

N° 500

DETERMINANTES DEL  
GASTO DE BOLSILLO  
EN SALUD EN EL PERÚ

Luis García y  
Crissy Rojas

DOCUMENTO DE TRABAJO N° 500

## Determinantes del gasto de bolsillo en salud en el Perú

Luis García y Crissy Rojas

Julio, 2021



**PUCP**

Departamento  
Académico de Economía

DOCUMENTO DE TRABAJO 500  
<http://doi.org/10.18800/2079-8474.0500>

## **Determinantes del gasto de bolsillo en salud en el Perú**

Documento de Trabajo 500

© Luis García y Crissy Rojas

Editado e Impreso:

© Departamento de Economía – Pontificia Universidad Católica del Perú

Av. Universitaria 1801, Lima 32 – Perú.

Teléfono: (51-1) 626-2000 anexos 4950 - 4951

[econo@pucp.edu.pe](mailto:econo@pucp.edu.pe)

<http://departamento.pucp.edu.pe/economia/publicaciones/documentos-de-trabajo/>

Encargada de la Serie: Roxana Barrantes Cáceres

Departamento de Economía – Pontificia Universidad Católica del Perú

[Barrantes.r@pucp.edu.pe](mailto:Barrantes.r@pucp.edu.pe)

Primera edición – Julio, 2021.

ISSN 2079-8474 (En línea)

## Determinantes del gasto de bolsillo en salud en el Perú<sup>a</sup>

Luis García<sup>b</sup>  
Departamento de Economía,  
Pontificia Universidad Católica del Perú

Crissy Rojas  
Departamento de Economía,  
Pontificia Universidad Católica del Perú

### Resumen

En conocido que el gasto de bolsillo en salud es una de los factores que afectan a los hogares del Perú y América Latina, y que los llevan a caer en pobreza. Este trabajo tiene como objetivo investigar empíricamente los principales determinantes del gasto de bolsillo en salud. En particular, se busca extender la investigación de Petrera y Jiménez (2018) mediante la utilización de datos de panel de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOPANEL 2014-2018) del Perú y su aplicación a un modelo Tobit con efectos fijos, pues estas técnicas pueden controlar los efectos de algunas variables no observables que los análisis de datos de Mínimos Cuadrados Ordinarios de corte transversal de Petrera y Jiménez (2018), o el análisis Tobit de Cid y Prieto (2012) no controlan. Entre los resultados, se destaca que –además del ya conocido efecto negativo del seguro integral de salud sobre el gasto de bolsillo–, tal efecto también se encuentra en el caso del Seguro Social de Salud (Essalud), pero solo para las zonas urbanas, y también, para los no pobres. Otros hallazgos son el claro impacto positivo de las enfermedades crónicas y del impacto negativo del acceso a agua y saneamiento sobre el gasto de bolsillo.

---

<sup>a</sup> Este trabajo ha surgido de la revisión y extensión de la tesis de licenciatura de Crissy Rojas del año 2016 titulada “Determinantes de Gasto de Bolsillo en Salud”, y sustentada en la Facultad de Ciencias Sociales de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

<sup>b</sup> Luis García (lgarcia@pucp.edu.pe, <https://orcid.org/0000-0001-7674-5461>, *corresponding author*), Crissy Rojas (crissy.rojas@pucp.pe).

## **Determinants of out-of-pocket health care spending in Peru**

### **Abstract**

It is well known that out-of-pocket spending on health is one of the factors that affect households in Peru and Latin America, and that lead them to fall into poverty. This paper aims to empirically investigate the main determinants of out-of-pocket health care spending. In particular, we seek to extend the research of Petrera and Jimenez (2018) by using panel data from the Peruvian National Household Survey (ENAH Panel 2014-2018) and applying it to a Tobit model with fixed effects, as these techniques can control for the effects of some unobservable variables that the cross-sectional Ordinary Least Squares data analysis of Petrera and Jimenez (2018), or the Tobit analysis of Cid and Prieto (2012) do not control for. Among the results, it stands out that -in addition to the already known negative effect of comprehensive health insurance on out-of-pocket spending-, such effect is also found in the case of Social Health Insurance (Essalud), but only for urban areas, and also, for the non-poor. Other findings are the clear positive impact of chronic diseases and the negative impact of access to water and sanitation on out-of-pocket spending.

Códigos JEL: I10, I13, I15

Palabras Clave: Health spending, Public insurance, Social security, Panel data, Tobit.

## 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.

Conocer qué factores incrementan o reducen el gasto de bolsillo y en qué magnitud es sumamente importante para el diseño de políticas que se orienten a reducir este gasto. En el caso peruano, un estudio sobre gasto de bolsillo es de importancia dado que según las encuestas de hogares del Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) aproximadamente un 24% de la población no contaba con ningún seguro de salud en el año 2018.

Este trabajo tiene como objetivo investigar los principales determinantes que puedan influir en los hogares en la decisión de realizar un gasto de bolsillo. Esta investigación extiende el trabajo de Petrera y Jiménez (2018), quienes estudian los determinantes del gasto de bolsillo usando un enfoque de regresión lineal de corte transversal. Nosotros extendemos su análisis en dos aspectos: (a) explota la disponibilidad de datos de panel de hogares con el fin de encontrar relaciones que tengan una connotación causal; (b) mediante el análisis Tobit incluimos a las personas que se enfermaron y aquellas que no

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. Los estudios de datos longitudinales de panel pueden perfeccionar las asociaciones estadísticas encontradas en estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (como las de en Petrera y Jiménez, 2018), dándoles una connotación causal.

Para la formulación del presente trabajo, el documento se divide en 5 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 algunas políticas de aseguramiento de salud. Finalmente la sección séptima presenta las conclusiones del estudio.

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

De acuerdo con OMS (2010), los pagos directos o gasto de bolsillo en salud son los desembolsos directos realizados por el paciente en el momento de solicitar una atención, e incluyen a los honorarios, pagos por procedimientos y medicinas. Incluyen también a copagos, deducibles y coaseguros. No se incluye a desembolsos anticipados como los prepagos o las primas por seguro. Cuando este gasto supera el 40% del presupuesto familiar excluyendo el gasto en necesidades básicas, se le llama gasto catastrófico.

Existen diversos trabajos sobre los determinantes del gasto de bolsillo en salud, tanto en Latinoamérica como en el resto del mundo. También existen algunos documentos que estudian el caso peruano. En esta sección presentaremos los principales determinantes encontrados por la literatura empírica, los cuales se basan casi en su totalidad en datos de corte transversal. Estos determinantes han sido agrupados en 5 categorías: características demográficas del hogar, pertenencia a seguros de salud,

variables socioeconómicas, indicadores laborales y variables sobre el estado de salud o gravedad de las dolencias. 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.

La tabla 1 resume los principales determinantes encontrados en la literatura empírica. Se muestra el signo de los determinantes sobre el gasto de bolsillo en salud. En caso que no se obtenga una estimación significativa se ha colocado un "0", mientras que si el efecto no es claro se coloca un signo de interrogación, "?".

En cuanto a las características demográficas del hogar, algunos estudios han encontrado una relación positiva entre el número de niños en el hogar y el gasto de bolsillo (Peticara, 2008; Torres & Knaul, 2003; Cid & Prieto, 2012; Lavilla, 2012), tal como podría esperarse debido a los mayores gastos de salud asociado a los niños. Sin embargo, en el caso peruano Petrerá y Jiménez (2018) no encontraron un efecto significativo de esta variable. Otra variable demográfica es el número de adultos mayores de 65 años en el hogar. Todos los autores mencionados en el caso de niños también encontraron una relación positiva con los adultos mayores. El sexo del jefe de hogar también ha sido incluido en algunos trabajos, reportándose un efecto negativo de la variable dummy "sexo masculino" (Cid & Prieto, 2012), pero ningún efecto en Lavilla(2012) ni en Correa-Burrows (2012). La edad del jefe presenta una relación positiva con el gasto de bolsillo en Peticara (2008) y Cid y Prieto (2012) pero no tiene efecto en Correa y Burrows (2012). El tamaño del hogar entendido como el número de miembros presenta una clara relación positiva con el gasto de bolsillo (Petrera & Jiménez, 2018) pero ese efecto tiene el signo contrario en Correa-Burrows (2012). Por último, el número de mujeres en edad fértil es señalado como un determinante con signo negativo por Lavilla (2012) y Petrerá y Jiménez (2018), aunque el efecto no es claro en Cid y Prieto (2012).

Con respecto a los seguros de salud, teóricamente se puede esperar que los seguros contribuyan a la reducción de los gastos directos sanitarios, y en la gran mayoría de trabajos se encuentra que efectivamente estar asegurado reduce el gasto de bolsillo en salud (Tirgil, Dickens & Atun, 2019; Torres & Knaul, 2003; Sosa-Rubí, Salinas & Galarraga,

2011; Lavilla, 2012; Petrera & Jiménez, 2018; y Hjortsberg, 2003). No obstante algunos pocos trabajos encuentran una relación positiva como Rubin y Koelln (1994) y Correa-Bullows (2012), aunque en este último la variable dummy de tener seguro compara entre tener seguro público o privado, no entre tener y no tener seguro. También en el caso de Peticara (2008) se encuentran algunos resultados con signo positivo en algunos países y negativo en otros.

La literatura empírica también reporta a algunas variables socioeconómicas como determinantes del gasto de bolsillo en salud; la 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 (Rubin y Koelln, 1993; Petrera & Jiménez, 2018; Correa-Burrows, 2012; y Hjortsberg, 2003). Sin embargo, en otros trabajos (Peticara, 2008) se observa un signo negativo en los 6 de los 7 países estudiados, y en Lavilla (2012) no se obtiene un efecto claro. Otro determinante socioeconómico muy utilizado en la literatura es el nivel educativo del jefe del hogar. En tres trabajos revisados (Rubin & Koelln, 1993; Cid & Prieto, 2012; Lavilla, 2012) a más educación del jefe se aprecia un mayor gasto de bolsillo, mientras que en el de Peticara (2008), en los países estudiados los signos son a veces positivos, en otras negativos. Otra variable socioeconómica utilizada en lugar del nivel de ingreso es el nivel socioeconómico como una variable categórica. En este caso no se aprecian asociaciones claras con mayor o menor gasto de bolsillo (Cid & Prieto, 2012; Correa-Burrows, 2012). Adicionalmente, la investigación de Lavilla (2012) incluye a tres determinantes asociados a características de la vivienda, como son vivienda inadecuada, hacinamiento y acceso a servicios higiénicos adecuados, obteniendo un efecto positivo en el primero y negativo en los dos últimos. 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).

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.

Por último, la Tabla 1 también presenta como determinantes a variables relacionadas al estado de salud de las personas o la gravedad de la enfermedad. La cantidad de visitas ambulatorias ha sido reportada por Correa-Burrows (2012) y Hjortsberg (2003), mientras estar hospitalizado (señal de una enfermedad o dolencia de mayor gravedad) ha sido señalado por varios autores (Peticara, 2008; Lavilla, 2012; Petrera y Jiménez, 2018; Correa-Burrows, 2012). En el caso de enfermedades crónicas, son pocos los trabajos que han abordado el tema directamente. Correa-Burrows (2012) es uno de ellos encontrando una asociación positiva.

Cabe mencionar que la literatura ha prestado poca atención al aspecto del acceso al agua y saneamiento. Como se ha visto, solo el trabajo de Lavilla (2012) incluye al saneamiento como un determinante, sin obtener los resultados esperados. En años recientes la literatura sobre economía de la salud ha resaltado la importancia del agua y saneamiento en el desempeño económico de los hogares, en especial de los más pobres. En un análisis costo-beneficio desarrollado para la OMS se encontró que por cada US\$1 dólar invertido en agua y saneamiento se obtendría una ganancia entre US\$3 y US\$34 dependiendo de la región (Evans et al. 2004; Bartram et al., 2005). En el reporte de la Stockholm International Water Institute (2005) se señala que la falta de acceso al agua adecuada tiene serias consecuencias sobre la salud de las personas y que podrían provocar hasta la muerte. 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. En la misma línea, Prüss-Ustün et al. (2008) señalan que se puede prevenir hasta el 10% de las enfermedades mundiales con una adecuada provisión de agua y saneamiento. Por esa razón, en este estudio se incluirá a estas variables como determinantes del gasto en bolsillo de salud.

Tabla N° 1

Resumen de la literatura empírica sobre determinantes del gasto de bolsillo en salud

Categoría	Variable	Rubin y Koelln (1993)	Tirgil et al. (2019)	Karan et al. (2017)	Perticara (2008)	Torres y Knaul (2003)	Sosa-Rubí et al. (2011)	Cid y Prieto (2012)	Lavilla (2012)	Petrea y Jiménez (2018)	Correa-Burrows (2012)	Hjortsberg (2003)
Demográficas	Número de niños				(+)	(+)		(+)	(+)	(0)		
	Adultos 65+				(+)	(+)		(+)	(+)	(0)		
	Sexo jefe (hombre)							(-)	(0)		(0)	
	Edad del jefe				(+)			(+)			(0)	
	Tamaño hogar									(+)	(-)	
	Mujer edad fértil							(?)	(-)	(-)		
Seguros	Seguro de salud	(+)	(-)	(0)	(?) <sup>1/</sup>	(-)	(-)		(-)	(-)	(+) <sup>2/</sup>	(-)
Socioeconómicas	Ingresos/Gastos hogar	(+)			(-)				(?)	(+)	(+)	(+)
	Nivel educativo jefe	(+)			(?)			(+)	(+)			
	Región pobre											
	Nivel socioeconómico							(+)			(?)	
	Vivienda inadecuada								(+)			
	Hacinamiento								(-)			
	Sin servicios higiénicos								(-)			
	Rural				(+)				(+)			(-)
Empleo	Desempleo jefe de hogar				(+)							
Condición Médica	Visitas ambulatorias										(+)	(+)
	Evento Hospitalario				(+)				(+)	(+)	(+)	
	Enfermedades crónicas										(+)	

País		US	TR	IN		MX	MX	CL	PE	PE	CL	ZM
Método <sup>3/</sup>		2SLS	DD	DD	HK	TO	DD	TO	HK	OLS	HK	HK
Datos		CS	RCS	RCS	CS	CS	PD	CS	CS	CS	CS	CS

(+) = Efecto positivo, (-) = Efecto negativo, (0) = Efecto no significativo, (?) = Efecto no claro.

<sup>1/</sup> (+) en Argentina, Brasil y Ecuador, (-) en México.

<sup>2/</sup> Tener el seguro público en vez de seguro privado.

<sup>3/</sup> 2SLS=Mínimos cuadrados en dos etapas, DD=Diferencias en diferencias, HK=Heckman, TO=Tobit, OLS=Mínimos Cuadrados Ordinarios

<sup>4/</sup> CS=Cross Section, RCS=Repeated cross section, PD=Panel Data

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

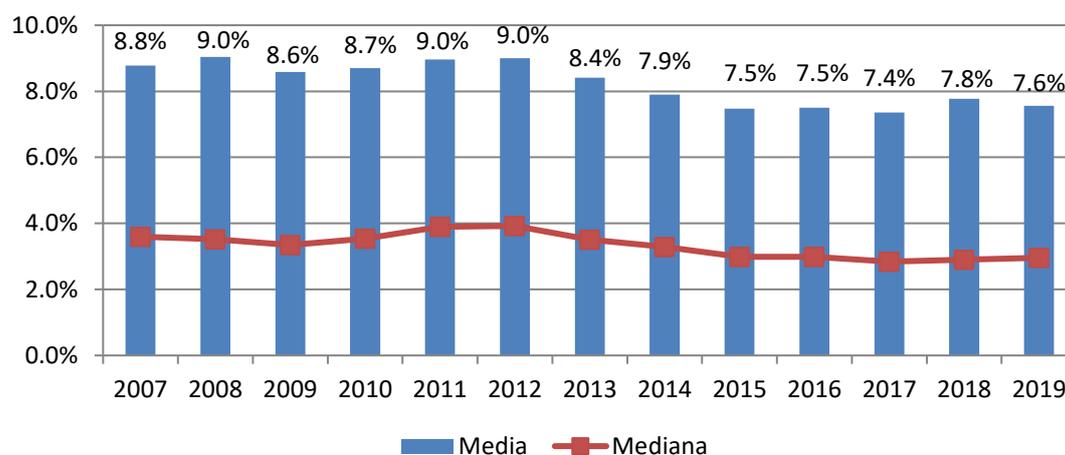
La variable de interés en esta investigación es el Gasto de Bolsillo por Capacidad de Pago (GBCP), definido como aquella fracción que representa el gasto monetario familiar en salud del total de ingresos familiares luego de descontar el gasto en alimentos. La fracción es convertida a porcentaje multiplicándola 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 parte del gasto familiar monetario disponible para el periodo 2007 – 2019. 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. 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. 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 N° 1**  
**GBCP promedio de los hogares**



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. 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 Petrerá 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 N° 2 presentamos el promedio y la mediana del GBCP según diversas variables para los años 2014 y 2019. 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 N° 2**  
**GBCP 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.

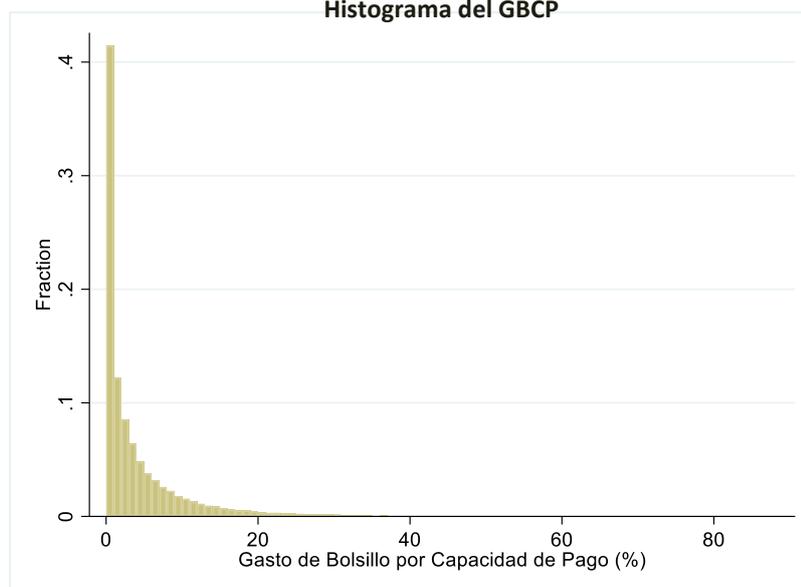
#### 4. Métodos

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. En la figura 2 se presenta el histograma del GBCP para el año 2014, en donde se aprecia una gran concentración de casos cercanos a cero. De hecho para muchos hogares el GBCP es exactamente cero; aproximadamente un 19% de los hogares en el año 2014 presentan ese valor en la muestra. Esto nos lleva a pensar en el proceso que genera esta variable y cómo afectaría a una estimación típica por mínimos cuadrados ordinarios.

Para que un hogar realice gasto en salud primero debe haber ocurrido un evento de deterioro de la salud, y en algunos casos lo suficientemente grave como para que

produzca gastos más allá de la cobertura de los seguros de salud. En el lenguaje estadístico, el gasto de bolsillo se produce condicional a la enfermedad. En el análisis, una opción es tomar solamente a aquellos hogares que presenten gasto de bolsillo mayor a cero y sobre ellos hacer las estimaciones econométricas, tal como se hizo en Petretera y Jiménez (2018). Sin embargo, consideramos que dejar de lado a aquellas hogares sin gasto de bolsillo nos llevaría a pérdida de información valiosa, pues el evento “enfermedad” no ocurre completamente al azar sino que puede estar determinado por factores socioeconómicos como el hacinamiento, la salubridad, la educación de los miembros del hogar, la presencia de población riesgosa (niños y adultos mayores), los ingresos del hogar, etc., y que a su vez estos factores también podrían relacionarse con el GBCP. Por esa razón, excluir completamente a los que tienen este gasto igual a cero no sería lo apropiado.

**Figura 2**  
**Histograma del GBCP**



Si incluimos los valores cero a los datos, sería incorrecto estimar por mínimos cuadrados ordinarios pues la gran cantidad de ceros desviarían las estimaciones. En su lugar el conocido modelo Tobit parece ser más apropiado dado que se aplicaría a un caso donde la variable endógena de la regresión presenta una gran cantidad de ceros ( $GBCP=0$ ), como consecuencia de una decisión óptima de los agentes económicos ante un evento

de enfermedad leve o nula. Esto es lo que en economía suele llamarse una “solución de esquina”.

En el modelo Tobit estándar,  $y_i$  es el GBCP de un hogar  $i$ , y  $\mathbf{x}_i$  es el vector fila de variables exógenas o determinantes de este gasto. Se sabe que  $y_i$  es mayor o igual a cero pero no negativa, y que es cero para una importante fracción de la muestra y se comporta como una variable aleatoria continua cuando  $y_i > 0$ . Sea  $y_i^*$  una variable que representa lo mismo que  $y_i$  solo que no está restringida sino que toma valores de  $-\infty$  a  $\infty$ , pudiendo entenderse a  $y_i^*$  como una suerte de “gasto deseado” no restringido a ser no negativo. Entonces estas variables se relacionan mediante este modelo:

$$y_i^* = \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + u_i \quad (1)$$

$$u_i | \mathbf{x}_i \sim N(0, \sigma^2)$$

$$y_i = \max(y_i^*, 0)$$

Estas expresiones quieren decir que el gasto observado  $y_i$  será 0 si  $y_i^* \leq 0$  y  $\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + u_i$  si  $y_i^* > 0$ . En este caso, nos interesa saber cómo será el gasto de bolsillo esperado dadas las características  $\mathbf{x}_i$ , es decir  $E[y_i | \mathbf{x}_i]$  y sobre este indicador se medirán los impactos de las exógenas sobre el gasto esperado. Se puede comprobar<sup>1</sup> que  $E[y_i | \mathbf{x}_i] = \Phi\left(\frac{\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right) \cdot \left(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + \lambda\left(\frac{\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)\right)$ , donde en nuestro caso,  $\Phi\left(\frac{\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)$  es la probabilidad de realizar algún gasto positivo, y  $\lambda(\cdot)$  es la conocida inversa de la razón de Mills. En este modelo,  $E[y_i | \mathbf{x}_i]$  predice cuánto sería el gasto de bolsillo dado  $\mathbf{x}_i$ , y eso se aplica no solo a quienes tienen gasto estrictamente positivo sino también para aquellos que tienen un gasto igual a cero. Aunque ellos tengan actualmente un gasto igual a cero, la posibilidad de que se enfermen y gasten está presente, y a ellos también podría sucederles ese evento. Para ellos  $\Phi\left(\frac{\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)$  es pequeño pero no será cero. Luego,  $E[y_i | \mathbf{x}_i]$  será muy cercano a cero pero positivo para quienes se enferman poco, y será más grande para aquellos que se enfermen y gasten con más frecuencia.

---

<sup>1</sup> Véase Wooldridge (2010), página 708 y siguientes.

El modelo descrito es apropiado especialmente para datos de corte transversal. Wooldridge (2002) extiende el modelo a un contexto de datos de panel con heterogeneidad no observable que pueda estar correlacionada con alguno de los regresores. Supongamos que el error se puede descomponer en dos partes,  $u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$ , luego

$$y_{it}^* = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\varepsilon_{it} | \mathbf{x}_{it}, \alpha_i \sim N(0, \sigma^2)$$

En la ecuación (2)  $\alpha_i$  refiere a variables no observables invariantes en el tiempo que puedan alterar el gasto deseado, tales como los gustos y preferencias de las familias, hábitos, costumbres y quizás factores genéticos, mientras que  $\varepsilon_{it}$  es una perturbación aleatoria no correlacionada con ningún regresor del modelo. Si  $\alpha_i$  presenta correlación con  $\mathbf{x}_i$ , entonces la estimación Tobit estándar es sesgada e inconsistente. Para controlar este efecto, en Wooldridge (2002) se sigue el enfoque de efectos aleatorios correlacionados de Mundlak (1978) aplicado a Tobit. Muy brevemente, asumiéndose  $\alpha_i | \mathbf{x}_i \sim N(c + \bar{\mathbf{x}}_i\boldsymbol{\gamma}, \sigma_a^2)$ , se establece una relación lineal del tipo  $\alpha_i = c + \bar{\mathbf{x}}_i\boldsymbol{\gamma} + a_i$  donde  $\bar{\mathbf{x}}_i$  son los regresores  $\mathbf{x}_{it}$  promediados en el tiempo. Aquí  $a_i$  es un componente aleatorio de media cero, no correlacionado ni con  $\mathbf{x}_{it}$  ni con  $\bar{\mathbf{x}}_i$ , y su varianza es  $\sigma_a^2$ . Luego, el modelo queda como

$$y_{it}^* = c + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i\boldsymbol{\gamma} + a_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

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

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

## 5. Datos y resultados

Para las estimaciones econométricas se utilizó la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) Panel 2014-2018 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 131 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 con una muestra panel no balanceado de 18253 hogares y con un total de 51794 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 3 presentamos los resultados de la estimación del modelo de determinantes del gasto de bolsillo como capacidad de pago, como un modelo de regresión lineal estimado por mínimos cuadrados ordinarios, efectos aleatorios y efectos fijos. En la primera columna, al igual que en Petrerá y Jiménez (2018), se excluyen a las observaciones que tienen  $GBCP=0$ . En las siguientes columnas se incluyen a los valores iguales a cero de la endógena. Otra diferencia con Petrerá y Jiménez (2018) es que excluimos las observaciones en donde  $GBCP>40\%$ , es decir, se excluyen los gastos catastróficos, según la definición estándar de Xu et al. (2003).

En el trabajo de Petrerá y Jiménez se evalúa el impacto que un individuo esté afiliado al Seguro Integral de Salud (SIS), encontrándose un coeficiente negativo. En nuestro trabajo, como no es a nivel personal sino familiar, nuestro indicador de aseguramiento corresponde al jefe de hogar. Así, veremos cómo el aseguramiento del jefe de hogar puede reducir o no el gasto de bolsillo, bajo el entendido de que si el jefe de hogar está asegurado, es muy probable que muchos de los miembros del hogar también lo estén.

Adicionalmente, en nuestro trabajo no nos limitamos al SIS, sino que vemos el impacto de otros seguros como Essalud, el seguro EPS, Seguros Privados, etc.<sup>2</sup>

Comparando con lo obtenido en Petrer y Jiménez (2018), el impacto calculado por MCO del Seguro Integral de Salud (SIS) es similar al mencionado estudio en las dos primeras columnas, más no en las columnas 3 y 4.<sup>3</sup> Aunque en las dos primeras columnas se observa un coeficiente negativo de los seguros Essalud y del SIS, este parece disminuir al estimarse por efectos aleatorios y fijos. Por otro lado, en nuestra estimación incluye a más regresores interesantes como por ejemplo el número de niños, de adultos mayores, de personas con enfermedades crónicas, y también dos variables sobre el acceso al agua segura en casa, a sabiendas que el agua impura o inadecuadamente suministrada acarrea enfermedades (Prüss-Ustün et al., 2008), que terminan incrementando los gastos en salud.

**Tabla N° 3**  
**Estimación de los determinantes del GBCP utilizando regresiones lineales**

VARIABLES	(1) MCO-sin ceros	(2) MCO	(3) EA	(4) EF
Log(Gasto per cápita (miles de S/))	1.566*** (0.073)	1.961*** (0.059)	2.005*** (0.063)	2.314*** (0.110)
Edad del jefe	0.014*** (0.003)	-0.000 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.004 (0.046)
Número de miembros en el hogar	-0.139*** (0.022)	0.115*** (0.019)	0.150*** (0.020)	0.433*** (0.049)
Número de niños en el hogar	0.441*** (0.061)	0.301*** (0.051)	0.293*** (0.055)	0.196** (0.097)
Número de adultos mayores de 65 años	0.675*** (0.065)	0.609*** (0.055)	0.603*** (0.061)	0.202 (0.144)
Número de individuos con enfermedades crónicas	0.720*** (0.032)	0.849*** (0.028)	0.786*** (0.029)	0.493*** (0.042)
Porcentaje de mujeres en el hogar	0.008***	0.008***	0.008***	0.004

<sup>2</sup> 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.

<sup>3</sup> Cabe mencionar que Petrer y Jiménez (2018) realizan sus estimaciones solo para los que se encuentran en pobreza. Más adelante mostraremos estimaciones concentrándonos en los pobres.

	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.003)
Seguro Integral de Salud (SIS)	-0.630***	-0.616***	-0.558***	-0.251**
	(0.083)	(0.070)	(0.074)	(0.120)
Seguro Essalud	-0.765***	-0.731***	-0.674***	-0.225
	(0.093)	(0.080)	(0.087)	(0.176)
Seguro Privado	-0.424	-0.587**	-0.495*	0.186
	(0.294)	(0.262)	(0.269)	(0.396)
Entidad Prestadora de Salud	-0.825**	-0.811**	-0.702*	0.253
	(0.411)	(0.376)	(0.385)	(0.567)
Seguro FFAA/PN	-0.320	-0.445**	-0.294	1.233**
	(0.253)	(0.222)	(0.247)	(0.584)
S. Universitario	-3.061**	-2.768**	-2.602*	-1.660
	(1.491)	(1.293)	(1.355)	(2.112)
Otro Seguro	1.399	1.097	1.166	1.536
	(0.964)	(0.846)	(0.832)	(0.986)
Agua con suficiente cloro	-0.193**	-0.306***	-0.240***	0.044
	(0.082)	(0.071)	(0.074)	(0.109)
Agua de red dentro de la vivienda	-0.038	-0.051	-0.083	-0.300**
	(0.083)	(0.069)	(0.076)	(0.146)
Urbano=1/Rural=0	-0.427***	-0.134*	-0.158*	--
	(0.090)	(0.076)	(0.086)	
Sexo del Jefe de hogar	0.297***	0.316***	0.284***	--
	(0.086)	(0.073)	(0.084)	
Nivel Educativo del Jefe de hogar	-0.152***	-0.124***	-0.133***	--
	(0.039)	(0.033)	(0.038)	
Constante	1.250***	-0.678***	-0.832***	-1.595
	(0.276)	(0.227)	(0.250)	(2.384)
Observaciones	39,688	50,032	50,032	50,032
R-squared	0.052	0.072		0.023
Número de individuos panel			18,176	18,176

Errores estándar en paréntesis (\*\*\*)  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ ).

Dummies temporales incluidas pero no mostradas en la tabla.

Test de Breusch Pagan: 1149.22 (p-val: 0.000)

Test de Hausman: 199.92 (p-val: 0.000)

Dado que la variable endógena GBCP presenta una fuerte censura en cero soles, procedemos a mejorar estas estimaciones empleando el modelo Tobit y utilizando las técnicas de datos de panel. En la tabla 4 se presentan los efectos marginales de las estimaciones Tobit bajo tres técnicas. La columna (1) corresponde a la estimación por Tobit estándar usando todos los datos de panel como si fueran observaciones independientes (*pooled* Tobit), en la columna (2) corresponde a una estimación por efectos aleatorios, el cual considera la presencia de heterogeneidad inobservable (término  $\alpha_i$  de la ecuación (2)), mientras que la columna (3) corresponde a la estimación

de la ecuación (3) por el método Tobit con efectos fijos. De esta tabla vamos a explicar los resultados hallados de todas las variables exógenas.

Como comentario general de la tabla 4, el test de Hausman aplicado a las estimaciones por efectos aleatorios y efectos fijos señala que preferimos la estimación por efectos fijos y por ello solo comentaremos los resultados de la columna (3). En el caso del impacto del logaritmo del ingreso per cápita, al igual que antes el signo es positivo y es significativo. Esto corrobora la idea de que la salud es un bien normal, lo que también fue encontrado por Petrerá y Jiménez pero con un coeficiente más pequeño. Respecto a la edad del jefe de hogar, se obtiene un signo negativo y también significativo lo que indicaría que a mayor edad del jefe de hogar el gasto parecería declinar, aunque la magnitud es muy pequeña: una disminución de 0.062 puntos porcentuales por cada año adicional de edad. Más fuerte es el impacto del número de miembros en el hogar, en donde por cada miembro adicional el GBCP se incrementa en 0.5 puntos porcentuales. Sin embargo, ni el número de niños ni el de adultos mayores por separado son significativos en la columna (3), aunque sí lo eran en las columnas (1) y (2). Asimismo, el número de individuos que sufren de enfermedades crónicas incrementa el gasto de bolsillo, pero no así el porcentaje de mujeres en el hogar.

En el caso de los seguros, el impacto del SIS sobre el gasto de bolsillo es negativo y significativo, pero en magnitud el coeficiente es menor de lo que calculan Petrerá y Jiménez. Es decir, mediante la estimación de efectos fijos que controlan la heterogeneidad no observable resulta que el efecto calculado es aproximadamente la mitad de lo obtenido bajo los métodos que no controlan ese efecto, tal como se puede ver en las demás columnas de las tablas 2 y 3. Por otro lado, afiliarse al seguro Essalud también reduce el gasto de bolsillo en un monto similar al del SIS. Sobre los demás seguros, no se observan efectos significativos excepto en el caso del seguro de las Fuerzas Armadas y Policiales en donde se obtiene un signo positivo. Ese resultado no es muy confiable dado que son muy pocos los casos de jefes de hogar con ese seguro (solo 1.5% de la muestra).

Por último, tener agua con suficiente cloro en el hogar parece no tener ningún efecto sobre el GBCP pero sí se observa un impacto negativo de pasar de no tener a tener un

suministro de agua en casa mediante una conexión a una red pública. También los hogares que pasan a tener un jefe de hogar hombre ven incrementado el GBCP, mientras que el nivel educativo del jefe reduce este indicador.

**Tabla N° 4**  
**Determinantes del GBCP utilizando el modelo Tobit**

VARIABLES	Efectos Marginales		
	(1) Tobit	(2) Tobit EA	(3) Tobit EF
Log(Gasto per cápita (miles de soles))	1.952*** (0.047)	1.983*** (0.051)	2.153*** (0.098)
Edad del jefe de hogar	-0.007*** (0.002)	-0.006** (0.002)	-0.062*** (0.024)
Número de miembros en el hogar	0.234*** (0.015)	0.264*** (0.016)	0.481*** (0.038)
Número de niños en el hogar	0.178*** (0.041)	0.169*** (0.044)	0.094 (0.073)
Número de adultos mayores de 65 años	0.467*** (0.044)	0.464*** (0.049)	0.158 (0.127)
Número de individuos con enfermedades crónicas	0.740*** (0.022)	0.687*** (0.023)	0.428*** (0.033)
Porcentaje de mujeres en el hogar	0.008*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.003 (0.003)
Seguro Integral de Salud (SIS)	-0.506*** (0.056)	-0.458*** (0.059)	-0.268*** (0.097)
Seguro Essalud	-0.617*** (0.063)	-0.563*** (0.069)	-0.258* (0.135)
Seguro Privado	-0.693*** (0.205)	-0.572*** (0.210)	0.254 (0.291)
Entidad Prestadora de Salud	-0.815*** (0.293)	-0.689** (0.299)	0.346 (0.381)
Seguro FFAA/PN	-0.546*** (0.175)	-0.416** (0.194)	0.867** (0.431)
S. Universitario	-2.035** (1.028)	-1.928* (1.074)	-1.362 (0.873)
Otro Seguro	0.521 (0.666)	0.632 (0.654)	0.988 (0.679)
Agua con suficiente cloro	-0.328*** (0.056)	-0.264*** (0.059)	0.017 (0.084)
Agua de red dentro de la vivienda	-0.063 (0.056)	-0.090 (0.061)	-0.243** (0.117)
Urbano=1/Rural=0	0.099 (0.060)	0.086 (0.069)	0.121* (0.073)
Sexo del Jefe de hogar	0.288*** (0.058)	0.269*** (0.066)	0.318*** (0.067)
Nivel Educ. Jefe de hogar	-0.109***	-0.115***	-0.099***

	(0.026)	(0.030)	(0.032)
Observaciones	50,032	50,032	50,032
Número de individuos panel	18,179	18,180	18,181

Errores estándar en paréntesis (\*\*\*)  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ ).

Dummies temporales de las variables fueron incluidas pero no son mostradas en la tabla por falta de espacio. Los promedios temporales fueron incluidos solo en la regresión Tobit EF.

Test de Hausman: 137.23 (p-val: 0.000)

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 2014 y el año 2018.

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 columna (3) muestra los resultados para el área urbana y la (4) para la rural. Nuevamente presentamos en la tabla solo los efectos marginales, no los betas calculados.

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. En cuanto a los seguros, resulta que el SIS parece tener un efecto similar tanto para los pobres como para los no pobres (un tanto mayor para los pobres), pese a que este seguro está diseñado solo para los pobres. La situación es muy distinta en el seguro social Essalud pues mantiene su signo y significancia solo para los no pobres, pero su efecto se desvanece en el caso de los pobres. En el caso del seguro universitario también presenta un coeficiente alto, aunque deberíamos evaluar con cuidado este resultado pues solo el 0.02% de los jefes de hogar en pobreza cuenta con este seguro. Por otro lado, el acceso a agua por red pública también reduce el GBCP para los pobres pero no para los que nunca fueron pobres. Por último, el sexo del jefe hombre reduce el GBCP pero solo para los nunca pobres.

En cuanto a los resultados por área, también son similares a los anteriores en las variables  $\log(\text{Gasto per cápita})$ , número de miembros en el hogar, número de individuos con enfermedades crónicas y el seguro integral de salud. En el caso de Essalud, solo es significativo en el área rural (curiosamente en donde es minoritario). Por otro lado, el agua segura disminuye el gasto de bolsillo en las zonas rurales pero no parece haber efecto en las urbanas. Lo contrario ocurre con el abastecimiento de agua por una red domiciliaria, la cual disminuye el GBCP para las zonas urbanas pero no hay efecto en las urbanas.

**Tabla N° 5**  
**Determinantes del GBCP utilizando Tobit-Efectos Fijos y controlando por pobreza y área**

VARIABLES	Pobreza		Área	
	(1) Nunca Pobres	(2) Alguna vez Pobres	(3) Urbano	(4) Rural
Log(Gasto per cápita (miles de soles))	2.244*** (0.145)	1.918*** (0.124)	1.997*** (0.138)	2.238*** (0.135)
Edad del jefe de hogar	-0.073** (0.032)	-0.030 (0.034)	-0.106*** (0.032)	-0.013 (0.036)
Número de miembros en el hogar	0.504*** (0.056)	0.425*** (0.047)	0.471*** (0.050)	0.486*** (0.059)
Número de niños en el hogar	0.083 (0.111)	0.072 (0.087)	0.122 (0.101)	0.063 (0.104)
Número de adultos mayores de 65 años	0.116 (0.169)	0.229 (0.180)	0.118 (0.165)	0.214 (0.198)
Número de individuos con enfermedades crónicas	0.484*** (0.042)	0.330*** (0.049)	0.525*** (0.042)	0.290*** (0.054)
Porcentaje de mujeres en el hogar	0.003 (0.003)	0.003 (0.004)	0.004 (0.003)	0.001 (0.004)
Seguro Integral de Salud (SIS)	-0.225* (0.133)	-0.295** (0.134)	-0.306** (0.131)	-0.265* (0.142)
Seguro Essalud	-0.336** (0.161)	0.006 (0.267)	-0.083 (0.155)	-0.808** (0.317)
Seguro Privado	0.257 (0.320)	0.598 (1.093)	0.533 (0.326)	-2.708*** (0.878)
Entidad Prestadora de Salud	0.367 (0.415)	1.025 (0.936)	0.505 (0.419)	-1.234 (3.121)
Seguro FFAA/PN	0.838* (0.441)	1.729 (2.373)	0.706 (0.488)	2.430** (1.224)
S. Universitario	-0.193 (0.585)	-5.524*** (0.257)	-1.414 (0.915)	--
Otro Seguro	1.112 (0.772)	0.414 (2.107)	1.098 (0.800)	0.689 (1.745)
Agua con suficiente cloro	0.046 (0.098)	-0.115 (0.175)	0.094 (0.093)	-0.734** (0.320)
Agua de red dentro de la vivienda	-0.154 (0.161)	-0.376** (0.155)	-0.386** (0.154)	-0.042 (0.182)
Urbano=1/Rural=0	0.010 (0.102)	0.239** (0.098)	--	--
Sexo del Jefe de hogar	0.419*** (0.086)	0.092 (0.103)	0.261*** (0.084)	0.397*** (0.117)
Nivel Educativo del Jefe de hogar	-0.057 (0.039)	-0.073 (0.054)	-0.064* (0.038)	-0.088 (0.058)
Observations	33,439	16,593	29,142	20,890

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## 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. Nos concentraremos en tres variables: los seguros de salud, las enfermedades crónicas, y el acceso a agua segura.

Los hallazgos de las tablas anteriores confirman que el SIS logra reducir el gasto de bolsillo (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 se elevó en el periodo 2014-2018 desde 39.0% hasta 47.7%, lo cual puede observarse en la figura 3. Puesto que el porcentaje de la población pobre en el Perú es mucho menor (22.7% y 20.5% según INEI<sup>4</sup>), se infiere que el SIS está asegurando no solo a los pobres sino también a la población de ingresos medios.

A raíz de la pandemia de Covid 19, según el portal web del SIS este seguro ha tenido una ampliación notable en los años 2020 y 2021, afiliando a aproximadamente 9 millones de personas y llegando a un total de 25.3 millones de personas afiliadas (por encima del 70% de la población), al menos nominalmente.<sup>5</sup> Con ello el Perú estaría muy cerca de la afiliación universal, aunque se debe ponderar este avance con la efectividad de esta política, la cual depende del acceso concreto a los servicios de salud. Estos servicios no han crecido a la misma velocidad que la expansión del SIS. Así, según estadísticas de la Superintendencia de Salud, entre los años 2016 y 2019 la cantidad de hospitales se redujo en uno, 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. Durante la pandemia quedó en evidencia que los servicios de salud son insuficientes en Perú. Luego, es posible que el impacto calculado del aseguramiento en el SIS sobre el gasto de bolsillo se reduzca si las personas aseguradas no encuentran los servicios públicos gratuitos o de

---

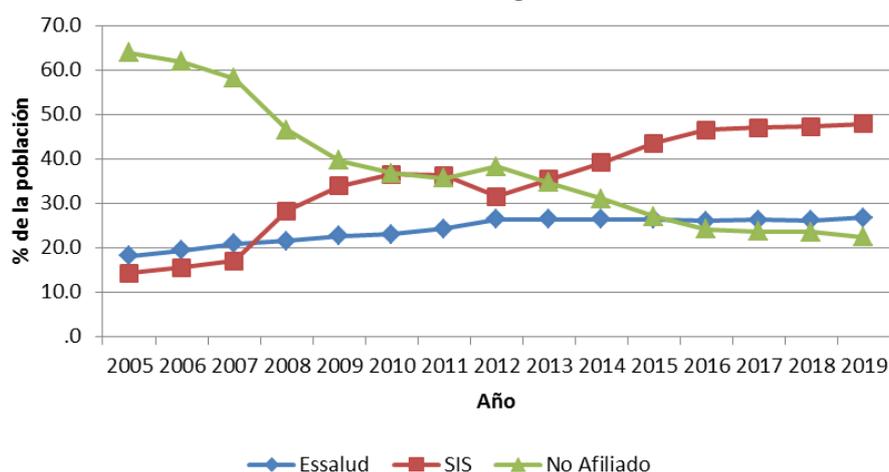
<sup>4</sup> Obtenido de [www.inei.gob.pe/estadisticas/indice-tematico/sociales](http://www.inei.gob.pe/estadisticas/indice-tematico/sociales) [acceso: 18/06/2021]

<sup>5</sup> Obtenido de <https://www.gob.pe/institucion/sis/informes-publicaciones/1488900-estadisticas-de-asegurados-atenciones-y-atendidos-al-31-de-diciembre-de-2020> [acceso: 14/07/21]

muy bajo costo que necesitan y se ven obligadas a financiar por su cuenta sus gastos de salud en atenciones privadas.

El panorama es distinto con el seguro social de salud Essalud, el segundo en importancia en el Perú y orientado principalmente a trabajadores formales. A diferencia de otros seguros, Essalud cuenta con una importante red propia de establecimientos de salud a nivel nacional. Dado que este seguro también es efectivo para la reducción del gasto de bolsillo, y considerando que se perdieron muchos trabajos formales durante la pandemia, su efectividad se mantendrá en tanto se recuperen los trabajos formales perdidos.

**Figura 3**  
Evolución del aseguramiento en salud del SIS y Essalud según las encuestas de hogares



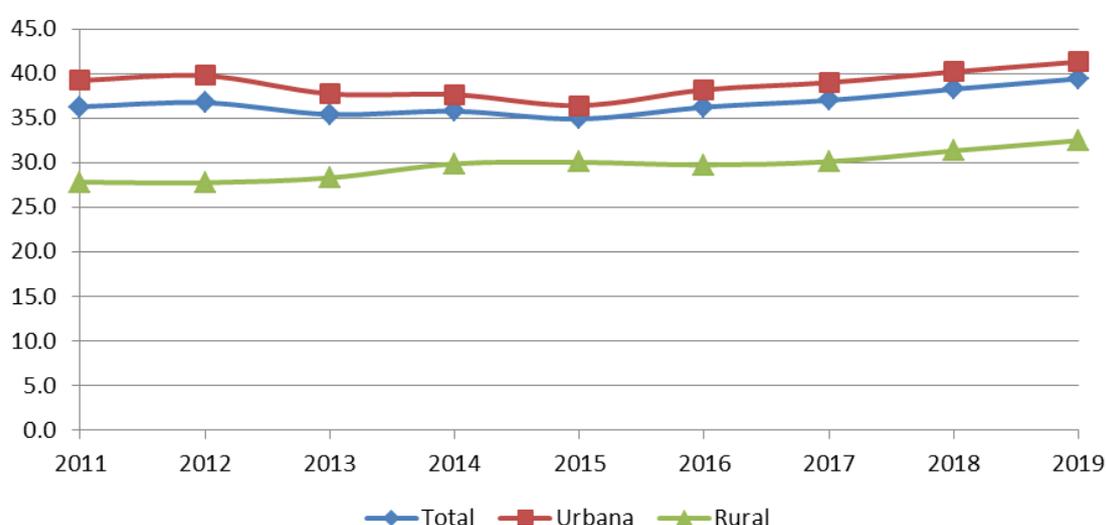
Fuente: Encuesta Nacional de Hogares, varios años. Elaborado por los autores.

Otro de los resultados resaltantes de la sección anterior es que la existencia de enfermedades crónicas en el hogar tiende a incrementar el gasto de bolsillo de las familias. En el Perú, los indicadores de morbilidad señalan que en el año 2019, el 39.4% de la población reportó padecer de algún malestar crónico.<sup>6</sup> Es más, no solo este porcentaje es elevado sino que en los últimos años mantiene una tendencia creciente, siendo más fuerte el fenómeno en las zonas urbanas (ver Figura 4). Dado que en nuestras estimaciones Tobit por efectos fijos se estudia el cambio de pasar de no

<sup>6</sup> Información obtenida de <https://www.inei.gob.pe/estadisticas/indice-tematico/sociales/>. Acceso: 15/04/21.

enfermedad crónica a sufrir este tipo de enfermedad, y se encontró que este cambio produce efectos sobre el gasto de bolsillo, es de esperar que en los años subsiguientes al año 2020 (inicio de la pandemia Covid-19), el gasto de bolsillo en salud se incremente con seguridad, más allá de los gastos de recuperación por la enfermedad Covid 19, afectando tanto a los hogares pobres como a los no pobres.<sup>7</sup> Es por ello que se hace impostergable que el estado tenga una política directa de atención y prevención de enfermedades crónicas.

**Figura 4**  
**Población que reportó tener algún problema de salud crónico**



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

Por último, otro hecho resaltante (y no mencionado en el trabajo de Petrer y Jiménez), es el efecto que puede tener el agua segura sobre el gasto en salud. Es sabido que el agua segura contribuye positivamente al estado de la salud de las personas (Prüss-Ustün et al., 2008). En nuestros resultados se tiene que disponer de agua dentro de la vivienda tiene un impacto negativo sobre el gasto de bolsillo en salud. En el año 2019 el 84% de la población contaba con abastecimiento de agua dentro de la vivienda, siguiendo una tendencia ligeramente ascendente (en el año 2017 tal porcentaje era 78.7%). Sin embargo, los porcentajes de acceso a agua segura (con suficiente cloro) son más bajos,

<sup>7</sup> 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.

siendo en el año 2019 del orden de 52.4% en los hogares urbanos y solo 3.7% en los hogares rurales.<sup>8</sup> Las tendencias recientes de estas cifras muestran un estancamiento en las zonas urbanas pero un crecimiento en la rural (en el 2014 solo 1.5% tenía este servicio). Por esa razón, es importante saber que el acceso a agua de calidad puede contribuir a la reducción de GBCP.

## 7. Conclusiones

Este estudio expande los hallazgos de Petrerá y Jiménez (2018), recalculando 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 es menor al obtenido en el mencionado estudio. Además, el efecto del SIS se cumple tanto en el área urbana como rural. 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 en zonas urbanas, más no en el área rural.

Adicionalmente, en esta investigación se encontró evidencia de un impacto significativo de la provisión de agua con suficiente cloro en la reducción del gasto de bolsillo en salud en el área rural, y del acceso a agua dentro de la vivienda en las zonas urbanas y en los hogares que han caído en pobreza en el periodo 2014-2018. 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.

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) y número de miembros del hogar (efecto positivo). Sin embargo, aunque casi la totalidad de la literatura encontró efectos positivos en el número de niños y adultos mayores en el hogar, en nuestro caso no se encontró tal efecto en la regresión por efectos fijos. Es posible que en los estudios previos (que no

---

<sup>8</sup> Información calculada a partir de la Encuesta Nacional de Programas Presupuestales – ENAPRES 2019 del INEI.

controlaban por efectos fijos), tal efecto haya estado sobreestimado. 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 un claro efecto negativo.

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. Lo mismo se puede afirmar sobre el acceso a agua segura, la cual previene enfermedades y reduce el gasto de bolsillo. El acceso a este servicio es aún muy deficiente en el Perú, en especial en el área rural.

## 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.

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.

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](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.siwi.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.

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.

## ÚLTIMAS PUBLICACIONES DE LOS PROFESORES DEL DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA

### ▪ Libros

José Carlos Orihuela y César Contreras

2021 *Amazonía en cifras: Recursos naturales, cambio climático y desigualdades*.  
Lima, OXFAM.

Alan Fairlie

2021 *Hacia una estrategia de desarrollo sostenible para el Perú del Bicentenario*.  
Arequipa, Editorial UNSA.

Waldo Mendoza e Yuliño Anastacio

2021 *La historia fiscal del Perú: 1980-2020. Colapso, estabilización, consolidación y el golpe de la COVID-19*. Lima, Fondo Editorial PUCP.

Cecilia Garavito

2020 *Microeconomía: Consumidores, productores y estructuras de mercado. Segunda edición*. Lima, Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

Adolfo Figueroa

2019 *The Quality of Society Essays on the Unified Theory of Capitalism*. New York. Palgrave MacMillan.

Carlos Contreras y Stephan Gruber (Eds.)

2019 *Historia del Pensamiento Económico en el Perú. Antología y selección de textos*.  
Lima, Facultad de Ciencias Sociales PUCP.

Barreix, Alberto Daniel; Corrales, Luis Fernando; Benitez, Juan Carlos; Garcimartín, Carlos; Ardanaz, Martín; Díaz, Santiago; Cerda, Rodrigo; Larraín B., Felipe; Revilla, Ernesto; Acevedo, Carlos; Peña, Santiago; Agüero, Emmanuel; Mendoza Bellido, Waldo; Escobar Arango y Andrés.

2019 *Reglas fiscales resilientes en América Latina*. Washington, BID.

José D. Gallardo Ku

2019 *Notas de teoría para para la incertidumbre*. Lima, Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

Úrsula Aldana, Jhonatan Clausen, Angelo Cozzubo, Carolina Trivelli, Carlos Urrutia y Johanna Yancari

2018 *Desigualdad y pobreza en un contexto de crecimiento económico*. Lima, Instituto de Estudios Peruanos.

Séverine Deneulin, Jhonatan Clausen y Arelí Valencia (Eds.)

2018 *Introducción al enfoque de las capacidades: Aportes para el Desarrollo Humano en América Latina*. Flacso Argentina y Editorial Manantial. Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

Mario Dammil, Oscar Dancourt y Roberto Frenkel (Eds.)

2018 *Dilemas de las políticas cambiarias y monetarias en América Latina*. Lima, Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

▪ *Documentos de trabajo*

- No. 499 Cadenas Globales de Valor de Exportación de los Países de la Comunidad Andina 2000-2015. Mario Tello. Junio, 2021
- No. 498 ¿Cómo afecta el desempleo regional a los salarios en el área urbana? Una curva de salarios para Perú (2012-2019). Sergio Quispe. Mayo, 2021.
- No. 497 “¿Qué tan rígidos son los precios en línea? Evidencia para Perú usando Big Data”. Hilary Coronado, Erick Lahura y Marco Vega. Mayo, 2021.
- No. 496 “Reformando el sistema de pensiones en Perú: costo fiscal, nivel de pensiones, brecha de género y desigualdad”. Javier Olivera. Diciembre, 2020.
- No. 495 “Crónica de la economía peruana en tiempos de pandemia”. Jorge Vega Castro. Diciembre, 2020.
- No. 494 “Epidemia y nivel de actividad económica: un modelo”. Waldo Mendoza e Isaías Chalco. Setiembre, 2020.
- No. 493 “Competencia, alcance social y sostenibilidad financiera en las microfinanzas reguladas peruanas”. Giovanna Aguilar Andía y Jhonatan Portilla Goicochea. Setiembre, 2020.
- No. 492 “Empoderamiento de la mujer y demanda por servicios de salud preventivos y de salud reproductiva en el Perú 2015-2018”. Pedro Francke y Diego Quispe O. Julio, 2020.
- No. 491 “Inversión en infraestructura y demanda turística: una aplicación del enfoque de control sintético para el caso Kuéalp, Perú”. Erick Lahura y Rosario Sabrera. Julio, 2020.
- No. 490 “La dinámica de inversión privada. El modelo del acelerados flexible en una economía abierta”. Waldo Mendoza Bellido. Mayo, 2020.
- No. 489 “Time-Varying Impact of Fiscal Shocks over GDP Growth in Peru: An Empirical Application using Hybrid TVP-VAR-SV Models”. Álvaro Jiménez y Gabriel Rodríguez. Abril, 2020.
- No. 488 “Experimentos clásicos de economía. Evidencia de laboratorio de Perú”. Kristian López Vargas y Alejandro Lugon. Marzo, 2020.
- No. 487 “Investigación y desarrollo, tecnologías de información y comunicación e impactos sobre el proceso de innovación y la productividad”. Mario D. Tello. Marzo, 2020.
- No. 486 “The Political Economy Approach of Trade Barriers: The Case of Peruvian’s Trade Liberalization”. Mario D. Tello. Marzo, 2020.
- No. 485 “Evolution of Monetary Policy in Peru. An Empirical Application Using a Mixture Innovation TVP-VAR-SV Model”. Jhonatan Portilla Goicochea y Gabriel Rodríguez. Febrero, 2020.

- No. 484 “Modeling the Volatility of Returns on Commodities: An Application and Empirical Comparison of GARCH and SV Models”. Jean Pierre Fernández Prada Saucedo y Gabriel Rodríguez. Febrero, 2020.
- No. 483 “Macroeconomic Effects of Loan Supply Shocks: Empirical Evidence”. Jefferson Martínez y Gabriel Rodríguez. Febrero, 2020.
- No. 482 “Acerca de la relación entre el gasto público por alumno y los retornos a la educación en el Perú: un análisis por cohortes”. Luis García y Sara Sánchez. Febrero, 2020.
- No. 481 “Stochastic Volatility in Mean. Empirical Evidence from Stock Latin American Markets”. Carlos A. Abanto-Valle, Gabriel Rodríguez y Hernán B. Garrafa-Aragón. Febrero, 2020.
- No. 480 “Presidential Approval in Peru: An Empirical Analysis Using a Fractionally Cointegrated VAR2”. Alexander Boca Saravia y Gabriel Rodríguez. Diciembre, 2019.
- No. 479 “La Ley de Okun en el Perú: Lima Metropolitana 1971 – 2016.” Cecilia Garavito. Agosto, 2019.
- No. 478 “Peru’s Regional Growth and Convergence in 1979-2017: An Empirical Spatial Panel Data Analysis”. Juan Palomino y Gabriel Rodríguez. Marzo, 2019.

▪ *Materiales de Enseñanza*

- No. 5 “Matemáticas para Economistas 1”. Tessy Vázquez Baos. Abril, 2019.
- No. 4 “Teoría de la Regulación”. Roxana Barrantes. Marzo, 2019.
- No. 3 “Economía Pública”. Roxana Barrantes, Silvana Manrique y Carla Glave. Marzo, 2018.
- No. 2 “Macroeconomía: Enfoques y modelos. Ejercicios resueltos”. Felix Jiménez. Marzo, 2016.
- No. 1 “Introducción a la teoría del Equilibrio General”. Alejandro Lugon. Octubre, 2015.