



**SERIE  
DOCUMENTOS  
DE TRABAJO**

No. 268

Mayo de 2021

# Elasticidad precio de la demanda para planes voluntarios de salud de Colombia

---

**María Sofía Casabianca**

**Juan Miguel Gallego**

**Pamela Góngora**

**Paul Rodríguez Lesmes**

## Elasticidad precio de la demanda para planes voluntarios de salud de Colombia\*

María Sofía Casabianca<sup>1</sup>, Juan Miguel Gallego<sup>1</sup>, Pamela Góngora<sup>2</sup>, Paul Rodríguez Lesmes<sup>1</sup>

[1] Facultad de Economía, Universidad del Rosario

[2] Health Economics Research Centre, Nuffield Department of Population Health, University of Oxford

! Autor de correspondencia: paul.rodriguez@urosario.edu.co

**Abstract:** Since 1993, Colombia has a mandatory social health insurance scheme that aims to provide universal health coverage to all citizens, yet many contributory regime participants purchase voluntary private health insurance (VPHI) to access to better quality health services (i. e., physicians, and hospitals), shorter waiting times and a larger providers network. The objective of this article is to estimate the price elasticity of demand for the VPHI market in Colombia. Although multiple studies have estimate price elasticities for this type of market, with highly heterogeneous results, there is no known evidence for Latin American and Caribbean countries. We use data from the 2016-2017 consumer expenditure national survey and apply a Heckman selection model to address selection into purchasing private insurance. Our main findings indicate that a 1% VPHI price increase reduces the proportion of households affiliated to a VPHI in the country by about 2.32% to 4.66%, with results being robust across sample restrictions. There are relevant differences across age groups, with younger household's head being less responsive to VPHI prices changes. We conclude that the demand for VPHI in Colombia is markedly elastic.

**Resumen:** Desde 1993, Colombia tiene un esquema de seguridad social de salud obligatorio que tiene como objetivo brindar cobertura universal de salud a todos los ciudadanos. Sin embargo, muchos participantes del régimen contributivo compran seguros privados, conocidos como planes voluntarios de salud (PVS) para acceder a servicios de salud de mejor calidad (i. e., médicos y hospitales), tiempos de espera más cortos y una red de proveedores más amplia. El objetivo de este artículo es estimar la elasticidad del precio la demanda del mercado PVS en Colombia. Si bien múltiples estudios han estimado la elasticidad del precio para este tipo de mercado con resultados muy heterogéneos, no existe evidencia conocida para países de América Latina y el Caribe. Usando datos de la Encuesta Nacional de Presupuesto de los Hogares de 2016-2017 y aplicamos un modelo de selección de Heckman para abordar la selección en la compra de seguros privados. Nuestros principales hallazgos indican que un aumento del 1% en el precio del PVS reduce la proporción de hogares afiliados a un PVS en el país entre un 2,32% y un 4,66% con resultados robustos a diferentes restricciones de la muestra. Existen diferencias importantes entre los grupos de edad, en hogares con jefes más jóvenes, estos responden menos a los cambios de precios de PVS. Concluimos que la demanda de PVS en Colombia es notablemente elástica.

**Palabras clave:** seguro médico privado, plan voluntario de salud, demanda de seguros médicos, elasticidad precio de la demanda.

**JEL Codes:** I11, I13

\*Agradecemos el trabajo como asistentes de investigación de Susana Otálvaro y Santiago Gómez. Este proyecto se basó en el trabajo financiado inicialmente por Colmedica.

## 1. Introducción

La literatura en economías desarrolladas muestra que los seguros privados de salud privado son inelásticos en cuanto al precio (Liu y Chollet, 2006; Pendzialek, Simic y Stock, 2014) y presentan elasticidades mayores cuando se segmenta por grupos de edad e ingresos (Costa & García, 2003). Además, la elasticidad cambia respecto al tipo de sistema de salud, en particular, en países con cobertura universal, en los que un seguro privado de salud es complementario y voluntario, la elasticidad es mayor pero aún inelástica o cercana a uno. Sin embargo, la literatura en los países en desarrollo es escasa y dados los diversos esquemas de salud para este tipo de seguros. Conocer la elasticidad precio de la demanda de seguros privados de salud es crucial para comprender mejor el impacto que las medidas fiscales pueden tener sobre la demanda de estos servicios (e. i., cambios en el IVA o las deducciones fiscales que reciben los consumidores de seguros privados) según Bardey y Buitrago (2017). Del mismo modo, para una empresa que ofrece este tipo de aseguramiento, es importante saber qué tan susceptibles son los usuarios a los aumentos de precios al realizar ajustes de tarifas cada año.

El objetivo de este documento es estimar la semi-elasticidad precio de la demanda de planes voluntarios de salud (PVS) en Colombia, para luego calcular la elasticidad precio de la demanda por PVS. Las estimaciones se basan en un modelo en el que los hogares eligen si comprar o no un PVS. Según la teoría de la elección discreta, el hogar (o el individuo) decide comprar un PVS cuando la utilidad esperada de compra es positiva. Esta utilidad esperada dependerá de la tasa de seguros, las características relacionadas con el servicio, el perfil epidemiológico del hogar (es decir, la edad de los miembros, el género y otras características demográficas), así como los ingresos del hogar.

Los seguros privados de salud en Colombia ofrecen coberturas específicas (suplementarias o complementarias) y se financian principalmente con recursos privados. Desde 1993, Colombia cuenta con un esquema de seguridad social obligatorio que tiene como objetivo brindar cobertura universal en salud a todos los ciudadanos. Todos los afiliados del Sistema General de Seguridad Social en Salud (SGSSS) tienen derecho a un paquete integral de beneficios en salud que actualmente cubre casi al 98% de la población colombiana (Ministerio de Salud y Protección Social, 2021). El plan de seguro de salud se financia tanto con recursos públicos como con cotizaciones de nómina, que son obligatorias para quienes pueden pagar. Los trabajadores formales y las personas con capacidad de pago están cubiertos por el régimen contributivo, mientras que aquellos con bajos ingresos y trabajos informales pueden postularse a un esquema totalmente subsidiado (Guerrero, Prada, Pérez, Duarte, & Aguirre, 2015). En este sistema, las aseguradoras de salud, que reciben una prima por capitación por persona, actúan como guardianes y limitan el acceso a la atención médica para contener el gasto de salud. Además del SGSSS, existe un mercado de seguros privados y voluntarios de salud para los ciudadanos que buscan un acceso más rápido junto con mejores servicios en las instalaciones de atención médica. El mercado de PVS en Colombia, considerando los planes suplementarios y complementarios, solo cubre alrededor del 2.2% de la población según la Encuesta de Calidad de Vida (DANEb, 2019). Según el artículo publicado por la Federación de Aseguradoras Colombianas (Fasecolda) en su revista en 2015, alrededor del 4,4% de los hogares colombianos tienen algún tipo de PVS según los datos de la Encuesta Longitudinal de Protección Social 2012 (Grass, 2015). Normalmente, estos PVS ofrecen cobertura suplementaria al Plan de Beneficios en Salud (aunque algunos ofrecen opciones complementarias). Sin embargo, brindan acceso a servicios de salud de mejor calidad (e. i., médicos y hospitales), reducen los tiempos de espera y ofrecen más proveedores para elegir, lo que los hace atractivos para muchos participantes del régimen contributivo.

Los ingresos del hogar, la edad de los miembros, el número de niños y de menores de 18 años en el hogar, así como la calidad de los servicios de salud a los que las personas pueden acceder a través del sistema de salud pública son algunos de los principales determinantes de la demanda por PVS. El precio o valor de la prima, es por supuesto una variable endógena a considerar. Múltiples estudios han buscado estimar la elasticidad precio de la demanda de los seguros privados de salud, entendida como la magnitud en la que los consumidores en el mercado de la salud responden a las variaciones en la prima de estos planes de salud privados. La mayoría de los estudios se concentran en Estados Unidos, donde parece que la elasticidad oscila entre -0,2 y -0,7, otros estudios encuentran elasticidades de -1 o incluso -2 (Selden, 2009). Los estudios en otros países industrializados también sugieren que la demanda de seguros médicos privados es inelástica (Marquis & Long, 1995). En países con sistemas de salud comparables a Colombia, la demanda parece ser inelástica: -0,534 para Cataluña en España (Costa & García, 2003), y entre -0,18 y -0,1 para Holanda (van Dijk, et al., 2008). Sin embargo, las estimaciones arrojan resultados heterogéneos y no es fácil encontrar un consenso entre los diferentes estudios. Teniendo esto en mente, cabe mencionar la ausencia de estimaciones de elasticidades precio de la demanda e ingreso de la demanda en el mercado de salud para los países de América Latina y el Caribe.

Según estimaciones basadas en la Encuesta Nacional de Presupuesto de los Hogares (ENPH 2016-2017) (DANEa, 2017), la elasticidad precio de la demanda a nivel de hogar difiere entre personas de hogares de ingresos socioeconómicos medios y altos a nivel país. La elasticidad precio a nivel de los hogares oscila entre -4,66 y -2,32, lo que ha demostrado ser elástico y robusto en todas las restricciones de la muestra. Para abordar la auto-sección en el mercado de PVS, usamos un modelo de selección de Heckman para estimar la elasticidad del precio de la demanda. Instrumentando la regresión del logaritmo de la prima de riesgo (primera etapa) con el tamaño del hogar (número de miembros del hogar), que creemos tiene un impacto en el valor total a pagar por la prima, pero no en la probabilidad de adquirir un seguro a través de otro canal que no sea el precio. Sin embargo, las estimaciones tienen ciertas limitaciones: (i) dado que la unidad de análisis del conjunto de datos está agrupada a nivel de hogar, es difícil separar el gasto a nivel individual y estudiar la unidad de afiliación, que es la persona; (ii) es muy probable que existan problemas de calidad de los datos, en la medida en que los entrevistados pueden haber confundido los pagos por otros tipos de seguros o las tarifas pagadas por servicios de salud que no corresponden a la prima de salud de un PVS; (iii) el porcentaje de hogares que reportan algún gasto en PVS es muy pequeño y bastante diferente a los datos reportados en los registros oficiales. No es fácil saber cómo esta subestimación puede sesgar al estimador.

El artículo está organizado de la siguiente manera. La Sección 2 hace una breve revisión de la literatura. La Sección 3 describe la estrategia empírica utilizada para estimar la elasticidad precio de la demanda. La Sección 4 presenta los datos utilizados para las estimaciones. La Sección 5 analiza los resultados. La Sección 6 presenta posibles limitaciones, y la Sección 7 establece una breve discusión y las conclusiones.

## **2. Revisión de literatura**

La elasticidad del precio de la demanda por PVS se refiere al grado de respuesta de la cantidad demandada de PVS ante cambios en la prima o precio del seguro. Dicho de otra manera, la elasticidad indica el cambio porcentual en la cantidad demandada respecto a un cambio porcentual unitario en la prima o la tarifa, considerando que el resto de los determinantes de la demanda de PVS, como el ingreso de las personas, se mantienen constantes (Varian, 2010). Hay dos tipos de elasticidad precio de la demanda en este caso: (i) elasticidad de la decisión de tomar o no el seguro, también conocida como elasticidad de margen amplio

(*take-up elasticity*) y (ii) elasticidad de la cantidad o el nivel de cobertura demandada, también llamada elasticidad de margen intensivo (*elasticity of demand*). La gran mayoría de los estudios estiman la elasticidad de margen amplio.

En las estimaciones que la literatura académica ha documentado, la gran mayoría encuentra que la demanda de PVS es inelástica al precio (Liu & Chollet, 2006; Pendzialek, Simic y Stock, 2014). La mayoría de los estudios se concentran en Estados Unidos, donde la elasticidad precio estimada oscila entre -0,2 y -0,7, aunque algunos estudios encuentran elasticidades de -1 o incluso -2 (Selden, 2009). Los estudios en otros países industrializados también sugieren que esta demanda de seguro médico privado es inelástica (Marquis y Long, 1995). Sin embargo, la mayor parte de la literatura destaca los posibles resultados de la heterogeneidad en cuanto a la edad de los individuos que deciden contratar un seguro.

En países con esquemas de cobertura universal, y, por lo tanto, un sistema de salud similar al de Colombia, las estimaciones difieren entre países. En España, por ejemplo, Costa y García (2003) investigan el efecto de la brecha en la calidad de la atención entre el Sistema Nacional de Salud (SNS) y los servicios prestados por seguros privados sobre la demanda de seguros médicos voluntarios (o privados). Basados en el resultado de 400 encuestas en Cataluña, los autores reportan de una elasticidad precio de la demanda de -0,534. Si bien la magnitud es mayor entre los menores de 30 años (-0,602), para los diferentes grupos de edad estudiados la demanda es inelástica. En Australia, Chai Cheng (2014) también calcula la elasticidad de margen amplio e informa estimaciones en el rango de -0,32 a -0,35. Para el mismo país, Robson & Paolucci (2012) estiman varios escenarios y encuentran una elasticidad precio de la demanda (margen amplio) que oscila entre -0,29 y -0,52. Esta última estimación es similar a la reportada por Ellis & Savage (2008), con datos de una encuesta realizada en 2011 (de -0,4 a -0,6). Para los Países Bajos, van Dijk et al. (2008) encuentran una demanda de seguro médico privado (de tipo suplementario) menos sensible a los cambios de precios. Por ejemplo, en la población de 35 a 44 años, los autores estiman una elasticidad precio de -0,17 entre los hombres y de -0,13 entre las mujeres. Como la mayoría de los estudios, los más jóvenes reportan magnitudes de elasticidad precio más altas que los más viejos. Según la revisión sistemática realizada por Pendzialek, Simic y Stock (2014), en el caso de un seguro de salud privado duplicado o complementario, en Canadá, algunos autores reportan una elasticidad precio de la demanda de -0,46.

## 2. Estrategia Empírica

En el modelo a estimar, los hogares entre comprar o no un plan voluntario de salud (PVS). Según la teoría de elección discreta, el hogar (o individuo) decide comprar un PVS cuando la utilidad esperada de comprar es positiva. Esta utilidad esperada dependerá de la tarifa o prima del seguro, de las características del servicio, el perfil epidemiológico del hogar (medidos por edad, género y la composición demográfica del hogar) e ingreso. El modelo de participación está determinado por:

$$pvs_i = \begin{cases} 1 & \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(p_i) + \beta_2 \cdot \ln(y_i) + X_i' \gamma + \varepsilon_i > 0 \\ 0 & \text{en el otro caso} \end{cases} \quad (1)$$

donde la variable dependiente ( $pvs_i$ ) es una variable binaria que es igual a 1 cuando el hogar reporta gastos en PVS y 0 en caso contrario. La primera variable de interés es  $p_i$ , que es la prima mensual que pagan los hogares para acceder al PVS. La segunda variable de interés para esta investigación es  $y_i$ , que es una aproximación del ingreso del hogar. Además, existe un vector de características observables  $X_i$  como controles. Para el jefe de hogar, incluye variables binarias de género, grupos de edad y nivel educativo. A partir de la composición del hogar, se considera si está presente una persona mayor de 65 años y el nivel

de ingresos. También incluimos efectos fijos de región. Finalmente, hay un término de error  $\varepsilon_i \sim N(0,1)$  que incluye todas las características no observables.

Uno de los principales y más importantes desafíos a los que se enfrenta esta estimación es que, en los datos, no podemos observar la prima de referencia para los hogares que tomaron la decisión de no comprar un PVS. Abordamos este sesgo corrigiendo la estimación por medio de un modelo de selección de Heckman (o Heckit). Este modelo consta de los siguientes pasos: primero, debemos realizar una estimación auxiliar para estimar la prima mensual que enfrentan los hogares para acceder al PVS, condicionada a una fuente de variación (una variable instrumental) que no está directamente asociada con la probabilidad de compra PVS, además de su efecto a través de precios (restricción de exclusión). El modelo auxiliar se estima con una regresión lineal,

$$\ln(p_i) = Z_i' \delta + u_i \quad (2)$$

donde el conjunto de variables  $Z_i$  incluye  $X_i$  y al  $\ln(y_i)$ , también incluye el número de miembros del hogar, que actúa como instrumento de regresión. La restricción de exclusión en este caso es que el tamaño del hogar afecta el valor total a pagar por la prima, pero no la probabilidad de comprar un seguro a través de cualquier otro canal que no sea el precio. Además, se supone que  $u_i \sim N(0, \sigma_u^2)$ . El segundo paso del modelo de Heckit para controlar la selección es considerar la correlación que existe por construcción entre la participación en el PVS y el valor de la prima. Para este propósito, consideremos la forma reducida de la ecuación (1), que se presenta a continuación en la ecuación (3).

$$pvs_i = \begin{cases} 1 & \eta_0 + Z_i' t + \varepsilon_i > 0 \\ 0 & \text{en el otro caso} \end{cases} \quad (3)$$

Los supuestos hechos sobre la posible distribución de variables no observables en las ecuaciones (1) y (2) implican que  $E(u_i | pvs_i = 1) = \rho \cdot \lambda$ . Por lo tanto,  $\rho$  es el coeficiente de correlación entre variables no observables en las ecuaciones, y el inverso de Mills  $\lambda = \frac{\phi(-\eta_0 - Z_i' t)}{1 - \Phi(-\eta_0 - Z_i' t)}$ , donde  $\phi(\cdot)$  es la función de densidad de la función normal y  $\Phi(\cdot)$  su función acumulada. Las ecuaciones (2) y (3) se realiza en dos etapas: estimando (3) y calculando  $\lambda$ , para luego incluirlo como un regresor en (2).

Finalmente, se estima el modelo estructural de participación de la ecuación (1) mediante un estimador de mínimos cuadrados de dos etapas, donde la variable  $\ln(p_i)$  se instrumenta con el valor predicho del modelo auxiliar de la ecuación (2)  $\ln(\hat{p}_i) = Z_i' \hat{\delta}$ . Esto nos permite estimar los parámetros del modelo incondicional, a pesar de la selección.

Para calcular tanto la semi-elástica precio de la demanda como la semi-elástica ingreso de la demanda, se necesita derivar los efectos marginales promedio (AME) de la ecuación 1. La semi-elástica del precio corresponde a  $AME(p_i) = E \left[ \frac{\partial \Pr(pvs_i=1)}{\partial p/p_i} \right]$ , y la semi-elástica del ingreso a  $AME(y_i)$ . Con las semi-elasticidades, podemos calcular las elasticidades usando la proporción actual de usuarios de PVS:

$$\varepsilon_p = AME(p_i) \cdot \frac{1}{E[pvs_i]} \quad , \quad \varepsilon_y = AME(y_i) \cdot \frac{1}{E[pvs_i]}$$

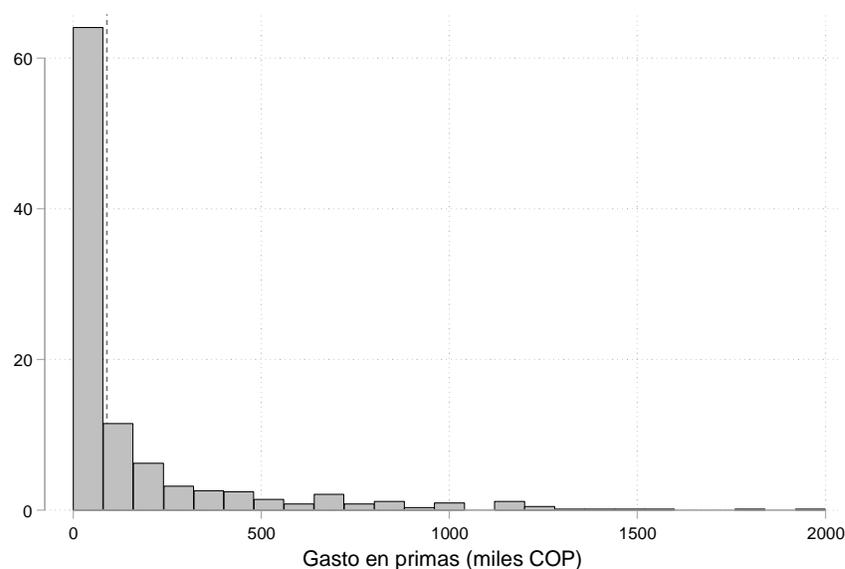
### 3. Datos

Para implementar el modelo anterior, utilizamos la muestra urbana de la ENPH 2017 como fuente primaria de información, la cual representa la mejor fuente de información sobre una recolección detallada de como los hogares deciden comprar diferentes bienes y servicios y que nivel de gasto realizan en cada uno de estos, incluyendo consumos en salud y PVS. Al tratarse de una encuesta de gastos de los hogares, no se recogen datos específicos sobre las características de la póliza de seguro. Por lo tanto, como se presenta en el modelo anterior, solo consideramos el PVS. Esta encuesta también proporciona información a nivel de hogares y sus individuos la cual se utilizará para el modelo de estimación propuesto, en particular el instrumento elegido para la corrección del sesgo de selección.

La principal variable de referencia en este estudio es la tasa de seguro o prima mensual que pagan los hogares. Esto corresponde al artículo de gasto 12530101 “*Pago anual de medicina prepagada o plan complementario de salud*”. La **Figura 1** presenta la distribución de esta variable para el total nacional de hogares que registraron gastos en PVS. Como se puede observar en esta figura, existen valores mínimos para las primas ofrecidas en el mercado; de hecho, el 65% de las observaciones son valores menores a COP 90.000 (aproximadamente 25 USD). El valor del límite de truncamiento que elegimos fue de alrededor del 15% del salario mínimo mensual del país en ese momento, lo que demuestra que estas políticas eran una opción inasequible para los hogares de bajos ingresos. Este valor corresponde a una de las primas mensuales más económicas para planes suplementarios y medicina prepagos del mercado. Es probable que el valor por debajo de dicha cifra esté relacionado con las tarifas de las pólizas de seguro vinculadas a productos específicos (por ejemplo, servicio de ambulancia, seguro de viaje) y pólizas asociadas a otros servicios (por ejemplo, emergencias escolares). Como los datos no nos permiten discriminar entre ellos, truncamos la base de datos sobre los precios que probablemente estén asociados a la prima mensual de un producto PVS. En nuestros resultados principales, sacamos todas las primas que están por debajo de COP 90.000. En el apéndice se presenta un análisis de sensibilidad a este límite de truncamiento.

En la **Tabla 1** se muestran las principales características de los hogares encuestados por la ENPH 2017, las cuales son consistentes con lo que se espera de un hogar que decide adquirir un PVS en comparación con los hogares que no tienen un gasto registrado en dichos rubros (Zweifel, 2011). La tabla presenta las características de los usuarios de PVS definidas con y sin truncamiento. En un primer momento, se observa que aquellos hogares que reportan gastos en algún esquema de seguro médico adicional o complementario al plan de beneficios en salud del SGSSS tienen niveles de ingresos más altos que los de la población en general (6 o 9 millones vs. 1.2 millón). Adicionalmente, se ubican principalmente en la ciudad capital - Bogotá - (30% a 40% vs. 5%) y corresponden a hogares con jefes de hogar mayoritariamente mayores de 50 años (6% vs. 48%). En términos del mercado laboral, casi todos se encuentran en el sector formal de la economía (98% vs. 62%) a pesar de tener la misma tasa de empleo. Finalmente, los empleados con un PVS tienen más probabilidades de trabajar para el gobierno o el sector privado que los trabajadores independientes o familiares. Aprovecharemos todas estas características de los hogares y sus miembros en el ejercicio empírico para tener una buena estimación de la elasticidad precio de PVS.

**Figure 1.** Distribución de la prima observada en la ENPH 2017



Nota: La línea punteada corresponde a \$90.000

Fuente: DANE, ENPH 2016-2017. Elaboración propia

**Tabla 1.** Estadísticas descriptivas según participación imputada

	No participantes		Participantes		Participantes 90K	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
Ingreso del Hogar (miles COP)	1293.73	2910.87	6483.32	10338.73	9376.69	13772.95
Gastos de Primas (miles COP)	.	.	159.79	280.43	414.12	363.68
Hombre-jefe de Hogar (HH)	0.58	0.49	0.62	0.49	0.65	0.48
JH edad: Menor de 30 años	0.12	0.33	0.04	0.21	0.03	0.18
JH edad: 30 a 39 años	0.20	0.40	0.15	0.36	0.14	0.34
JH edad: 40 a 49 años	0.21	0.41	0.18	0.38	0.20	0.40
JH edad: 50 años o mayor	0.46	0.50	0.63	0.48	0.63	0.48
JH Educación: Menor de bachillerato	0.50	0.50	0.08	0.27	0.03	0.17
JH Educación: Bachillerato	0.28	0.45	0.07	0.25	0.04	0.18
JH Educación: Educación terciaria	0.22	0.41	0.85	0.35	0.94	0.25
Por lo menos un miembro mayor de 65 años	0.26	0.55	0.49	0.75	0.54	0.79
Ingreso del Hogar: Bajo	0.35	0.48	0.10	0.29	0.02	0.15
Ingreso del Hogar: Medio	0.22	0.41	0.23	0.42	0.12	0.33
Ingreso del Hogar: Ingreso Medio-Alto	0.08	0.26	0.66	0.47	0.85	0.36
Región: Atlántico	0.26	0.44	0.09	0.29	0.07	0.26
Región: Bogotá	0.05	0.21	0.30	0.46	0.40	0.49
Región: Nuevos departamentos	0.14	0.35	0.00	0.06	0.00	0.00
Región: Este	0.14	0.35	0.09	0.29	0.12	0.33
Región: Pacífico	0.18	0.39	0.22	0.41	0.14	0.35
HH trabajos	0.70	0.46	0.66	0.47	0.67	0.47
Por lo menos un miembro en el régimen contributivo	0.62	0.48	0.96	0.20	0.98	0.15

HH tiene un empleo informal	0.19	0.40	0.02	0.14	0.00	0.00
HH ocupación: Empleado privado	0.37	0.48	0.49	0.50	0.47	0.50
HH ocupación: Empleado público	0.09	0.29	0.14	0.35	0.11	0.32
HH ocupación: Empleado	0.03	0.16	0.07	0.26	0.13	0.33
HH ocupación: Otra	0.52	0.50	0.29	0.46	0.29	0.45
Observaciones	80659	626			213	

Notas: Solo se consideran hogares participantes aquellos que declaran gastos en la partida de gasto 12530101 "Pago anual por medicina prepagada o plan de salud suplementario"; el resto se asume como no suscritos al servicio. En el caso de Participantes 90K, solo se asumen como gastos válidos valores superiores a 90.000 COP / mes (apx. 25 USD).

#### 4. Resultados

En la **Tabla 2** presentamos los principales resultados del ejercicio. La primera columna presenta los estimados de toda la muestra, la segunda y la tercera restringen la muestra a los hogares que se espera estén más dispuestos a comprar los PVS. Para la columna 2, los trabajadores informales no deberían poder acceder a PVS (primero se requiere la afiliación al plan de salud obligatorio). Para la columna 3, consideramos a las personas que viven en niveles socioeconómicos según su lugar de residencia. Los niveles socioeconómicos se definen por estratos y se utilizan para definir subsidios e impuestos en los servicios públicos; va de 1 –más bajo– a 6 –más alto–; aquí elegimos los niveles 3 a 6. Por este motivo, hay alrededor de 40.000 observaciones en la primera columna (0,4% son usuarios de PVS), 14.000 en la segunda (0,8% son usuarios de PVS) y 8.000 en la última (1,5% son usuarios de PVS). Cada valor de la tabla corresponde al estimador (efecto marginal promedio) de la semi-elasticidad del valor de la prima o renta en cada caso. En general, se encuentra que una prima de 1% más cara reduce la proporción de hogares que deciden comprar un PVS (elasticidad precio) en alrededor de 2 y 3 puntos porcentuales. Por otro lado, un ingreso 1% más alto se asocia con una probabilidad de entre 1 y 3 puntos porcentuales adicionales de participación en el mercado de PVS (elasticidad ingreso). Tanto las semi-elasticidades del precio como del ingreso son más bajas en las muestras más restringidas, pero mantienen el mismo orden de magnitud. Dados los niveles observados de captación de PVS, la elasticidad precio calculada es de alrededor de -4,67 a -2,32. Si se seleccionan valores de corte de truncamiento más altos, los resultados son cualitativamente iguales, como se muestra en el apéndice A. El apéndice también muestra que el truncamiento juega un papel importante, ya que la clasificación de todos los gastos como primas válidas resulta en semi-elasticidades precio de la demanda positivas, lo cual es inconsistente con la teoría económica y la literatura en general.

**Tabla 2.** Semi-elasticidades y elasticidades estimadas de precio e ingreso.

Variable	(1)	(2)	(3)
	Todos	No informal	Ingreso medio o mayor
Semi-elasticidad prima, AME ( $p_i$ )	-0.0194*** (0.00352)	-0.0206*** (0.00413)	-0.0346*** (0.00715)
Semi-elasticidad ingreso, AME ( $y_i$ )	0.0144*** (0.00170)	0.0166*** (0.00170)	0.0284*** (0.00295)
Observaciones	41153	14378	8320
Proporción de quien gasta en PVS, $E[pvs_i]$	0.00416	0.00862	0.0149
Precio calculado de elasticidad ( $\varepsilon_p$ )	-4.674	-2.389	-2.324
p-valor	0.000	0.000	0.000
Elasticidad ingreso calculado ( $\varepsilon_y$ )	3.459	1.921	1.905
p-valor	0.000	0.000	0.000

Notas: Cada columna presenta los efectos marginales asociados a los parámetros  $\beta_1$  y  $\beta_2$  de la ecuación 1, correspondientes a la semi-elasticidad con respecto al valor de la prima y el ingreso del hogar. La estimación del modelo de ecuaciones simultáneas

utilizando datos de la ENPH2017 incluye: (i) estimación de un modelo de selección de Heckman (el tamaño del hogar es el instrumento), (ii) estimación de  $\beta_1$  y  $\beta_2$  utilizando las predicciones de la prima considerando recuentos inversos de molinos. Los usuarios de PVS se definen como aquellos que reportaron algún gasto superior a 90.000 COP (apx 25 USD) en el artículo de gasto 12530101 “Pago anual de prepago o plan de salud complementario”. Todos los modelos incluyen controles para el jefe de hogar, variables ficticias de género, grupos de edad y nivel educativo. A partir de la composición del hogar, se considera si está presente una persona mayor de 65 años y el nivel de ingresos. También hay efectos fijos de región. Errores estándar entre paréntesis. Importancia: \* 90%, \*\* 95%, \*\*\* 99%.

La **Tabla 3** presenta el resultado del ejercicio de heterogeneidad. Cada valor de la tabla corresponde al estimado (efecto marginal promedio) de la semi-elástica del valor de la prima / renta interactuada con la variable relacionada en la fila en cada caso. Además de las semi-elasticidades y elasticidades de precio e ingreso, la tabla también presenta el gasto promedio reportado para los hogares, y la proporción de hogares con PVS, según la población especificada en las filas.

Existe un efecto diferenciado de la prima a pagar por el seguro según la edad del jefe de hogar (JH). Los hogares con jefes menores de 30 años responden menos al precio a pagar por el PVS que todos los demás rangos de edad (la prueba formal de equivalencia de los coeficientes se presenta en el apéndice B). Por otro lado, la probabilidad de participación en el PVS para JH en este mismo rango de edad es mayor dado un aumento de ingresos que para cualquier otro rango de edad. Probamos los efectos diferenciados entre los hogares con JH masculino y JH femenino y no encontramos diferencias significativas entre las elasticidades calculadas para este ejercicio.

Cuando hay miembros del hogar mayores de 65 años, los hogares responden más a los aumentos en el precio de la prima que aquellos hogares sin estos miembros. Sin embargo, las estimaciones no son estadísticamente diferentes entre sí. A medida que aumentan los ingresos, los hogares con miembros mayores de 65 años tienen menos probabilidades de participar en el mercado de PVS que sus contrapartes. Por otro lado, la presencia de niños menores de 5 años en el hogar hace que el hogar sea más propenso a reaccionar a las variaciones de precios, pero una vez más, las estimaciones no son estadísticamente diferentes. Al analizar las estimaciones de elasticidad ingreso de la demanda, encontramos que los hogares con niños menores de 5 años tienen más probabilidades de adquirir un plan PVS cuando aumentan los ingresos del hogar.

**Tabla 3. Resultados del ejercicio de heterogeneidad sobre semielasticidades.**

	Prima Media	Proporción quien compra PVS, $E[pvs_i]$	Semi-elasticidad (AME)	Elasticidad computada
<b>Panel A: Registro gasto prima</b>				
Edad del JH:				
Menor de 30 años (1)	255,483	0,00279	-0.00165 (0.00247)	-0.590 (0.888)
30 a 39 años (2)	286,093	0,00844	-0.0293*** (0.00632)	-3.471 (0.749)
40 a 49 años (3)	452,738	0,00861	-0.0146** (0.00540)	-1.699 (0.627)
50 años o mayor (4)	464,654	0,00969	-0.0231*** (0.00546)	-2.382 (0.564)
Al menos un miembro mayor de 65 años:				
No	394,215	0,00809	-0.0197*** (0.00402)	-2.430 (0.497)
Si	516,750	0,0119	-0.0260*** (0.00623)	-2.196 (0.525)
Al menos un niño menor de 5 años:				
No	430,069	0,00926	-0.0258*** (0.00493)	-2.780 (0.532)
Si	356,767	0,00601	-0.0171*** (0.00444)	-2.847 (0.738)
<b>Panel B: Registro de ingreso del hogar</b>				
Edad del JH:				
Menor de 30 años (1)	255,483	0,00279	0.00623** (0.00299)	2.234 (1.071)
30 a 39 años (2)	286,093	0,00844	0.0178*** (0.00286)	2.105 (0.339)
40 a 49 años (3)	452,738	0,00861	0.0160*** (0.00238)	1.858 (0.277)
50 años o mayor (4)	464,654	0,00969	0.0186*** (0.00235)	1.920 (0.242)
Al menos un miembro mayor de 65 años:				
No	394,215	0,00809	0.0158*** (0.00168)	1.957 (0.208)
Si	516,750	0,0119	0.0202*** (0.00346)	1.707 (0.291)
Al menos un niño menor de 5 años:				
No	430,069	0,00926	0.0185*** (0.00191)	1.998 (0.207)
Si	356,767	0,00601	0.0125*** (0.00254)	2.083 (0.422)
Observaciones			14378	

Notas: Cada fila presenta los efectos marginales asociados a los parámetros correspondientes a la estimación mostrada en el nombre de las columnas con respecto al valor de la prima y el ingreso del hogar interactuado con la edad del jefe de hogar, si hay al menos un miembro del hogar mayor de 65 años [y / o] o si hay niños menores de 5 años en el hogar. La estimación del modelo de ecuaciones simultáneas utilizando datos de la ENPH2017 incluye: (i) estimación de un modelo de selección de Heckman (el tamaño del hogar es el instrumento), (ii) estimación de  $\beta_1$  y  $\beta_2$  utilizando las predicciones de la prima considerando recuentos inversos de molinos. El modelo seguido está restringido a un valor mínimo de prima de 90.000 COP (apx 25 USD) y para que el jefe de hogar trabaje en un trabajo no informal. Todos los modelos incluyen controles para el jefe de hogar, variables ficticias de género, grupos de edad y nivel educativo. A partir de la composición del hogar, se considera si está presente una persona mayor de 65 años y el nivel de ingresos. También hay efectos fijos de región presentes en la estimación. Errores estándar entre paréntesis. Importancia: \* 90%, \*\* 95%, \*\*\* 99%. La tabla completa con las pruebas de validez de la combinación lineal de parámetros se encuentra en el Apéndice B.

## 5. Discusión

Los resultados del primer ejercicio, que muestran una elasticidad sobre la prima de alrededor de  $-4,67$  y  $-2,32$  indican una demanda notablemente elástica para PVS en Colombia. Además, la elasticidad ingreso se encuentra alrededor de  $1.9$  y  $3.45$ , lo que sugiere que un ingreso  $1\%$  más alto está asociado con un aumento en la demanda de PVS de alrededor de  $1.9\%$  a  $3.45\%$ . A medida que restringimos la muestra a los hogares que se espera que estén más dispuestos a comprar los planes, las estimaciones de la elasticidad del precio disminuyen, pero siguen en el mismo orden de magnitud. Esto es consistente con la literatura sobre el tema. Al diferenciar el efecto según la edad del jefe de hogar (JH), encontramos que los hogares con jefes menores de 30 años responden menos a los cambios de precio que cualquier otro rango de edad. Esto puede deberse a que, a partir de esta edad, las primas de riesgo de los seguros de salud tienden a crecer más que proporcionalmente, y los hogares pueden tener menos incentivos para pagar y participar en este mercado. Sin embargo, cuando hay miembros mayores de 65 años en el hogar, el hogar responde menos a las variaciones de precios que su contraparte. Con un aumento del precio del  $1\%$ , los hogares con al menos un miembro mayor de 65 años disminuyen su demanda de PVS en aproximadamente un  $2.8\%$ . Sin embargo, como se muestra en el Apéndice B, no hay una diferencia significativa en el comportamiento entre estos dos tipos de hogares. Al analizar el comportamiento de los hogares con niños menores de 5 años, las estimaciones de la elasticidad precio muestran que los hogares con niños tienden a ser más elásticos que aquellos sin ellos, posiblemente respondiendo a los incentivos de los padres para cuidar la salud de los niños.

Al analizar los resultados para la semi-elasticidad del ingreso, el comportamiento de los coeficientes es similar al de la elasticidad de la prima al diferenciar por la edad del jefe de hogar. El grupo de jefes de hogar más joven tiende a responder menos a los cambios en sus ingresos. A pesar de seguir comportándose como bienes normales, la demanda de PVS varía solo marginalmente a los cambios en los ingresos de estos hogares. Cuando hay miembros del hogar mayores de 65 años, un aumento en los ingresos refleja un aumento en la demanda de PVS en comparación con los hogares que no tienen estos miembros. Por el contrario, dado que hay niños menores de 5 años presentes en la composición del hogar, la cantidad de PVS demandada parece variar en menor medida que cuando no los hay, siendo todos los coeficientes del Panel B significativos para los valores frecuentemente utilizados en la literatura. La magnitud de los coeficientes estimados es sistemáticamente menor que los encontrados en la literatura para países con esquemas similares a Colombia. En un estudio realizado en España, los autores estimaron la semi elasticidad de la renta para un panel de datos de tres períodos (2008-2014). Informan que los modelos transversales sugieren que los efectos sobre los ingresos aumentan entre 2008 y 2014 ( $0,064$  a  $0,116$ , ambos a un nivel de significancia del  $1\%$ ). Sin embargo, al hacer la estimación de panel para 1928 hogares españoles, los resultados disminuyen y no son significativos al  $5\%$  (Pinilla & López-Valcárcel, 2020). Para Cataluña, una de las regiones más pobladas de España, Costa y García (2003) reportan para toda la muestra una elasticidad ingreso de  $1,22$ . También presentan estimaciones de los efectos de la edad, mostrando que los individuos más jóvenes tienen mayor elasticidad ingreso de la demanda, excepto cuando se analizan individuos entre 50 y 65 años. Sin embargo, esto puede estar relacionado con la calidad de los datos y la unidad de análisis disponible.

## 6. Posibles limitaciones

Este ejercicio tiene algunas limitaciones a considerar. Primero, la unidad de análisis de la información es el hogar. Esto hace que sea difícil separar el gasto a nivel de los individuos y estudiar la unidad base de

afiliación que es la persona. Una implicación de esta limitación es la posible subestimación de la semi-elasticidad precio de la demanda porque cambios en la prima podrían reducir el número de personas afiliadas al servicio dentro de un hogar, pero no necesariamente que todas participen o no en el bloque. En otras palabras, algunos miembros del hogar, quizás los que tienen el menor riesgo de salud, deciden dejar de comprar un seguro. Sin embargo, otros no lo hacen y, en este sentido, nuestra observación continúa considerando al hogar como una unidad con gasto en PVS.

Una segunda limitación, quizás la más importante, viene dada por la calidad de los datos a nivel de artículo; como hemos visto, existe una cantidad significativa de registros con valores poco significativos. Esto podría indicar que los entrevistados pueden haber confundido los pagos por otro tipo de seguros u otros pagos realizados en salud que no corresponden a la prima (es decir, copagos o cuotas moderadoras), a pesar de tener una clasificación por artículos detallados. El tercero es el escaso porcentaje de hogares que informan algún gasto en cuotas moderadoras. Esto implica que la penetración de mercado es menor al 1%, e incluso menor al 3.5% en hogares de ingresos medios o altos. Es difícil saber cómo esta subestimación puede sesgar al estimador ya que no sabemos si corresponde a individuos con mayores o menores ingresos.

## **7. Conclusión**

La estimación general de la elasticidad precio-participación en el mercado de PVS, para toda Colombia, y limitándola a una muestra a hogares de ingresos medios y altos, y pagos superiores a COP 90.000 (por hogar), arroja un resultado entre -4,67 y -2,32 (estadísticamente, diferente de cero en todos los casos). Esto indica que un aumento de precio del 1% reduce la proporción de hogares afiliados a un PVS en el país entre un 2,32% y un 4,67%. Los resultados están por encima de la mayoría de los resultados internacionales mencionados en la literatura. Una explicación de una mayor elasticidad frente a las presentadas por la literatura se puede encontrar en el avance del sistema de salud colombiano en las últimas tres décadas, alcanzando la cobertura universal con un plan de beneficios bastante amplio. A esto se suma la posibilidad de acceder a tecnologías de salud no incluidas en el plan de beneficios a través de MIPRES o mecanismos judiciales.

Podríamos pensar que los hogares no encuentran dentro de sus prioridades principales adquirir planes de salud voluntarios. En este sentido, el individuo que demanda dicho seguro se encuentra en la parte superior de la distribución del ingreso y es más sensible a las brechas de calidad entre el servicio público y privado. Por lo tanto, responden menos que proporcionalmente a los cambios en el precio de PVS. Las implicaciones más importantes de esta baja elasticidad son aquellos hogares cuyos miembros tienen un PVS, pueden buscar cambios dentro del mercado privado, pero difícilmente lo abandonan. Por otro lado, aquellos hogares cuyos miembros actualmente no tienen PVS necesitarían planes alternativos con primas muy bajas para estar dispuestos a ingresar al mercado.

Existe una explicación potencial para este nivel de elasticidad, debido a la alta heterogeneidad en el servicio que se mide, lo que no permite capturar el efecto real de la medicina prepaga sobre la demanda de dicho servicio. Lamentablemente, no existe una base de datos más adecuada en el país para realizar estas mediciones que la Encuesta Nacional de Presupuestos de los Hogares. En Colombia, el mercado de PVS es inelástico, lo que significa que, ante cambios significativos en la tarifa o prima, la demanda no responde con disminuciones significativas de elasticidad en el margen extensivo.

**Declaración de interés:** ninguna

## Referencias

- Chai Cheng, T. (2014). Measuring the effects of reducing subsidies for private insurance on public expenditure for health care. *Journal of Health Economics*, 33, 159-179.
- Costa, J., & García, J. (2003). Demand for private health insurance: how important is the quality gap? *Journal of Health Economics*, 12, 587-599. doi:10.1002/hec.756
- DANE. (2017). *Encuesta Nacional de Calidad de Vida (ECV)*. Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas - Colombia. .
- DANEa. (2017). *Encuesta nacional de presupuestos de los hogares (ENPH)*. Departamento Administrativo Nacional de Estadística – DANE. Retrieved from Departamento Administrativo Nacional de Estadística–DANE: <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/pobreza-y-condiciones-de-vida/encuesta-nacional-de-presupuestos-de-los-hogares-enph>
- DANEb. (2019). *Encuesta Nacional de Calidad de Vida (ECV)*. Departamento Administrativo Nacional de Estadística – DANE, Bogotá.
- Ellis, R. P., & Savage, E. (2008). Run for cover now or later? The impact of premiums, threats and deadlines on private health insurance in Australia. *International Journal of Health Care Finance and Economics*, 8, 257-277.
- Grass, M. C. (2015). *Perfil socioeconómico de los compradores de planes voluntarios de salud*. Federación de Aseguradores Colombianos Fasecolda. Revista Fasecolda. Retrieved from <https://revista.fasecolda.com/index.php/revfasecolda/article/view/150>
- Guerrero, R., Prada, S. I., Pérez, A. M., Duarte, J., & Aguirre, A. F. (2015). *Universal Health Coverage Assessment: Colombia*. Global Network for Health Equity (GNHE). Retrieved from [https://www.icesi.edu.co/proesa/images/GNHE%20UHC%20assessment\\_Colombia%204.pdf](https://www.icesi.edu.co/proesa/images/GNHE%20UHC%20assessment_Colombia%204.pdf)
- Liu, S., & Chollet, D. (2006). Price and Income Elasticity of the Demand for Health Insurance and Health Care Services: A Critical Review of the Literature. *Mathematica Policy Research*.
- Marquis, S., & Long, S. H. (1995). Worker demand for health insurance in the non-group market. *Journal of Health Economics*, 14, 47-63.
- Ministerio de Salud y Protección Social. (2021, Enero). *Cifras de aseguramiento en salud*. Retrieved Febrero 9, 2021, from Portal web Ministerio de Salud y Protección Social: <https://www.minsalud.gov.co/proteccionsocial/Paginas/cifras-aseguramiento-salud.aspx>
- Pendzialek, J. B., Simic, D., & Stock, S. (2014). Differences in price elasticities of demand for health insurance: a systematic review. *The European Journal of Health Economics*, 17, 5–21.
- Pinilla, J., & López-Valcárcel, B. G. (2020). Income and wealth as determinants of voluntary private health insurance: empirical evidence in Spain, 2008–2014. *BMC Public Health*, 20, 1262. doi:<https://doi.org/10.1186/s12889-020-09362-5>
- Robson, A., & Paolucci, F. (2012). Private Health Insurance Incentives in Australia: The Effects of Recent Changes to Price Carrots and Income Sticks. *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 37, 725–744.

- Selden, T. (2009). The Impact of Increased Tax Subsidies on the Insurance Coverage of Self-Employed Families: Evidence from the 1996-2004 Medical Expenditure Panel Survey. *Journal of Human Resources*, 44(1), 115–139.
- van Dijk, M., Pomp, M., Douven, R., Laske-Andershof, T., Schut, E., de Boer, W., & deBoo, A. (2008). Consumer price sensitivity in Dutch health insurance. *International Journal of Health Care Finance and Economics*, 8, 225-224.
- Varian, H. R. (2010). *Intermediate Microeconomics. A Modern Approach* (Eighth Edition ed.). New York: W. W. Norton & Company. Retrieved from [http://fac.ksu.edu.sa/sites/default/files/microeco\\_varian\\_0.pdf](http://fac.ksu.edu.sa/sites/default/files/microeco_varian_0.pdf)
- Zweifel, P. (2011). Voluntary Private Health Insurance. *The Oxford Handbook of Health Economics*. doi:10.1093/oxfordhb/9780199238828.013.0013

## Apéndice

**Tabla A.** Efectos marginales del gasto de los hogares sobre las primas sobre la probabilidad de participación.

Variable	(1) Todos	(2) Empleados	(3) No informales	(4) Ingreso medio o mayor
<b>Panel A:</b> Todos los gastos reportados				
Semi-elasticidad precio, AME ( $p_i$ )	0.0213*** (0.00323)	0.0228*** (0.00494)	0.0455*** (0.0100)	0.0771*** (0.0168)
Semi-elasticidad ingreso, AME ( $y_i$ )	-0.00684** (0.00298)	-0.00458 (0.00386)	-0.00938 (0.00818)	-0.0170 (0.0135)
Observaciones	48601	31592	14384	8320
Proporción de quien gasta en PVS, $E[pvs_i]$	0.00936	0.0101	0.0211	0.0357
Elasticidad precio calculado ( $\varepsilon_p$ )	2.274	2.259	2.151	2.160
p-valor	0.000	0.000	0.000	0.000
Elasticidad ingreso calculado ( $\varepsilon_y$ )	-0.731	-0.454	-0.444	-0.476
p-valor	0.021	0.235	0.251	0.208
<b>Panel B:</b> Gastos mayores de COP 90,000				
Semi-elasticidad precio, AME ( $p_i$ )	-0.0194*** (0.00352)	-0.0109*** (0.00230)	-0.0206*** (0.00413)	-0.0346*** (0.00715)
Semi-elasticidad ingreso, AME ( $y_i$ )	0.0144*** (0.00170)	0.00921*** (0.000941)	0.0166*** (0.00170)	0.0284*** (0.00295)
Observaciones	41153	25995	14378	8320
Proporción quien gasta en PVS, $E[pvs_i]$	0.00416	0.00485	0.00862	0.0149
Elasticidad precio calculado ( $\varepsilon_p$ )	-4.674	-2.254	-2.389	-2.324
p-valor	0.000	0.000	0.000	0.000
Elasticidad ingreso calculada ( $\varepsilon_y$ )	3.459	1.901	1.921	1.905
p-value	0.000	0.000	0.000	0.000
<b>Panel C:</b> Gastos mayores de COP 120,000				
Semi-elasticidad precio, AME ( $p_i$ )	-0.0104*** (0.00192)	-0.0147*** (0.00315)	-0.0216*** (0.00450)	-0.0339*** (0.00718)
Semi-elasticidad ingreso, AME ( $y_i$ )	0.00968*** (0.00102)	0.0147*** (0.00159)	0.0207*** (0.00227)	0.0330*** (0.00364)
Observaciones	41161	15148	10490	6627
Proporción de quien gasta en PVS, $E[pvs_i]$	0.00360	0.00733	0.0104	0.0164
Elasticidad precio calculada ( $\varepsilon_p$ )	-2.891	-2.009	-2.077	-2.062
p-valor	0.000	0.000	0.000	0.000
Elasticidad ingreso calculada ( $\varepsilon_y$ )	2.692	2.002	1.994	2.005
p-valor	0.000	0.000	0.000	0.000

Notas: Cada columna presenta los efectos marginales asociados a los parámetros  $\beta_1$  y  $\beta_2$  de la ecuación 1, correspondientes a la semi-elasticidad con respecto al valor de la prima y el ingreso del hogar. La estimación del modelo de ecuaciones simultáneas utilizando datos de la ENPH2017 incluye: (i) estimación de un modelo de selección de Heckman (el tamaño del hogar es el

instrumento), (ii) estimación de  $\beta_1$  y  $\beta_2$  utilizando las predicciones de la prima considerando recuentos inversos de molinos. Cada panel tiene en cuenta únicamente valores de prima que superen un valor mínimo dado que algunas cifras pueden corresponder a algunos gastos mal clasificados en el artículo de gastos 12530101 “Pago anual de prepago o plan de salud complementario”. Todos los modelos incluyen para el jefe de hogar, variables ficticias de género, grupos de edad y nivel educativo. A partir de la composición del hogar se considera si está presente una persona mayor de 65 años y el estrato. También hay efectos fijos de región. Errores estándar entre paréntesis. Importancia: \* 90%, \*\* 95%, \*\*\* 99%.

**Tabla B. Pruebas formales de equivalencia de los coeficientes de elasticidad calculados**

	Test p-value
<b>Panel A: Registro del gasto de prima</b>	
Edad del JH:	
Rango de edad (1) - (2)	0.00449
Rango de edad (1) - (3)	0.0148
Rango de edad (1) - (4)	0.0000461
Al menos un miembro mayor de 65 años:	
(No) - (Si)	0.504
Al menos un niño menor de 5 años:	
(No) - (Si)	0.904
<b>Panel B: Registro ingreso del hogar</b>	
Edad del JH:	
Rango de edad (1) - (2)	0.907
Rango de edad (1) - (3)	0.729
Rango de edad (1) - (4)	0.769
Al menos un miembro mayor de 65 años:	
(No) - (Si)	0.378
Al menos un niño menor de 5 años:	
(No) - (Si)	0.839

Notas: La tabla presenta el valor p de las pruebas de equivalencia de los coeficientes de elasticidad calculados con respecto al valor de la prima y el ingreso del hogar interactuado con la edad del jefe de hogar, si hay al menos un miembro del hogar mayor de 65 años o si hay niños menores de 5 años en el hogar. La estimación del modelo de ecuaciones simultáneas utilizando datos de la ENPH2017 incluye: (i) estimación de un modelo de selección de Heckman (el tamaño del hogar es el instrumento), (ii) estimación de  $\beta_1$  y  $\beta_2$  utilizando las predicciones de la prima considerando recuentos inversos de molinos. El modelo seguido está restringido a un valor mínimo de prima de 90.000 COP (apx 25 USD) y para que el jefe de hogar trabaje en un trabajo no informal. Todos los modelos incluyen para el jefe de hogar, variables ficticias de género, grupos de edad y nivel educativo. A partir de la composición del hogar, se considera si está presente una persona mayor de 65 años y el nivel de ingresos. Los paneles B y D presentan los valores p para las combinaciones lineales de parámetros de los diferentes grupos del término de interacción. También hay efectos fijos de región. Los rangos de edad JH se clasifican de la siguiente manera (1) Menos de 30 años, (2) 30 a 39 años, (3) 40 a 49 años y (4) 50 años o más.