



GASTO CATASTRÓFICO EN SALUD DE LOS HOGARES COSTARRICENSES EN PRESENCIA DE ADULTOS MAYORES

Erick Sequeira-Benavides;
Yanira Xirinachs-Salazar y Juan Rafael Vargas

RESUMEN

Se identifican los determinantes del gasto de bolsillo en salud de los hogares costarricense mediante de un modelo Tobit, y se estima la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico en salud empleando un modelo Probit. Para esto se utiliza la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares de Costa Rica de los años 2004, 2013 y 2018, adoptando la metodología de Xu (2005) para estimar el gasto catastrófico en salud.

Se encuentra una diferencia significativa en el gasto en salud, en productos y en servicios médicos, entre hogares que conviven con adultos mayores y los que no –más altos donde conviven. Una jefatura de hogar soltera tiene el mayor efecto marginal negativo en la determinación del gasto en salud, mientras que el positivo está asociado al quinto quintil de ingresos, seguido por la presencia de adultos mayores. Una jefatura con seguro de salud, o la zona de residencia, no resultan significativas. La principal característica que se asocia a una mayor probabilidad de incurrir en gasto catastrófico es la presencia de adultos mayores, seguida por una jefatura femenina, pero el número de miembros y la jefatura sin cónyuge reducen dicha probabilidad. Por último, la presencia de niños, la zona de residencia y contar con seguro de salud no revelan un efecto significativo.

Palabras clave: equidad, gasto de bolsillo, calidad de vida, seguro de salud, desigualdad en salud.

ABSTRACT

The determinants of out-of-pocket health expenditure in Costa Rican households are identified using a Tobit model, and the probability of incurring catastrophic health expenditure is estimated using a Probit model. The Costa Rican National Survey of Household Income and Expenditure, for the years 2004, 2013 and 2018 are used, adopting the methodology of Xu (2005) to estimate catastrophic health expenditure.

There is a significant difference in expenditures on health, medical products, and medical services, among households that live with older adults and those that do not –higher in the first case. A single head of household has the greatest negative marginal effect in determining health expenditures, while the positive effect is associated with the fifth income quintile, followed by the presence of older adults. A household head with health insurance, or the area of residence, are not significant. The main characteristic that is associated with a greater probability of incurring in catastrophic health expenditure is the presence of older adults, followed by a female head, but the number of members and headship without a spouse reduce this probability. Finally, the presence of children, the area of residence and having health insurance do not reveal a significant effect.

Key words: equity, out-of-pocket expenditure, quality of life, health insurance, health inequality.

Erick Sequeira-Benavides es miembro del Programa de Desarrollo Académico de la Escuela de Economía de la Universidad de Costa Rica, imparte Introducción a la Economía y laboratorios de Microeconomía y Macroeconomía; Yanira Xirinachs-Salazar es Profesora de Economía de la Universidad de Costa Rica en los cursos de Teoría de Juegos, Microeconomía, Economía de la Salud, Métodos Cuantitativos, Investigación e Introducción a la Economía para otras carreras y Juan Rafael Vargas es Profesor de Economía en la Universidad de Costa Rica en los cursos de Economía de la Felicidad y Economía de la Salud.

INTRODUCCIÓN

La salud desempeña un papel significativo en la formación del capital humano y en el crecimiento económico (Grossman, 1972; Wagstaff, 1993; Zweifel, 2012). Los países exhiben una tendencia en la que el gasto en salud por persona aumenta, pero la proporción del gasto de bolsillo en servicios de salud disminuye por influencia de las políticas públicas (Fan y Savedoff, 2014). De esa manera se reduce la disyuntiva entre atender el estado de salud o renunciar al tratamiento en detrimento del capital humano.

El gasto de bolsillo en el financiamiento de los servicios médicos es inequitativo. El acceso a estos responde a la condición económica de los hogares y no a la necesidad de remediar el estado de salud de las personas o familias. Estos gastos pueden ser catastróficos si arriesgan la calidad de vida de los hogares, cuando una enfermedad afecta a uno o más miembros de la familia. Para el análisis se opta por la propuesta metodológica de Xu (2005), en la que el gasto catastrófico en salud se define a partir de un umbral del gasto de bolsillo en salud sobre la capacidad de pago del hogar.

En Costa Rica la Caja Costarricense de Seguro Social (CCSS) es el principal proveedor de servicios de salud, y en las décadas recientes el porcentaje de asegurados ha sido superior al 85% (Sáenz *et al.*, 2011). Sin embargo, esa estructura de prestación no impide que los hogares realicen gastos en salud que puedan ser catastróficos, como se halla en cuatro estudios pertinentes. Briceño *et al.* (2006) observaron que el gasto de bolsillo en salud se duplicó de 2004 a 2013, aunque en términos relativos a la capacidad de pago el aumento fue inferior, y encontraron que el gasto catastrófico tiene una mayor incidencia sobre: el quintil más rico, las zonas urbanas, los hogares con pocos miembros y con presencia de adultos mayores. Zúñiga *et al.* (2012) detectaron, en general, una paradoja: un alto porcentaje de gasto de bolsillo en salud, pero poca incidencia en gastos catastróficos. Campos *et al.* (2015) hallaron que aquellos hogares con presencia de adultos mayores están sujetos a una mayor probabilidad de enfrentar un gasto catastrófico en salud y de empobrecimiento. Mena (2017) encontró que las familias más vulnerables mostraban pocos miembros, una jefatura de hogar de sexo femenino o de edad avanzada.

Por otra parte, los determinantes del gasto catastrófico en salud pueden variar en el tiempo y diferir según

la población que se analice. Por ejemplo, Costa Rica ha enfrentado un proceso acelerado de envejecimiento, marcado por un aumento de la esperanza de vida y una menor tasa de fecundidad (Brenes *et al.*, 2020). Esto representa un desafío estructural para la atención de salud, dado que deben atenderse enfermedades crónicas, algunas conocidas y otras que han cambiado su estado de mortal a crónica, y además esa atención se prolonga por más años. Para este tipo de enfermedades no hay curación y muchas interactúan negativamente, como lo mostró la COVID-19. Los análisis del caso costarricense utilizan diferentes umbrales, que varían entre 20% y 50%, y emplean diferentes definiciones de la capacidad de pago según se conceptualice el nivel de subsistencia (Xu *et al.*, 2003; Briceño *et al.*, 2006; Zúñiga *et al.*, 2012; Campos *et al.*, 2015; Mena, 2017). Esto, en parte, dificulta la comparación, pero la más reciente encuesta permite una nueva validación, de manera que el objetivo de este artículo es identificar los determinantes del gasto de bolsillo en salud de acuerdo con las características socioeconómicas de los hogares, y, a su vez, estimar la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico en salud. Para ello se emplean los datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares de Costa Rica de 2004, 2013 y 2018.

El gasto de bolsillo y el gasto catastrófico en salud han sido analizados en otros territorios. Mchenga *et al.* (2017) encontraron que en Malawi los hogares de ingresos medios y de áreas rurales tienen un mayor riesgo de enfrentar gasto catastrófico en salud; en Brasil la prevalencia del gasto catastrófico mostró una tendencia regresiva en términos de la condición económica (Luiza *et al.*, 2016); en Kosovo los hogares de quintiles más bajos mostraron una probabilidad menor de experimentar gastos catastróficos en salud (Arenliu *et al.*, 2018); en América Latina y el Caribe el bajo nivel de ingresos estuvo asociado con una mayor propensión a sufrir gastos catastróficos en salud (Knaul *et al.*, 2016). En Colombia, se halló que el gasto de bolsillo en salud como razón del ingreso es mayor para los hogares más pobres y disminuye conforme aumenta el estrato socioeconómico, a la vez que existe una mayor afectación en zonas rurales (Alvis *et al.*, 2018; Amaya, 2016).

En cuanto a la metodología utilizada para evaluar los determinantes del gasto de bolsillo en salud, se ha empleado la razón de gasto de bolsillo en salud sobre la capacidad de pago del hogar y modelos Tobit (Alvis *et*

al., 2018; Díaz y Ramírez, 2017; Pedraza y Pietro, 2017). Para estimar el gasto catastrófico y su probabilidad se implementan modelos Logit (Alvis *et al.*, 2018) o Probit (Amaya, 2016; Díaz y Ramírez, 2017; Pedraza y Pietro, 2017; Rodríguez y Rivera, 2017). Los siete determinantes más frecuentes, y significativos, son: el estrato socioeconómico, la educación, la ocupación, la presencia de grupos de riesgo como niños o adultos mayores, el tamaño del hogar, la residencia en zonas rurales y la condición de aseguramiento en los sistemas de salud (Alvis *et al.*, 2018; Amaya, 2016; Arenliu *et al.*, 2018; Díaz y Ramírez, 2017; Knaul *et al.*, 2016; Luiza *et al.*, 2016; Pedraza y Pietro, 2017; Rodríguez y Rivera, 2017).

Esta estimación y la propuesta metodológica se describen en la segunda sección; la tercera presenta los resultados y la cuarta ofrece las conclusiones.

METODOLOGÍA

Este artículo implementa un modelo Tobit para evaluar los determinantes del gasto de bolsillo en salud y un modelo Probit para obtener la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico. Entre los factores analizados se verifican seis determinantes del gasto de bolsillo en salud: el estrato socioeconómico, la presencia de adultos mayores, el sexo de la jefatura, la presencia de miembros internados, una jefatura sin cónyuge, y el número de miembros del hogar.

Datos

Se utiliza la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) de 2004, 2013 y 2018 del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) de Costa Rica¹. Las tres encuestas corresponden a un diseño de muestra probabilístico, estratificado y bietápico, con representación de todo el territorio. Para cada uno de los años se cuenta con tres bases: gastos, hogares y personas. De estas, se utilizan las últimas dos; la base de hogares incluye las agrupaciones de gasto necesarias

y algunas características socioeconómicas del hogar, y se une con la de personas para obtener características con detalle individual. Se reduce la base a una observación por hogar, correspondiente a la jefatura, de manera que se cuenta con 4.231, 5.705 y 7.046 hogares para 2004, 2013 y 2018, respectivamente. Finalmente, se reconstruyen las variables de gasto en transporte, gasto en muebles y conservación ordinaria del hogar, gasto en recreación y cultura y gasto en consumo sin valor locativo.²

Definiciones

Para la estimación del gasto catastrófico en salud se sigue la metodología propuesta por Xu (2005) atendiendo la disponibilidad de datos. Por consiguiente, se utilizan las siguientes definiciones:

- **Gasto en consumo de los hogares:** gasto mensual en bienes y servicios al valor monetario más el valor estimado de transacciones no monetarias: trueque, ingresos en especie, autoconsumo, autosuministro y donaciones.
- **Gasto de bolsillo en salud (GS):** gasto mensual privado por concepto de productos y equipos médicos, servicios de hospital y servicios de salud externos restando los reintegros por seguros e indemnizaciones de trabajo.³
- **Gasto en alimentación:** gasto en todos los productos alimenticios que se consumen en el hogar, excluyendo tabaco y bebidas alcohólicas.
- **Línea de pobreza:** gasto promedio per cápita en alimentos cuya razón de gasto en alimentación, sobre el gasto en consumo, se encuentra entre los percentiles 45 y 55 de toda la muestra.⁴
- **Gasto de subsistencia del hogar:** multiplicación de la línea de pobreza por un factor de ajuste de equivalencia que considera el tamaño del hogar.⁵
- **Capacidad de pago (CP):** ingresos efectivos del hogar, calculados como el gasto en consumo por

¹ <https://www.inec.cr/encuestas/encuesta-nacional-de-ingresos-y-gastos-de-los-hogares>.

² El gasto en transporte, el gasto en muebles y conservación ordinaria del hogar, y el gasto en recreación y cultura contienen observaciones negativas, ya que en sus cálculos se resta el valor de los artículos que venden los hogares bajo estas categorías. Asimismo, estos forman parte del gasto en consumo, por lo que en dichos casos se subestima y puede ser negativo. Por este motivo, aquellos casos en que son negativos se reemplazan por cero, ya que estos no representan un gasto, y se excluyen del gasto en consumo.

³ Estos reintegros de salud solo se encuentran en las bases de 2013 y 2018, por lo que no fue posible deducirlos en el gasto de bolsillo en salud de 2004. De igual forma, la división entre servicios externos y servicios de hospital no se cuenta para 2004, por lo que en general corresponden a servicios médicos.

⁴ Como resultado se obtiene que las líneas de pobreza, en colones, son: 29.409, 73.137 y 68.544, en 2004, 2013 y 2018, respectivamente.

⁵ Este factor de ajuste se obtiene con el número de miembros del hogar elevado a 0,56. Este parámetro fue estimado por Xu *et al.* (2003) considerando diferencias en los patrones de consumo de 59 países a través de una regresión de efectos fijos.

encima del nivel de subsistencia. Un gasto en alimentos menor al de subsistencia puede deberse a subsidios alimentarios, por lo que en estos casos se utiliza el gasto en consumo que se encuentra por encima del gasto en alimentos.

- **Gasto catastrófico (GC):** situación en la que el gasto de bolsillo en salud de un hogar sobre su capacidad de pago supera un determinado umbral. Con ello, se expresa como una dicotómica que toma el valor de uno cuando supera ese umbral específico y cero si no lo hace.

Estimación

Para identificar los determinantes del gasto de bolsillo en salud se considera la razón del gasto de bolsillo en salud de cada hogar sobre su capacidad de pago. Cuando algún hogar no lleva a cabo ningún gasto en salud la variable dependiente se acumula en cero. Esto provoca que el gasto de bolsillo en salud no presente una distribución normal, y, por ende, no se cumple uno de los supuestos de Mínimos Cuadrados Ordinarios. El modelo Tobit para soluciones de esquina parte de una variable latente que asume los supuestos del modelo lineal clásico, mientras que la variable observada se acumula en cero y tiene una distribución continua sobre los valores positivos (Wooldridge, 2012). En particular, la razón de gasto de bolsillo en salud sobre la capacidad de pago se comporta de esta forma, por lo que se emplea un modelo Tobit, específicamente:

$$\left(\frac{GS}{CP}\right)_h = X_h\Gamma + \mu_h \quad [1]$$

X_h corresponde a un vector de características del hogar y de su jefatura.

En este se incluyen como variables dicotómicas: hogares con adultos de 65 años o más (1 sí), hogares con niños de 5 años o menos (1 sí), hogares que tuvieron al menos un internamiento (1 sí), seguro de salud de la jefatura del hogar (1 sí), jefatura de hogar sin cónyuge (0 si está casada o en unión libre y 1 cualquier otro caso), hogar de zona rural (1 sí), y un conjunto de dicotómicas para cada quintil de ingreso, el primero, el más pobre, es la referencia. Además, se incluyen el número

de miembros del hogar, el número de personas dependientes –entendidas como no receptoras de ingresos–, el sexo y los años de educación de la jefatura del hogar. Finalmente, Γ corresponde al vector de coeficientes, mientras que μ_h corresponde al término de error.

Para estimar la probabilidad de que un hogar incurra en gasto catastrófico se utiliza un modelo Probit, específicamente:

$$\Pr[GC_h=1 | X_h] = \Phi(X_h\beta) \quad [2]$$

La variable dependiente toma el valor de uno cuando el gasto de bolsillo en salud supera el umbral de la capacidad de pago del hogar y cero si no lo hace. Lo usual es un umbral del 40%, aunque Xu (2005) reconoce que este puede ajustarse a las situaciones de cada país. En este estudio se establece un umbral a partir del gasto promedio que se considera como indispensable para los hogares sobre su capacidad de pago.⁶ Por tanto, los umbrales empleados corresponden a 0,29 para 2004 y 0,30 para 2013 y 2018. Se estima la función de distribución normal estándar acumulada, X_h es el conjunto de variables explicativas descritas antes y β es el vector de coeficientes.

RESULTADOS

Diferencias de los hogares según la presencia de adultos mayores

En el cuadro 1 se muestran los promedios de las variables que se utilizan en los modelos econométricos, según la presencia de adultos mayores a 65 años. Se observa que, para los tres años de estudio, el gasto en consumo, la capacidad de pago, el gasto en alimentación y el gasto de subsistencia es mayor para aquellos hogares sin adultos mayores. Los hogares con presencia de adultos mayores son los que muestran un gasto en salud más elevado y son más propensos a que alguno de sus miembros reciba internamiento y son hogares cuya jefatura es más probable que cuente con seguro social. También son hogares que representan una mayor proporción con jefatura femenina. La mayor parte de estos hogares la jefatura no tiene cónyuge, y son hogares con

⁶ En este caso se toman en cuenta los diferentes componentes del gasto en consumo sin valor locativo, y se considera como indispensable el gasto que ejecutan los hogares en: servicios de agua, electricidad y alojamiento; muebles y conservación ordinaria del hogar; salud; educación; comunicaciones; transporte; y prendas de vestir y calzado. Por consiguiente, lo no indispensable corresponde a: bebidas alcohólicas y tabaco; recreación y cultura; restaurantes y hoteles; y gastos en bienes y servicios diversos. En tanto este gasto indispensable se calcula sobre la capacidad de pago se excluye el gasto en alimentos y bebidas no alcohólicas, ya que se contempla en el gasto de subsistencia y se excluye en la capacidad de pago.

un menor número de miembros dependientes –no perceptores de ingresos.

El cuadro 2 presenta un contraste de medias correspondiente a las razones del gasto total en salud, separado en gasto en productos médicos y en servicios médicos, sobre la capacidad de pago. En general, aquellos hogares con adultos mayores en promedio gastan más en salud, tanto en productos como en servicios médicos. Las diferencias en las medias de los hogares con presencia de adultos mayores resultaron significativas, y son más amplias en el caso de productos médicos.

Determinantes del gasto de bolsillo en salud

El cuadro 3 presenta los efectos marginales promedio de las variables regresoras en la razón de gasto en salud sobre la capacidad de pago, y se interpretan en puntos porcentuales (p.p.). Este muestra que los principales determinantes del gasto de bolsillo en salud corresponden al estrato socioeconómico –en tanto aumenta el nivel de ingresos, a través de los quintiles, aumenta la razón del gasto de bolsillo en salud, en contraste con el primer quintil– y la presencia de adultos mayores, que tiene un efecto positivo entre 4,45 y 6,48 p.p. sobre la razón de gasto de bolsillo en salud. Ambos resultados son esperados.

CUADRO 1: MEDIAS DE LAS CARACTERÍSTICAS DE LOS HOGARES SEGÚN LA PRESENCIA DE ADULTOS MAYORES

Variable	2004		2013		2018	
	Sin adultos mayores	Con adultos mayores	Sin adultos mayores	Con adultos mayores	Sin adultos mayores	Con adultos mayores
Gasto en consumo ^a	264.635	207.150	561.953	416.921	550.216	457.498
Capacidad de pago ^a	226.265	172.529	470.794	337.229	452.871	361.756
Gasto de subsistencia ^a	60.677	53.665	143.205	127.695	131.744	115.848
Gasto en alimentación ^a	52.650	49.358	126.073	110.528	131.255	125.202
Gasto en salud ^a	11.485	17.228	19.735	34.009	23.211	37.411
Miembros del hogar	3,82	3,14	3,49	2,90	3,38	2,73
Miembros perceptores	2,05	2,17	2,14	2,18	2,03	1,96
Miembros dependientes	1,77	0,97	1,35	0,72	1,35	0,76
Presencia de internados ^b	0,18	0,23	0,18	0,20	0,15	0,18
Seguro social ^b	0,77	0,91	0,84	0,95	0,84	0,95
Pres. menores de 5 años ^b	0,34	0,09	0,31	0,07	0,26	0,06
Edad de la jefatura	42,01	68,65	42,16	68,87	44,29	69,15
Años de educación jefat.	8,11	5,50	8,18	5,45	8,41	6,33
Sexo de la jefatura ^b	0,24	0,35	0,33	0,41	0,36	0,44
Jefatura sin cónyuge ^b	0,29	0,48	0,33	0,46	0,36	0,49
Observaciones	3.441	790	4.675	1.030	5.306	1.740

Nota: ^a en miles de colones. ^b al ser dicotómicas, al multiplicar por 100 representan el porcentaje de hogares con dicha característica, y en el caso del sexo representa el porcentaje de hogares con jefatura femenina.

Fuente: Elaboración propia con datos de la ENIGH 2004, 2013 y 2018.

CUADRO 2: PRUEBAS T: CONTRASTE DE MEDIAS DE LAS RAZONES DE GASTO EN SALUD SOBRE LA CAPACIDAD DE PAGO SEGÚN LA PRESENCIA DE ADULTOS MAYORES (PORCENTAJES)

Razón de gasto	2004			2013			2018		
	Sin	Con	Diferencia	Sin	Con	Diferencia	Sin	Con	Diferencia
Total en salud	3,92	7,37	-3,45***	3,62	8,37	-4,75***	4,60	8,34	-3,74***
Productos médicos	1,91	4,31	-2,40***	1,96	5,18	-3,22***	3,05	5,91	-2,86***
Servicios médicos	2,01	3,05	-1,04***	1,68	3,20	-1,52***	1,56	2,43	-0,87***

Nota: Los gastos ejecutados en productos y equipos médicos no presentan deducciones de los reintegros, ya que no es posible dividirlos en esta clasificación. *** p < 0,01.

Fuente: Elaboración propia con datos de la ENIGH 2004, 2013 y 2018.

Un tercer determinante es tener una jefatura femenina; aquellos hogares que están liderados por una mujer presentan una mayor razón de gasto en salud de 3,12, 1,90 y 2,17 p.p. para los años 2004, 2013 y 2018, respectivamente. No obstante, un hogar cuya jefatura no tiene cónyuge reduce la razón del gasto de bolsillo en salud entre 3,79 p.p. en 2004 y 2,73 p.p. en el 2018, la variable pierde fuerza con el tiempo. Otras dos

características que resultan estadísticamente significativas son: la presencia de miembros del hogar que recibieron internamiento, cuyo efecto se redujo en el tiempo, así como su significancia estadística, y los años de educación de la jefatura, que involucra un aumento de la razón de gasto de bolsillo en salud entre 0,10 y 0,16 p.p. que presenta el menor efecto más pequeño entre las variables que resultaron significativas. La zona de

CUADRO 3: EFECTOS MARGINALES DE LOS DETERMINANTES DEL GASTO DE BOLSILLO EN SALUD (PUNTOS PORCENTUALES)

Variables	2004	2013	2018
Presencia de adultos mayores	4,45*** (0,60)	6,48*** (0,58)	4,63*** (0,47)
Presencia de menores de 5 años	0,46 (0,37)	0,14 (0,39)	-0,51 (0,41)
Número de miembros	-0,67*** (0,16)	0,00 (0,16)	-0,31* (0,16)
Número de dependientes	0,53*** (0,19)	0,11 (0,21)	0,35* (0,20)
Presencia de miembros internados	1,60*** (0,47)	1,17** (0,49)	0,81* (0,50)
Jefatura con seguro social	0,56 (0,41)	1,35*** (0,48)	0,61 (0,50)
Jefatura sin cónyuge	-3,79*** (0,59)	-2,31*** (0,48)	-2,73*** (0,45)
Sexo de la jefatura	3,12*** (0,60)	1,90*** (0,45)	2,17*** (0,43)
Años de educación de la jefatura	0,11** (0,05)	0,16*** (0,05)	0,10** (0,05)
Zona rural	-0,52 (0,40)	0,30 (0,39)	-0,25 (0,39)
Quintil de ingreso			
2	1,66** (0,65)	1,99*** (0,60)	1,44** (0,61)
3	3,73*** (0,65)	3,21*** (0,60)	3,64*** (0,61)
4	4,48*** (0,67)	4,44*** (0,64)	4,22*** (0,62)
5	7,75*** (0,82)	6,67*** (0,70)	5,84*** (0,69)
Constante	-2,34*** (0,89)	-6,64*** (0,88)	-3,16*** (0,87)
Observaciones	4.231	5.705	7.046

Nota: *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1; errores estándar robustos en paréntesis.
Fuente: Elaboración propia con datos de la ENIGH 2004, 2013 y 2018.

residencia y la presencia de niños menores de 5 años no resultaron significativas para ningún año.

Si bien cambia el ordenamiento de las variables de acuerdo con el efecto marginal, la significancia se mantiene para la mayoría de las variables, aunque los internamientos llaman la atención, puesto que pierde significancia y el efecto es menor del 2004 al 2018.

Algunas características no son estadísticamente significativas o dejan de serlo en el tiempo. Para 2004 conforme aumenta el número de miembros del hogar en una persona se reduce la razón del gasto de bolsillo en salud en 0,67 p.p., mientras que conforme aumenta el número de miembros dependientes la razón de gasto de bolsillo en salud aumenta 0,53 p.p. Esto no se encuentra en 2013, y si bien estos dos aspectos vuelven a ser significativos en 2018, el efecto es alrededor de la mitad y la significancia estadística es inferior. En el caso de la seguridad social se encuentra un efecto positivo únicamente en 2013. Finalmente, se halla que la presencia de niños menores de 5 años y pertenecer a una zona rural no tiene efecto significativo. Esto resulta intuitivo en tanto la ruralidad dejó de ser una característica diferenciadora; para el año 2022 es difícil encontrar un asentamiento que no cuente con electricidad, agua potable o comunicación telefónica; y la existencia del Hospital Nacional de Niños y del Programa Niño Sano de la CCSS previene que las y los niños sufran problemas de salud notables, al ser de cobertura universal.

Probabilidad de incurrir en gasto catastrófico

El cuadro 4 presenta la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico de acuerdo con las características socioeconómicas de los hogares. A diferencia del gasto de bolsillo en salud, el estrato socioeconómico no tiene un efecto estadísticamente significativo sobre esta probabilidad –la excepción es en 2004, en el caso de que el hogar pertenezca al quintil de mayores ingresos. El efecto principal lo tiene la presencia de adultos mayores: un hogar con adultos mayores tiene una probabilidad de entre 3,14 y 3,76 p.p. mayor de que incurra en gasto catastrófico que un hogar sin ellos. Asimismo, aumenta la probabilidad cuando el hogar presenta una jefatura femenina, el efecto marginal es de 1,92 p.p. en 2004 a 1,16 p.p. en 2018, este efecto se redujo no solo en magnitud, sino también en términos de significancia estadística, como ocurre con la jefatura sin cónyuge

entre 2004 y 2013, cuyo efecto pasa de reducir la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico en 1,76 p.p. a 1,08 p.p.

Similar al gasto de bolsillo en salud, un miembro adicional reduce la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico en 1,09 p.p. en 2004, y 1,43 p.p. en 2018; en 2013 no tiene efecto significativo. De la misma manera, un miembro dependiente adicional aumenta esta probabilidad en 0,62 p.p. en 2004, pero el efecto deja de ser significativo en los años siguientes. Solo para el año 2013 resulta significativa la presencia de miembros internados, lo que implica que el hogar es 1,24 p.p. más probable que incurra en gasto catastrófico que aquellos hogares sin miembros internados. Por último, la presencia de niños menores de 5 años, la condición de aseguramiento, los años de educación o la pertenencia a una zona rural no inciden, en términos estadísticos, en dicha probabilidad.

CONCLUSIONES

El gasto de bolsillo en salud, tanto en términos absolutos como relativos sobre la capacidad de pago, presenta un aumento de 2004 a 2018. Independientemente de cómo se mida este –ya sea a través del gasto en productos médicos, en servicios médicos o del gasto total en salud–, aquellos hogares con presencia de adultos mayores muestran un gasto significativamente más alto que aquellos hogares que no los tienen. Así, la presencia de adultos mayores junto con el estrato socioeconómico y una jefatura de sexo femenino son los principales determinantes del aumento del gasto de bolsillo en salud. Por otra parte, una jefatura sin cónyuge y un número mayor de miembros del hogar representan factores que reducen este gasto en salud.

No todos los determinantes del gasto de bolsillo en salud inciden en la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico. Por ejemplo, el estrato socioeconómico no influye en dicha probabilidad, a excepción de pertenecer al quintil más rico en 2004. Esto se contrapone al resultado de *Alvis et al.* (2018) para Colombia, pero concuerda con *Briceño et al.* (2006), para Costa Rica, quienes encontraron mayor incidencia en el quintil más rico. De la misma manera, los años de educación influyen en los gastos de bolsillo en salud, pero no en el gasto catastrófico. Existen algunas características que no inciden en el gasto en salud o en el gasto catastrófico: la pertenencia del hogar a

CUADRO 4: EFECTOS MARGINALES DE LAS CARACTERÍSTICAS DE LOS HOGARES SOBRE LA INCURRENCIA EN GASTO CATASTRÓFICO EN SALUD

Variables	2004	2013	2018
Presencia de adultos mayores	3,14*** (0,57)	3,76*** (0,49)	3,29*** (0,47)
Presencia de menores de 5 años	-0,87 (0,72)	-0,61 (0,64)	0,38 (0,71)
Número de miembros	-1,09*** (0,25)	-0,35 (0,20)	-1,43*** (0,27)
Número de dependientes	0,62* (0,31)	-0,22 (0,27)	0,57 (0,35)
Presencia de miembros internados	1,00 (0,57)	1,24** (0,47)	0,89 (0,55)
Jefatura con seguro social	0,70 (0,69)	0,26 (0,70)	0,91 (0,76)
Jefatura sin cónyuge	-1,76** (0,63)	-1,08* (0,47)	-0,82 (0,51)
Sexo de la jefatura	1,92** (0,60)	1,05* (0,43)	1,16* (0,47)
Años de educación de la jefatura	-0,05 (0,06)	0,01 (0,05)	-0,09 (0,06)
Zona rural	-0,27 (0,52)	0,18 (0,41)	0,19 (0,46)
Quintil de ingreso			
2	-0,56 (0,62)	0,36 (0,58)	0,58 (0,62)
3	1,35 (0,70)	0,33 (0,58)	0,99 (0,65)
4	0,66 (0,66)	0,28 (0,60)	0,74 (0,65)
5	2,30* (1,10)	1,24 (0,74)	0,63 (0,77)
Porcentaje correctamente predicho	97,61%	97,88%	96,78%
Observaciones	4.231	5.705	7.046

Nota: *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1; errores estándar en paréntesis.
Fuente: Elaboración propia con datos de la ENIGH 2004, 2013 y 2018.

una zona rural, la presencia de niños menores de 5 años. Estos resultados se contraponen con lo que se halla en otros países (Amaya, 2016; Arenliu *et al.*, 2018; Knaul *et al.* 2016; Pedraza y Pietro, 2017), y la condición de aseguramiento tampoco influye en el gasto catastrófico, a pesar de que sea un hallazgo común de otros autores (Amaya, 2016; Díaz y Ramírez, 2017; Arenliu *et al.*, 2018; Knaul *et al.* 2016).

Los determinantes del gasto de bolsillo en salud que afectan la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico son, principalmente, la presencia de adultos mayores y la jefatura de hogar femenina. Por otra parte, un factor que reduce la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico es el número de miembros del hogar. Sin embargo, los hogares con adultos mayores tienen, precisamente, un menor número de miembros en

promedio que aquellos hogares sin adultos mayores. Además, cerca de una quinta parte de los hogares convive con, al menos, un adulto mayor. Esto es un porcentaje importante y con el inevitable envejecimiento poblacional se hará mayor en el futuro. El estudio de la población adulta mayor requiere un análisis más profundo que escapa a los objetivos del estudio.

El último año analizado, 2018, muestra que, para el gasto de bolsillo en salud, el número de miembros del hogar, así como el de personas dependientes, vuelven a ser relevantes. Pertenecer al quinto quintil sigue siendo altamente significativo, pero el efecto ha disminuido. En cuanto a la probabilidad del gasto catastrófico en salud, la convivencia en pareja de la jefatura del hogar deja de ser significativa, y al igual que para el gasto en salud, la cantidad de miembros del hogar vuelve a ser significativa y con un efecto mayor al del 2004. Las demás variables no presentan cambio en significancia.

Finalmente, se reconocen cuatro limitaciones. En primer lugar, la naturaleza de los datos impide seguir al mismo hogar en el tiempo, por lo que no es posible identificar qué ocurre posterior a ejecutar gastos catastróficos en salud, y no es posible analizar la propuesta de Zweifel (2016) de considerar el gasto como catastrófico si no logra mejorar el estado de salud de las personas. En segundo lugar, no es posible explorar el motivo por el cual se ejecutan dichos gastos de bolsillo en salud, ya que puede existir una tasación implícita por el valor del tiempo de espera por la atención. En tercer lugar, y de manera análoga, que algunos hogares no incurran en estos gastos puede deberse a que no puedan costearlos. Y, por último, la ENIGH no es una encuesta de gastos en atención de la salud ni de patrones de comportamiento, es un esmerado registro de ingresos y gastos.

BIBLIOGRAFÍA

- Abeldaño, R. (2017). Análisis del gasto de los hogares en salud en Argentina, como componente de la cobertura universal de salud. *CienciaySaúdeColetiva*, 22(5), 1631-1640. <https://doi.org/10.1590/1413-81232017225.21102015>
- Alvis-Z, J., Marrugo, C., Alvis-Z., N., Gómez, F., Florez, Á., Moreno, D. y Alvis-G., N. (2018). Gasto de bolsillo y gasto catastrófico en salud en los hogares de Cartagena, Colombia. *Revista de Salud Pública*, 20(5), 591-598. <https://doi.org/10.15446/rsap.v20n5.61403>
- Amaya, J. (2016). Catastrophic expenditure due to out-of-pocket health payments and its determinants in Colombian households. *International Journal for Equity in Health*, 15(1), 1-11. <https://doi.org/10.1186/s12939-016-0472-z>
- Arenliu, F., Froeschl, G., Berisha, M., Bellaqa, B. y Holle, R. (2018). Catastrophic expenditures and impoverishment due to out-of-pocket health payments in Kosovo. *Cost effectiveness and resource allocation*, 16(1), 1-12. <https://doi.org/10.1186/s12962-018-0111-1>
- Brenes, G., Masís, K. y Rapso, M. (2020). *Estado de situación de la persona adulta mayor en Costa Rica* (Informe no. 2). <https://hdl.handle.net/10669/815626>
- Briceño, R. y Vargas, J. (2017). Incidencia del gasto catastrófico en salud de los hogares costarricenses 2004 y 2013. *Población y Salud en Mesoamérica*, 15(1), 76-92. <https://doi.org/10.15517/psm.v15i1.29595>
- Campos, J., Slon, P. y Vargas J. (2015). *Gasto catastrófico en salud de los adultos mayores en Costa Rica*. Simposio de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos 2013. Instituto Nacional de Estadística y Censos, San José, Costa Rica,
- Díaz, E. y Ramírez, J. (2017). Gastos catastróficos en salud, transferencias gubernamentales y remesas en México. *Papeles de población*, 23(91), 65-91. <https://doi.org/10.22185/24487147.2017.91.004>
- Fan, V. y Savedoff, W. (2014). The health financing transition: A conceptual framework and empirical evidence. *Social Science and Medicine*, 105, 112-121. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.01.014>
- Giménez, E., Flores, L., Rodríguez, J., Ocampos, G. y Peralta, N. (2018). Gastos catastróficos de salud en los hogares del Paraguay. *Memorias del Instituto de Investigaciones en Ciencias de la Salud*, 16(2), 38-48. [https://doi.org/10.18004/mem.iics/1812-9528/2018.016\(02\)38-048](https://doi.org/10.18004/mem.iics/1812-9528/2018.016(02)38-048)
- Giménez, E., Rodríguez, J., Ocampos, G. y Barrios, R. (2018). Gasto catastrófico y cobertura universal de salud: Análisis en el Sistema Nacional de Salud del Paraguay. *Anales de la Facultad de Ciencias Médicas (Asunción)*, 51(3), 41-52. [https://doi.org/10.18004/anales/2018.051\(03\)41-052](https://doi.org/10.18004/anales/2018.051(03)41-052)
- Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*, 80(2), 223-255. <https://doi.org/10.1086/259880>
- Knaul, F., Arreola, H., y Méndez, O. (2016). Protección financiera en salud: actualizaciones para México a 2014. *Salud Pública de México*, 58(3), 341-350. <https://doi.org/10.21149/spm.v58i3.7886>
- Luiza, V., Tavares, N., Oliveira, M., Arrais, P., Ramos, L., Da Silva, T., Mengue, S., Farias, M. y Bertoldi, A. (2016). Catastrophic expenditure on medicines in Brazil. *Revista de Saúde Pública*, 50(2), 1-9. <https://doi.org/10.1590/S1518-8787.2016050006172>
- Mamani, J. (2019). *Análisis de los principales determinantes de la incidencia de gasto catastrófico de bolsillo en salud para los hogares del Perú y Puno -2017* [Tesis de licenciatura]. Universidad Nacional del Altiplano. <http://repositorio.unap.edu.pe/handle/UNAP/10502>
- Mchenga, M., Chirwa, G. y Chiwaula, L. (2017). Impoverishing effects of catastrophic health expenditures in Malawi. *International Journal for Equity in Health*, 16(25), 1-8. <https://doi.org/10.1186/s12939-017-0515-0>
- Mena, J. (2017). *Gasto catastrófico por atención sanitaria en Costa Rica* [Tesis de licenciatura]. Universidad de Costa Rica. <https://hdl.handle.net/10669/77182>
- Mohanty, S., Kim, R., Khan, P. y Subramanian, S. (2018). Geographic Variation in Household and Catastrophic Health Spending in India: Assessing the Relative Importance of Villages, Districts, and States, 2011-2012. *The Milbank quarterly*, 96(1), 167-206. <https://doi.org/10.1111/1468-0009.12315>
- Mussa R. (2016). Exit from catastrophic health payments: a method and an application to Malawi. *International journal of health economics and management*, 16(2), 163-174. <https://doi.org/10.1007/s10754-015-9184-y>
- Sáenz, M., Acosta, M., Muiser, J. y Bermúdez, J. (2011). Sistema de salud de Costa Rica. *Salud Pública de México*, 53(2), 156-167.

- Smith, S., Newhouse, J. y Freeland, M. (2009). Income, insurance, and technology: why does health spending outpace economic growth? *Health Affairs*, 28(5), 1276-1284. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.28.5.1276>
- Rodríguez, R. y Rivera, G. (2017). Gasto catastrófico en salud en México y sus factores determinantes, 2002-2014. *Gaceta Médica de México*, 153(7), 757-764. <https://doi.org/10.24875/GMM.17002616>
- Wagstaff, A. y Doorslaer, E. (2003). Catastrophe and impoverishment in paying for health care: with applications to Vietnam 1993-1998. *Health Economics*, 12(11), 921-933. <https://doi.org/10.1002/hec.776>
- Wagstaff, A. (1993). The demand for health: An empirical reformulation of the Grossman model. *Health Economics*, 2(2), 189-198. <https://doi.org/10.1002/hec.4730020211>
- Wooldridge, J. (2012). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. (5ta edición). Cengage Learning.
- Xu, K., Evans, D., Carrin, G., Aguilar, A., Musgrove, P., Evans, T. (2007). Protecting households from catastrophic health spending. *Health Affairs*, 26(4), 972-83. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.26.4.972>
- Xu, K. (2005). Distribution of health payments and catastrophic expenditures methodology. *Organización Mundial de la Salud*. Discussionpaper No. 2.
- Xu, K., Evans, D., Kawabata, K., Zeramdini, R., Klavus, J. y Murray, C. (2003). Household catastrophic health expenditure: a multicountry analysis. *Lancet*, 362(9378), 111-117. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(03\)13861-5](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(03)13861-5)
- Zúñiga, M., Vargas, J. y Vindas, A. (2012). The out-of-pocket and catastrophic health expenditures puzzle: The Costa Rican experience. *Financing Health in Latin America*.
- Zweifel, P. (2016). 'Catastrophic' healthcare expenditure: critique of a problematic concept and a proposal. *The European Journal of Health Economics*, 17(5), 519-520. <https://doi.org/10.1007/s10198-016-0761-x>
- Zweifel P. (2012). The Grossman model after 40 years. *The European Journal of Health Economics*, 13(6), 677-682. <https://doi.org/10.1007/s10198-012-0420-9>