020. Podemos observar, en general, que la desviación estándar “within” indica la presencia de variabilidad en el tiempo para casi todas las variables, lo que es útil en el análisis de efectos fijos con datos de panel. En el caso de la variable GBCP, ésta presenta una variabilidad en el tiempo casi tan alta como la variabilidad entre hogares. En la tabla se observa que la edad promedio del jefe de hogar en la muestra es de 53.8 años, que los hogares tienen en promedio poco menos de 4 miembros, con un promedio de 0.33 niños menores de 5 años y 0.42 adultos mayores por hogar. Por último, en promedio se tiene un 1.34 personas con enfermedades crónicas, y un 54% de los miembros del hogar son mujeres.

Tabla 2

Estadísticas Descriptivas de las Variables Cuantitativas en la Muestra ENAHO Panel 2016-2020

Variable		Media	Std. Dev.	Min	Max
Gasto de bolsillo por capacidad de pago	overall	5.06	8.57	0	100
	between		5.96	0	64.69
	within		6.33	-39.04	78.88
Log(Gasto per cápita)	overall	1.37	0.86	-6.40	4.77
	between		0.80	-4.56	4.37
	within		0.33	-2.74	4.62
Edad del jefe de hogar	overall	53.84	15.49	15	98
	between		15.54	16	98
	within		1.14	30.34	77.34
Número de miembros del hogar	overall	3.60	1.93	1	18
	between		1.81	1	15.5
	within		0.65	-3.90	13.85
Número de niños en el hogar	overall	0.33	0.62	0	6
	between		0.55	0	4
	within		0.29	-2.67	3.67

Tabla 2. Continuación...

Variable		Media	Std. Dev.	Min	Max
Número de adultos mayores de 65 años	overall	0.42	0.68	0	4
	between		0.65	0	4
	within		0.18	-1.58	2.42
Número de personas con enfermedades crónicas	overall	1.34	1.09	0	9
	between		0.93	0	8.33
	within		0.60	-2.86	6.34
Porcentaje de mujeres en el hogar	overall	54.10	25.11	0	100
	between		23.79	0	100
	within		8.61	-8.40	134.10

Fuente: ENAHO panel 2016-2020. Elaborado por los autores.

Por otro lado, la tabla 3 muestra evolución de las tablas de frecuencias de las variables categóricas en el periodo 2016-2020. Destaca el incremento en la cobertura del Seguro Integral de Salud (SIS) en el año 2020, pero no se observa lo mismo en el seguro Essalud, el cual se mantiene en aproximadamente un 25% de cobertura de la población. También se aprecia la expansión lenta pero persistente del acceso a agua a través de una red pública dentro de la vivienda. Asimismo, cada vez más mujeres son jefes de hogar, mostrando una tendencia clara en los últimos años. Por su parte, el nivel educativo del jefe de hogar se mantiene estable en el tiempo. Por último, y como era de esperarse, en el periodo 2016-2019 no se tiene registro de ningún contagio Covid en la muestra, pero estos contagios recién aparecen en el año 2020 llegando al 2.2% de la muestra de ese año.

Tabla 3

Tabla de Frecuencias de las Variables Categóricas en la Muestra Panel 2016-2020 (Porcentajes)

Variable	Categoría	Año				
		2016	2017	2018	2019	2020
Seguro Integral de Salud	Sí	48.23	48.47	48.94	50.29	54.53
Essalud	Sí	26.46	26.72	26.91	26.92	25.27
Seguro Privado	Sí	1.04	1.17	1.35	1.32	1.08
Entidad Prestadora de Salud	Sí	0.53	0.5	0.56	0.35	0.29
Seguro de las Fuerzas Armadas y Policiales	Sí	1.52	1.56	1.74	1.65	1.47

Tabla 3. Continuación...

Variable	Categoría	2016	2017	2018	2019	2020
Agua de red dentro de la vivienda	Sí	57.93	58.24	59.04	59.14	61.38
Área de residencia	Rural	39.96	39.73	39.9	40.27	41.52
	Urbano	60.04	60.27	60.1	59.73	58.48
Sexo de jefe de hogar	Mujer	27.41	27.99	28.6	29.77	30.18
	Hombre	72.59	72.01	71.4	70.23	69.82
Nivel Educativo del jefe de hogar	Sin Nivel o Preescolar	5.76	5.43	5.23	5.23	5.24
	Primaria	34.85	34.36	34.3	34.12	35.01
	Secundaria	35.16	35.63	35.27	35.36	35.13
	Superior No Univ,	11.14	11.23	11.24	11.69	11.61
	Superior Universitaria	13.1	13.35	13.96	13.6	13.02
¿Enfermó de covid?	Sí	0.00	0.00	0.00	0.00	2.19

Fuente: Elaborado por los autores a partir de ENAHO Panel 2016-2020

La tabla 4 muestra los resultados de las estimaciones econométricas. En todas las estimaciones fueron restringidas al caso de GBCP<40% y se incluyeron a los casos de personas con gasto igual a cero.⁴ La unidad de análisis es el hogar y sobre sus características o las del jefe de hogar (tales como edad, sexo, aseguramiento) se definen los regresores. Con fines comparativos se presentan los resultados de mínimos cuadrados ordinarios con datos agrupados (MCO), Tobit con datos agrupados (Tobit), Tobit con efectos aleatorios (Tobit EA) y Tobit con efectos aleatorios correlacionados (llamado aquí Tobit con efectos fijos o Tobit EF) que se presentó en la sección de métodos. Los comentarios recaen principalmente en lo obtenido en la columna Tobit EF según lo obtenido por el test de Hausman en donde se rechaza la hipótesis de no correlación entre los efectos fijos en el tiempo y los regresores. Debido a esto, la interpretación de los resultados puede tener connotación causal en la mayoría de sus coeficientes, excepto el área de residencia.

Los resultados de la Tabla 4 concuerdan con lo observado en la literatura empírica. En el caso de las variables demográficas, el tamaño del hogar, el número de niños y el número de adultos mayores, así como la fracción de mujeres en el hogar incrementan el gasto de bolsillo en salud. En el caso de la edad del jefe de hogar, la estimación Tobit-EF arroja un

resultado negativo, lo que indica que con jefes muy jóvenes se observaría un mayor gasto. El gasto también se incrementaría si el jefe de hogar es hombre. Sobre las variables socioeconómicas, el GBCP es más alto para los hogares que presentan un mayor gasto per cápita. Por el contrario, el nivel educativo del jefe no parece asociarse al GBCP, pero sí vivir en zonas urbanas en donde se observa un menor gasto. En el caso de las variables de acceso a agua por la red pública, en esta estimación agregada a nivel nacional no se encuentran efectos significativos en la estimación Tobit-EF, aunque los signos parecen ser los correctos. Por último, el número de individuos que sufren de enfermedades crónicas incrementa el gasto de bolsillo.

En el caso de los seguros de salud, se confirma el efecto negativo encontrado en otros trabajos (Petrera y Jiménez, 2018) sobre el SIS aunque en menor magnitud, y su significancia solo llega al 10%. Para el seguro de Essalud, en esta muestra a nivel nacional se observa un efecto negativo y significativo al 5% en la cuarta columna. Estos dos resultados muestran que los seguros son efectivos para la reducción del gasto de bolsillo en salud. Sobre los demás seguros, no se observan efectos significativos excepto en el caso del seguro de las Entidades Prestadoras de Salud que presenta un signo positivo y significativo. Este resultado debe ser tomado con cuidado, considerando que solo una pequeñísima fracción de la muestra cae en esta categoría (0.29%).

Por último, si algún miembro del hogar enfermó de Covid 19, el gasto de bolsillo en salud se incrementó fuertemente, siendo este efecto marginal el más grande de todos. Esto es comprensible pues la escasez de servicios, balones de oxígeno y medicinas durante los momentos críticos de la pandemia provocaron que muchas familias tengan que asumir directamente estos gastos de salud. Otro resultado obtenido es un signo negativo para la variable dummy que es igual a 1 si la familia vive en zonas urbanas. Como esta variable no cambia en el tiempo, solo se puede interpretar en forma asociativa pero no causal. Indica que en las zonas urbanas se observa un menor gasto de bolsillo como capacidad de pago respecto a las zonas rurales.

Tabla 4

Estimaciones de los Determinantes del GBCP (Efectos Marginales)

Panel 2016-2020

VARIABLES	MCO	Tobit	Tobit EA	Tobit EF
Log(Gasto per cápita)	1.398*** (0.046)	1.664*** (0.038)	1.702*** (0.041)	1.871*** (0.080)
Edad del jefe de hogar	0.015*** (0.003)	0.005** (0.002)	0.007*** (0.002)	-0.053** (0.026)
Número de miembros en el hogar	-0.055*** (0.019)	0.112*** (0.015)	0.139*** (0.017)	0.304*** (0.038)
Número de niños en el hogar	0.415*** (0.055)	0.303*** (0.044)	0.287*** (0.047)	0.198*** (0.076)
Número de adultos mayores de 65 años	0.689*** (0.056)	0.554*** (0.045)	0.557*** (0.050)	0.403*** (0.123)
Número de personas con enfermedades crónicas	0.931*** (0.029)	0.798*** (0.023)	0.736*** (0.024)	0.457*** (0.034)
Porcentaje de mujeres en el hogar	0.011*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.008*** (0.003)
Seguro Integral de Salud (SIS)	-0.509*** (0.075)	-0.352*** (0.060)	-0.307*** (0.064)	-0.199* (0.102)
Seguro Essalud	-0.633*** (0.085)	-0.577*** (0.067)	-0.537*** (0.073)	-0.272** (0.129)
Seguro Privado	-0.231 (0.257)	-0.529*** (0.203)	-0.467** (0.211)	0.164 (0.298)
Entidad Prestadora de Salud	0.224 (0.413)	-0.110 (0.324)	0.037 (0.331)	0.874** (0.417)
Seguro FFAA/PN	-0.016 (0.226)	-0.264 (0.179)	-0.192 (0.199)	0.572 (0.462)
Agua de red dentro de la vivienda	0.016 (0.072)	-0.027 (0.058)	-0.039 (0.064)	-0.137 (0.122)
¿Enfermó de Covid? (Sí=1/No=0)	5.511*** (0.458)	3.991*** (0.359)	3.947*** (0.352)	3.832*** (0.513)
Urbano=1/Rural=0	-0.599*** (0.078)	-0.378*** (0.063)	-0.390*** (0.072)	-0.366*** (0.076)
Sexo del jefe de hogar	0.156**	0.163***	0.168**	0.185***

Tabla 4. Continuación...

VARIABLES	MCO	Tobit	Tobit EA	Tobit EF
	(0.073)	(0.058)	(0.066)	(0.066)
Nivel Educ, Jefe de hogar (base: Sin nivel)				
Primaria	0.302** (0.135)	0.286*** (0.110)	0.311** (0.126)	0.278* (0.143)
Secundaria	0.127 (0.145)	0.128 (0.118)	0.151 (0.134)	0.125 (0.150)
Superior no universitaria	0.223 (0.167)	0.149 (0.135)	0.191 (0.154)	0.140 (0.168)
Superior universitaria	0.186 (0.169)	0.004 (0.136)	-0.007 (0.155)	0.027 (0.171)
Observaciones	53,707	53,707	53,707	53,707
Número de individuos panel	18,089	18,089	18,089	18,089

Errores estándar en paréntesis (***) $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$,

Dummys temporales de las variables fueron incluidas pero no son mostradas en el cuadro por falta de espacio, Los promedios temporales fueron incluidos solo en la regresión Tobit EF y no son mostrados, Test de Hausman: 112,45 (p-val: 0,000)

Fuente: Elaborado por los autores usando ENAHO PANEL 2016-2020

Ahora separamos la muestra por condición de pobreza. Como contamos con un panel de 5 años, encontramos que algunos hogares fueron “pobres” en algunos años y en otros no, mientras que otros hogares fueron siempre pobres y otros siempre “no pobres”. Para fines de nuestra estimación y tomando en cuenta el número de observaciones, estimamos el mismo modelo en dos grupos: los que nunca fueron pobres y los que por lo menos una vez estuvieron en pobreza entre el año 2016 y el año 2020.

En la tabla 5 presentamos la estimación por Tobit-Efectos Fijos (Tobit-EF) por condición de pobreza y por área de residencia. La columna “alguna vez pobres” se refiere a lo que al menos una vez cayeron en esa condición en los 5 años”, mientras que la columna “nunca pobres” agrupa a los hogares que nunca cayeron en esa condición. Por otro lado, la tercera columna muestra los resultados para el área urbana y la cuarta para la rural. Nuevamente presentamos en la tabla solo los efectos marginales.

Los resultados obtenidos son similares a las tablas anteriores. Nuevamente, el logaritmo del gasto per cápita, el número de miembros del hogar y el número de enfermos crónicos son regresores significativos e importantes. Lo mismo ocurre con el porcentaje de mujeres en el hogar, en donde se encuentra que esta variable incrementa el gasto de bolsillo en salud. Por el contrario, a diferencia del cuadro anterior, el número de niños y el número de adultos mayores solo es significativo para los que nunca fueron pobres y para los que viven en zonas urbanas.

Observando los resultados de los seguros SIS y Essalud de la tabla 5, se obtiene información más detallada que la obtenida en la tabla 4. En el caso del SIS, el efecto es negativo y significativo al 5% solo para los que alguna vez cayeron en pobreza, tal como se esperaba pues es un programa orientado principalmente a ese grupo. La situación es muy distinta en el seguro social Essalud pues mantiene su signo negativo y significancia solo para los no pobres, lo cual también era de esperarse pues este seguro cubre mayormente a la población con empleo formal.

En el caso de otros seguros como el de EPS y seguros privados, estos presentan un signo positivo y significativo, aunque esto puede deberse a que corresponde a grupos poblacionales de mayores ingresos. Asimismo, la bajísima frecuencia de estos seguros (1.08% y 0.29% de los seguros privados y EPS respectivamente) que son orientados a sectores más pudientes siembra dudas sobre la connotación causal que pueda tener este signo. Sin embargo, no se descarta que estos signos positivos sean señal de algún tipo de inducción de demanda sobre los asegurados o de algún comportamiento inadecuado (riesgo moral) de ellos que esté provocando a un gasto superior, en especial en el caso de EPS pues su efecto se observa en los que nunca fueron pobres y en zonas urbanas.

Sobre la pregunta referente a si algún miembro del hogar enfermó de covid 19, se reafirma claramente que esta enfermedad provocó un incremento del gasto de bolsillo por capacidad de pago. Esto se replica en las cuatro columnas, siendo el efecto marginal numéricamente más fuerte (medido en puntos porcentuales). En el caso de los nunca pobres, tal efecto puede llegar a ser en promedio cerca de 4.5 puntos porcentuales del gasto neto de alimentos, y también llega a 4.13 en las zonas urbanas y 3.4 puntos porcentuales en las zonas rurales.

Tabla 5

Determinantes del GBCP utilizando Tobit-Efectos Fijos y Controlando por Pobreza y Área (Efectos Marginales)

VARIABLES	Pobreza		Área	
	Nunca Pobres	Alguna vez Pobres	Urbano	Rural
Log(Gasto per cápita)	2.298*** (0.121)	1.373*** (0.099)	2.056*** (0.118)	1.679*** (0.106)
Edad del jefe de hogar	-0.038 (0.033)	-0.080* (0.042)	-0.084** (0.034)	-0.004 (0.041)
Número de miembros en el hogar	0.316*** (0.052)	0.289*** (0.055)	0.276*** (0.049)	0.363*** (0.064)
Número de niños en el hogar	0.244** (0.112)	0.140 (0.098)	0.230** (0.100)	0.161 (0.115)
Número de adultos mayores de 65 años	0.520*** (0.161)	0.223 (0.188)	0.533*** (0.152)	0.223 (0.211)
Número de individuos con enfermedades crónicas	0.451*** (0.044)	0.455*** (0.054)	0.474*** (0.041)	0.446*** (0.061)
Porcentaje de mujeres en el hogar	0.008** (0.003)	0.010** (0.005)	0.008** (0.003)	0.009* (0.005)
Seguro Integral de Salud (SIS)	-0.080 (0.138)	-0.324** (0.145)	-0.190 (0.130)	-0.214 (0.162)
Seguro Essalud	-0.392** (0.159)	0.053 (0.219)	-0.234 (0.150)	-0.443 (0.288)
Seguro Privado	0.023 (0.318)	2.853* (1.502)	0.152 (0.323)	0.355 (1.635)
Entidad Prestadora de Salud	1.064** (0.465)	-1.353 (0.926)	0.918** (0.454)	3.443 (2.160)
Seguro FFAA/PN	0.399 (0.488)	1.533 (1.805)	0.708 (0.536)	-0.158 (1.161)
Agua de red dentro de la vivienda	-0.084 (0.165)	-0.203 (0.175)	-0.240 (0.154)	0.001 (0.198)
¿Enfermó de Covid? (Sí=1/No=0)	4.536*** (0.638)	2.444*** (0.859)	4.134*** (0.636)	3.464*** (0.914)
Urbano=1/Rural=0	-0.470*** (0.105)	-0.087 (0.106)	-- --	-- --

Tabla 5. Continuación...

VARIABLES	Nunca Pobres	Alguna vez Pobres	Urbano	Rural
Sexo del Jefe de hogar	0.193** (0.085)	0.238** (0.104)	0.088 (0.080)	0.393*** (0.123)
Nivel Educ, del Jefe de hogar				
Primaria	0.374 (0.231)	-0.023 (0.173)	0.387* (0.233)	-0.032 (0.175)
Secundaria	0.181 (0.237)	-0.163 (0.187)	0.117 (0.234)	-0.090 (0.194)
Superior no universitaria	0.262 (0.254)	-0.233 (0.221)	0.195 (0.250)	-0.086 (0.259)
Superior universitaria	0.119 (0.256)	-0.079 (0.287)	0.130 (0.253)	-0.272 (0.307)
Observaciones	34,884	18,823	32,212	21,495

Errores estándar en paréntesis, *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Fuente: ENAHO PANEL 2016-2020

6. Discusión

Según los resultados de las tablas anteriores, existe un importante espacio de acción de parte de las políticas públicas en salud para mitigar el gasto en bolsillo, y así evitar que las familias peruanas caigan en riesgo financiero.

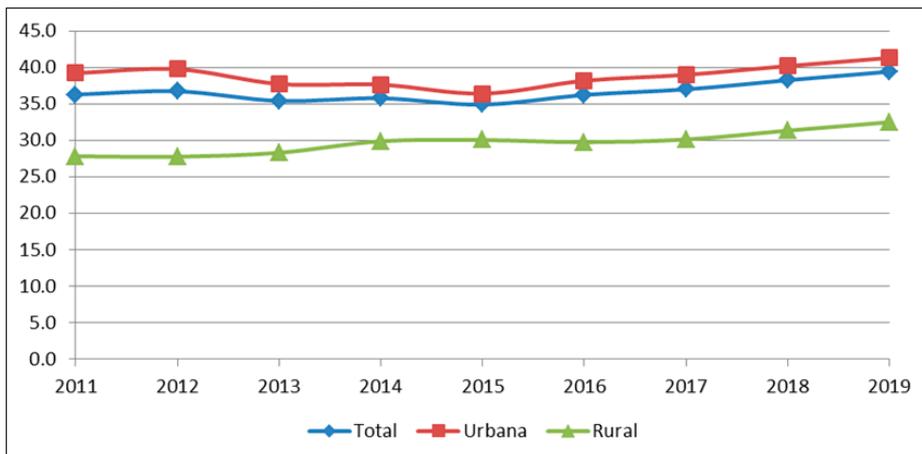
Los hallazgos confirman que el SIS logra reducir el gasto de bolsillo en los más pobres (en el caso no catastrófico), pero su impacto no es tan grande como se documentó en Petrera y Jiménez (2018) sino algo menor. Según estimaciones basadas en las encuestas de hogares, el porcentaje de la población asegurada al SIS subió de 39% a casi el 50% de la población entre los años 2014 y 2019, mientras que la pobreza solo alcanzó el 20.2% en el 2019 y 30.1% en el 2020 según el INEI⁵. Se infiere entonces que no todos los asegurados del SIS ven reducido su gasto de bolsillo en salud, y esta baja efectividad puede deberse a la insuficiente oferta de servicios sanitarios públicos, que han crecido en menor medida. Según estadísticas de la Superintendencia de Salud, entre los años 2016 y 2019 la cantidad de

hospitales se redujo en un hospital, los centros de salud y los puestos de salud se incrementaron solamente en 11% y 8.8% respectivamente, mientras que los consultorios médicos privados y de gobiernos regionales se incrementaron en 23% en ese periodo, según cifras oficiales. Durante la pandemia quedó en evidencia que los servicios de salud son insuficientes en Perú y que el aseguramiento no garantizaba una pronta atención de salud a bajo costo o gratuita.

La situación es distinta en el caso de Essalud, el segundo seguro y segundo proveedor de servicios sanitarios en el Perú, con lenta expansión en los últimos años y de escasa presencia en zonas rurales. Este seguro cuenta con una red propia de establecimientos y la atención para sus asegurados es gratuita, lo cual contribuiría a la reducción del gasto de bolsillo en sus afiliados. No obstante, no parece tener relevancia en la reducción del gasto de bolsillo en sectores pobres.

Sin embargo, ambos efectos de los seguros SIS y Essalud sobre el gasto de bolsillo parecen haber sido insuficientes en el contexto de la pandemia de Covid-19 que ha afectado fuertemente al Perú con casi cuatro millones de contagios y más de 214 mil fallecidos⁶. Esto se sustenta en el efecto positivo y fuerte de la enfermedad sobre el gasto de bolsillo en salud. En un escenario ideal con seguros que cubran el 100% de las atenciones médicas, tal incremento del gasto en salud no debería haberse producido. Sin embargo, las estimaciones prueban lo contrario, lo que revela la ineffectividad de los seguros como mitigadores de estos gastos inesperados.

Existen efectos colaterales en la salud asociados al Covid 19 que podrían afectar a la población peruana. Conociéndose las secuelas que deja esta enfermedad en la población⁷, resulta preocupante que este estudio muestre que sufrir enfermedades crónicas incrementa el gasto de bolsillo, lo cual resultó validado en todas las estimaciones. De hecho, ya en el año 2019 el 39.4% de la población reportaba algún malestar crónico⁸, y observándose una tendencia creciente en los últimos años (véase la figura 2), en especial para las zonas urbanas. Esto nos lleva a pensar que, de no tomarse medidas para atender a la creciente población con enfermedades crónicas, se tendrá a un importante impacto a futuro sobre el gasto de bolsillo en salud, lo cual afectará la estabilidad financiera de miles de hogares en el Perú.

Figura 2*Población que reportó tener algún problema de salud crónico*

Fuente: INEI - Encuesta Nacional de Hogares (varios años). Elaborado por los autores.

7. Conclusiones

Este estudio expande los hallazgos de Petrerá y Jiménez (2018), calculando el efecto del Seguro Integral de Salud (SIS) sobre el gasto de bolsillo en salud. Utilizando técnicas de datos de panel combinadas con el conocido modelo Tobit que permiten controlar por potenciales sesgos que pueden ocurrir en las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios, se encontró que el efecto del SIS es menor al obtenido en el mencionado estudio. Adicionalmente, se encontró que el otro gran seguro de salud del Perú, el Seguro Social de Salud (conocido como Essalud) también reduce el gasto de bolsillo en casi igual medida que el SIS pero solo en los hogares que no cayeron en pobreza en el periodo 2016-2020.

Por otro lado, se encontró que el gasto de bolsillo en salud se incrementa con el número de miembros del hogar que sufren de enfermedades crónicas. No existía mucha evidencia previa sobre este impacto, el cual ha quedado confirmado bajo las técnicas de panel de datos. También se observó un muy importante efecto positivo y significativo de tener algún miembro del hogar enfermo de Covid 19 sobre el gasto de bolsillo, lo que revelaría la insuficiencia de los seguros SIS y Essalud para evitar gastos adicionales a las familias con familiares enfermos de este virus.

Por último, este estudio confirmó lo hallado en estudios previos sobre la importancia de algunas variables como determinantes del gasto de bolsillo, tal como el gasto per cápita de los hogares (efecto positivo), el número de miembros del hogar (efecto positivo), el porcentaje de mujeres en el hogar (efecto positivo), el número de adultos mayores (efecto positivo) y el número de niños en el hogar (efecto positivo), aunque estos dos últimos no válidos para todas las subpoblaciones. Por último, aunque la mayor parte de la literatura revisada encontró un efecto positivo del nivel educativo del jefe de hogar, en nuestra estimación se encontró ningún efecto relevante. Tampoco se encontraron efectos significativos en el acceso a agua por medio de conexión a una red pública. Lamentablemente, no se pudo evaluar en este estudio el efecto de la calidad de agua (agua clorada), pues en el año 2020 no se realizaron mediciones de cloro debido a la pandemia.

Como recomendación, se resalta la importancia de los seguros de salud como un mecanismo para reducir el gasto de bolsillo en salud. Esto es muy relevante en el caso peruano en donde la expansión de los seguros públicos se ha frenado en los últimos años y aún existe un 20% de la población sin seguro.

Referencias

- Bartram, J., Lewis, K., Lenton, R. & Wright, A. (2005). Focusing on improved water and sanitation for health. *The Lancet*, 365(9461), 810-812. DOI: 10.1016/S0140-6736(05)17991-4.
- Cid, C. & Prieto, L. (2012). El gasto de bolsillo en salud: el caso de Chile, 1997 y 2007. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 31(4), 310-16.
- Correa-Burrows P. Out-of-pocket health care spending by the chronically ill in Chile. *Procedia Economics and Finance I*, International Conference on Applied Economics (ICOAE). 2012; 88 - 97. DOI: 10.1016/S2212-5671(12)00012-3 Acceso 19 de octubre de 2021.
- Evans, B.E., Haller, L. & Hutton, G. (2004). *Closing the Sanitation Gap: The Case for Better Public Funding of Sanitation and Hygiene*. Report. OECD , Paris.
- Gang, S., K. K. Bebartha, N. Tripathi and C. Krishnendhu. (2022). Catastrophic health expenditure due to hospitalisation for COVID-19 treatment in India: findings from a primary survey. *BMC Research Notes*, 15:86. <https://doi.org/10.1186/s13104-022-05977-6>

- Hjortsberg C. Why do the sick not utilise health care? The case of Zambia. *Health Econ.* 2003; 12: 755-770. DOI:10.1002/hec.839
- Karan, A., Yip, W. & Mahal, A. (2017). Extending health insurance to the poor in India: An impact evaluation of Rashtriya Swasthya Bima Yojana on out of pocket spending for healthcare. *Social Science & Medicine*, 181(May), 83-92. DOI: 10.1016 /j.socscimed.2017.03.053
- Lavilla, H. (2012). Empobrecimiento por Gasto de Bolsillo en Salud Incidencia del Gasto de Bolsillo en Salud en el Perú, 2006-2009. Informe Final, Consorcio de Investigación Económica y Social, http://cies.org.pe/sites/default/files/investigaciones/empobrecimiento_por_gasto_de_bolsillo_en_salud_0.pdf
- Mundlak, Y. (1978). On the pooling of time series and cross section data. *Econometrica*, 46, 69-85.
- Organización Mundial de la Salud. (2010). *Informe sobre la salud en el mundo: la financiación de los sistemas de salud: el camino hacia la cobertura universal*. Ginebra, OMS.
- Perticará, M. (2008). Incidencia de los gastos de bolsillo en salud en siete países latinoamericanos. División de Desarrollo Social, CEPAL. Serie Políticas Sociales, N° 41.
- Petrera, M. & Jiménez, E. (2018). Determinantes del gasto de bolsillo en salud de la población pobre atendida en servicios de salud públicos en Perú, 2010-2014. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 42,1-7. <https://doi.org/10.26633/RPSP.2018.20>
- Prüss-Üstün, A., Bos, R., Gore, F., & Bartram, J. (2008). Safer water, better health: costs, benefits and sustainability of interventions to protect and promote health. World Health Organization, Geneva, 2008.
- Rubin, R. M. & Koelln, K. (1993). Determinants of Household Out-of-Pocket Health Expenditures. *Social Science Quarterly*, 74(4), 721-735.
- Stockholm International Water Institute. (2005). *Making Water a Part of Economic Development: The Economic Benefits of Improved Water Management and Services*. Recuperado de: <https://www.siw.org/wp-content/uploads/2015/09/waterandmacroecon.pdf>
- Sosa-Rubí, S. G., Salinas, A. & Galárraga, O. (2011). Impacto del Seguro Popular en el gasto catastrófico y de bolsillo en el México rural y urbano, 2005-2008. *Salud Pública de México*, 53(4), 425-435.
- Thomas, R, QM Jacob, SR Eliza, M Mini, J Jose, A. Sobha. (2021). Economic burden and catastrophic health expenditure associated with

COVID-19 hospitalisations in Kerala, South India. Preprint. <https://doi.org/10.1101/2021.12.20.21268081>

- Tirgil, A., Dickens, W.T., & Atun, R. (2019). Effects of expanding a non-contributory health insurance scheme on out-of-pocket healthcare spending by the poor in Turkey. *BMJ Global Health*, 4:e001540. doi:10.1136/bmjgh-2019-001540
- Torres, A. & Knaul, F. M. (2003). Determinantes Del Gasto De Bolsillo En Salud e Implicaciones Para el Aseguramiento Universal en México: 1992-2000. En: Knaul, F.M., & Nigenda, G. (Eds.) *Caleidoscopio de la Salud. De la Investigación a las políticas y de las políticas a la acción*, pp. 209-228. Centro de Análisis. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2050702>
- Wooldridge, J. (2010). *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*. Segunda Edición. Cambridge, MIT Press.
- Xu, K., Evans, D. B., Kawabata, K., Zeramdini, R., Klavus, J., & Murray, C. J. L. (2003). Household catastrophic health expenditure: a multicountry analysis. *The Lancet*, 362: 111-17.

Notas al final

1 Licenciado en Economía por la PUCP, Magister en Economía por el programa ILADES/Georgetown University y Ph. D. en Economía por la Georgetown University, EEUU. Profesor e Investigador Principal del Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Católica del Perú. Especializado en la enseñanza de la Econometría. Sus áreas de investigación son: Economía de la Salud, Economía del Hogar, Economía de la Educación. Ha sido también director de la Maestría de Economía en la PUCP, Coordinador de la Especialidad de Economía, y actualmente es el Editor en Jefe de la Revista Economía.

2 Licenciada en Economía por la PUCP, egresada de la Maestría de Gestión Pública en la Universidad del Pacífico. Especialista en la Oficina de Programación Multianual de Inversiones de la Contraloría General de la República (CGR). Ha sido también Auditora de Órgano de Control Institucional y formuladora de Proyectos de inversión de la Unidad Formuladora de la CGR.

3 El Seguro Integral del Salud es un seguro público no contributivo orientado a la población más pobre. Es actualmente el seguro más difundido en el Perú. Essalud es un seguro asociado a la seguridad social, al cual pertenecen principalmente y en forma obligatoria los trabajadores formales de la economía peruana, y es el segundo seguro más importante en el Perú. El seguro provisto por las Entidades Prestadoras de Salud (EPS) es un seguro privado complementario al de Essalud para trabajadores formales. Los seguros privados son seguros ofrecidos por las compañías aseguradoras. El seguro de las Fuerzas Armadas (FFAA) y Policía Nacional (PN) corresponden a los miembros de estas entidades y sus derechohabientes. Por último, el seguro universitario se aplica a estudiantes universitarios. Tanto los seguros EPS, Privado, FFAA/PN y Universitario representan una muy pequeña fracción de la muestra.

4 Esto marca una diferencia con trabajos previos como el de Petrerá y Jiménez (2018), quienes no excluyeron a las observaciones donde GBCP>40% (gasto catastrófico) pero sí excluyeron a las observaciones donde GBCP era igual a cero. Estos autores tomaron estas decisiones pues estimaron su modelo por mínimos cuadrados ordinarios.

5 Obtenido de <https://www.inei.gov.pe/estadisticas/indice-tematico/sociales/> [acceso: 05/08/22]

6 Obtenido de: <https://www.gob.pe/institucion/minsa/noticias/637488> [acceso: 05/08/22].

7 Por ejemplo, en el reporte de Morbidity and Mortality Weekly Report, 31 de julio 2020, (<https://www.cdc.gov/mmwr/volumes/69/wr/mm6930e1.htm#contribAff>), se encuentra que existen problemas de salud persistentes entre los pacientes que sufrieron de Covid-19.

8 Información obtenida de <https://www.inei.gov.pe/estadisticas/indice-tematico/sociales/>. Acceso: 15/04/21.