

## Protección financiera en salud ante enfermedades crónicas. Una perspectiva desde las finanzas familiares

Jorge José Luis Reynoso-González<sup>1</sup>   - Universidad de Guadalajara, México  
Adrián de León Arias  - Universidad de Guadalajara, México

### Resumen

El objetivo de este estudio es analizar el efecto diferencial de la Seguridad Social (SS) y Seguro Popular (SP) sobre la Protección Financiera en Salud (PFS) para hogares con integrantes que padecen enfermedades crónicas. Utilizando datos de ENSANUT 2018, se implementó el método de pareo por puntaje de propensión sobre la afiliación al SS y al SP para estimar su efecto atribuible en indicadores de PFS. Este estudio nos permite anticipar las consecuencias diferenciadas de gastos catastróficos en las finanzas familiares. Se recomienda dirigir políticas de salud a mejorar el paquete de beneficios del SP (ahora INSABI). La originalidad de este estudio reside en el análisis comparativo de los esquemas de seguridad en salud, enfocado en hogares con enfermos crónicos. Una de las limitantes es la desaparición del SP, pero los resultados pueden utilizarse para la implementación de la nueva política de salud. Se concluye que el SP ofrece una PFS insuficiente, y de no corregirse complica la sustentabilidad financiera de los hogares con enfermos crónicos.

*Clasificación JEL: G520, H55, I120, I120, I140, I180.*

*Palabras clave: Finanzas familiares, gasto catastrófico, seguridad en salud, desigualdad, riesgo.*

## Health Financial Protection Against Chronic Diseases. A Perspective from Households' Finances

### Abstract

The objective of this study is to analyze the differential effect of Social Security (SS) and Popular Health Insurance (SP) on Health Financial Protection (HFP) for households with members suffering from chronic illnesses. Using data from ENSANUT 2018, the propensity score matching method was implemented on SS and SP affiliation to estimate their attributable effect on PFS indicators. This study shows evidence of inequality in the Mexican health system regarding PFS. Health policies are recommended to improve the benefits package of SP (now INSABI). The novelty of this study lies in the comparative analysis of health security schemes, focused on households with chronic illnesses. One of the limitations is the disappearance of SP, but the results can be used for the implementation of the new health policy. It is concluded that the SP offers an insufficient HFP, if left unaddressed, this issue poses a significant threat to the financial stability of households with chronically ill members.

*JEL Classification: G520, H55, I120, I120, I140, I180.*

*Keywords: Household finances, catastrophic payments, health insurance, inequality, risk.*

<sup>1</sup> Autor de correspondencia.

\*Sin fuente de financiamiento para el desarrollo de la investigación



## 1. Introducción

El objetivo general de este trabajo es analizar la protección que ofrece el sistema de salud de México ante riesgos financieros en hogares con integrantes que padecen enfermedades crónicas, en particular, se examina el efecto protector de los esquemas, de Seguridad Social y del Seguro Popular sobre finanzas familiares. Las enfermedades crónicas o enfermedades no transmisibles son afecciones de larga duración, resultado de diferentes factores genéticos, psicológicos, ambientales, así como de comportamiento (World Health Organization, 2014). De acuerdo con Wagner y Brath (2012), los principales factores de riesgo de estos tipos de padecimiento son similares en la mayoría de los países, tales como la dieta no saludable, rica en grasas saturadas y trans, sal y azúcar (especialmente bebidas azucaradas), inactividad física, así como el consumo de tabaco y alcohol. De acuerdo con estos autores, son fuentes de más de dos tercios de nuevos casos y del incremento de riesgo de complicaciones de estos padecimientos.

En particular, México pasa por una transición en salud caracterizada por el incremento de enfermedades no transmisibles, principalmente por el aumento en la expectativa de vida y la exposición a estilos de vida no saludables (Frenk y Gómez-Dantés, 2019). Esta situación se ha convertido en un problema de salud pública en México; la prevalencia de obesidad incrementó 42.2% en el período de 2000 al 2018, y se ha documentado que las comorbilidades de la obesidad contribuyen en gran porcentaje a mortalidad, discapacidad y muerte prematura en la población (Barquera et al., 2020). Así mismo, del año 2012 al 2018, el porcentaje de la población de 20 años y más con diagnóstico de diabetes aumentó de 9.2% a 10.3% (6.4 y 8.6 millones de personas, respectivamente) y con diagnóstico de hipertensión de 16.6% (9.3 millones de personas) a 18.4% (15.2 millones de personas) (Instituto Nacional de Salud Pública, 2018). Por otro lado, la prevalencia de enfermedades renales crónicas en el 2017 fue de 12.2% y 51.4 muertes por cada 100 mil habitantes (Global Burden of Diseases, 2018).

Las enfermedades crónicas son un problema médico que se extiende a otros componentes de la vida social, sobre todo al ámbito económico (Torres y Rojas, 2018). No solo afecta la calidad de vida y la productividad de quienes las padecen, sino que representan altos costos para el sistema de salud y para sus familias (Campos-Nonato et al., 2018; OCDE, 2016). Si bien, los gastos privados y excesivos desalientan a acudir a servicios de salud, así como a posponer revisiones (World Health Organization, 2010, 2019a) que puede conducir a serias complicaciones y muerte prematura en enfermos crónicos debido a la falta de tratamiento (Grills, 2019); también ocasiona serias afectaciones en las finanzas familiares, siendo un factor de riesgo en la generación de trampas intergeneracionales de pobreza. De acuerdo con World Health Organization y The World Bank (2017), cuando los gastos en salud se vuelven excesivos respecto a la capacidad de pago, limita a las familias a adquirir bienes de subsistencia, incluso a pagar los estudios de sus integrantes en edad escolar. Además, pueden verse en la necesidad de vender activos productivos para cubrir dichos gastos (Bloom y Canning, 2009).

De acuerdo a lo anterior, expandir la cobertura de la protección ante riesgo financiero y los servicios de salud efectivos tiene múltiples beneficios, mejora la salud de la población y su productividad, contribuyendo significativamente al desarrollo económico y social (World Health

Organization, 2019a). El sistema de salud desempeña un papel fundamental en la protección financiera de la población. Sin embargo, diversos estudios han evidenciado que existen disparidades en el paquete y calidad de servicios que se ofrecen en los distintos esquemas de seguridad en salud. Por lo tanto, es relevante analizar cómo la estructura de estos esquemas influye en la protección financiera que brindan a los hogares.

México es uno de los países que ha reestructurado su sistema de salud con el objetivo de acercarse a la Cobertura Universal en Salud (World Health Organization, 2019a; World Health Organization y The World Bank, 2017). Su estructura se conforma por el sector público y el privado; el primero comprende instituciones de Seguridad Social (SS) vinculadas al trabajo formal (IMSS, ISSSTE, PEMEX, SEDENA y SEMAR); además, instituciones que prestan servicios a la población sin SS, tales como Seguro Popular (ahora INSABI), Secretaría de Salud, Servicios Estatales de Salud e IMSS-Oportunidades (Frenk y Gómez-Dantés, 2019; Gómez, 2017; Martínez-Trejo, 2018; OCDE, 2016). Cabe señalar que el Seguro Popular (SP) fue el brazo operativo del Sistema de Protección Social en Salud (SPSS) establecido en el año 2004, que buscaba proveer de seguro de salud a la población que no cuenta con SS (Frenk y Gómez-Dantés, 2019; González, Reyes-Morales, Cahuana-Hurtado, Balandrán y Méndez, 2020). Este esquema fue financiado con una fórmula tripartita, con contribuciones basadas en impuestos de gobiernos federal y estatales, así como contribuciones de las familias de acuerdo con su capacidad de pago. Esta política tenía como objetivos la equidad, calidad en servicios, así como ofrecer protección financiera, lo que motivó su sustitución por el INSABI (Frenk, Sepúlveda, Gómez-Dantés y Knaul, 2003; González et al., 2020).

El SP ha sido evaluado sistemáticamente en diversos estudios (Galárraga, Sosa-Rubí, Salinas-Rodríguez y Sesma-Vázquez, 2010; Knaul, Arreola-Ornelas, Méndez y Martínez, 2005; Knaul et al., 2007; Knaul, Arreola-Ornelas, Wong, Lugo-Palacios y Méndez-Carniado 2018; Rivera-Hernández, Rahman, Mor y Galárraga, 2016; Sosa-Rubí, Salinas-Rodríguez y Galárraga, 2011), mostrando evidencia estadística que indica un efecto de protección financiera en los hogares afiliados a este esquema, tanto en la disminución de la probabilidad de incurrir en gasto de bolsillo, gasto catastrófico y gasto empobrecedor por motivos de salud, como en el porcentaje de hogares que incurren en ellos. Particularmente, el trabajo de Ávila-Burgos, Serván-Mori, Wirtz, Sosa-Rubí y Salinas-Rodríguez (2013) muestra heterogeneidad en este efecto por la presencia de enfermedades crónico-degenerativas, eventos hospitalarios, zona geográfica, nivel socioeconómico y etapa de incorporación de los hogares al SP.

Por otro lado, se encontraron algunos trabajos que estiman los efectos de protección financiera bajo ambos esquemas de seguridad en salud, SS y SP. En particular, en el trabajo de Nikoloski y Mossialos (2018) se muestra que un impacto limitado sobre el Gasto de Bolsillo en Salud (GBS) entre afiliado al SP y no afiliados, mientras que los asegurados por programas de SS sí tienen una reducción significativa en este gasto. De manera similar, pero enfocándose en un grupo de hogares de mayor vulnerabilidad, con presencia de adultos mayores, Doubova, Pérez-Cuevas, Canning y Reich (2015) exponen que la SS tiene un efecto protector contra la falta de acceso a servicios de salud y contra el gasto catastrófico, mientras que el SP solo ofrece protección contra la falta de acceso. Sin embargo, en nuestro mejor conocimiento, no hay estudios que evalúen la protección financiera que brindan los esquemas de SS y SP a familias con residentes que padecen enfermedades crónicas en los que se supone, el uso de servicios de salud es más intensivo.

Cabe mencionar que, actualmente el sistema de salud mexicano se encuentra en una reestructuración debido a que en el 2020 entra en vigor la reforma de la Ley General de Salud y de la Ley de los Institutos Nacionales de Salud del 2019, desaparece el Sistema de Protección Social en Salud (SPSS) encargado de operar el Seguro Popular y se crea el Instituto Nacional de Salud para el Bienestar (INSABI) con el objetivo de brindar servicios a la población sin seguridad social (CONEVAL, 2021). Por lo tanto, generar información del esquema anterior al INSABI, SP, puede coadyuvar a generar políticas públicas en materia de salud que promuevan mayor equidad, desarrollo y bienestar en los sectores de la población en estado de vulnerabilidad.

En este contexto, el presente trabajo ofrece un análisis comparativo del efecto de protección financiera del SS y SP en hogares con integrantes que padecen enfermedades crónicas. Se tiene como hipótesis que ambos esquemas tienen un efecto protector; sin embargo, dada la desigualdad en paquetes de beneficios, acceso y calidad en servicios que se ha documentado en la literatura, se espera que el efecto del SP sea menor. En otras palabras, de acuerdo a características del jefe, estructura y zona de residencia del hogar, las familias enfrentan restricciones u opciones de afiliarse (o no) a algún esquema de seguridad, SS y SP. A medida que un esquema de seguridad ofrece paquetes de beneficios suficientes y de calidad para la detección y cuidado de enfermedades crónicas, los hogares con integrantes con estos padecimientos tendrán la posibilidad de atender los cuidados en salud en mejores condiciones financieras. Por lo tanto, los indicadores de protección financiera mejoraran. Se ha observado que el SP ofrecía un paquete de beneficios menor al del SS; por ejemplo, el SP no cubría infartos cardíacos en adultos mayores a 60 años, los accidentes cerebrovasculares y la diálisis después de la insuficiencia renal (OCDE, 2016). De tal manera, la influencia que ejerce cada esquema de seguridad sobre la asignación de los recursos del hogar será diferenciada.

Para esta empresa, se generan diferentes indicadores de protección financiera y se implementa el método de pareo por puntaje de propensión sobre la afiliación al SS y al SP para estimar su efecto atribuible en dichos indicadores. Cabe mencionar que se utiliza información de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT) 2018, dado que es la fuente de información más reciente que permite considerar la situación en salud de la población afiliada a algún esquema de seguridad, antes de la transición institucional del SP al INSABI y de la crisis sanitaria ocasionada por el COVID-19, lo que evita posibles sesgos en las estimaciones causado por dichos eventos.

## 2. Estado del arte

La protección financiera en salud consiste en que todas las personas puedan recibir los servicios de atención en salud que necesitan sin incurrir en problemas económicos (World Health Organization, 2019b), se funda teóricamente en seguros y el valor económico de disminuir la incertidumbre o el riesgo financiero de estar expuesto a grandes costos de cuidados de la salud (Arrow, 1963). Así, la seguridad en salud (independientemente de su fuente de financiamiento) busca reducir este riesgo. Cuando el sistema de un país falla en proveer adecuadamente esta función, el acceso a servicios de salud se pierde o se financia de manera privada mediante el gasto de bolsillo directo (Hsu, Flores, Evans, Mills y Hanson, 2018), ocasionando serias repercusiones en la salud y en las finanzas familiares.

Siguiendo con lo anterior, el gasto en salud directo es involuntario y refleja la pérdida de bienestar, pues priva al hogar de recursos que podrían ser utilizados para la adquisición de otros bienes y servicios (Hsu et al., 2018; Wagstaff, 2010). Este gasto, cuando se vuelve excesivo respecto a la capacidad de pago, influye considerablemente en el empobrecimiento de las familias y en el aumento de la desigualdad a través de diferentes mecanismos. Por un lado, puede afectar la salud, pues desalienta el acudir a servicios de salud, principalmente de promoción y prevención, y a posponer revisiones (World Health Organization, 2010). Así, un deterioro en la salud conlleva la disminución de la productividad y por lo tanto a menores ingresos (Bloom, Canning y Sevilla, 2004; Bloom y Canning, 2009; Mushkin, 1962).

Por otro lado, este gasto limita a las familias de escasos recursos a adquirir bienes de subsistencia, incluso a pagar los estudios de sus integrantes en edad escolar (World Health Organization y The World Bank, 2017). Más aún, pueden verse en la necesidad de vender activos productivos para cubrir dichos gastos (Bloom y Canning, 2009), arrastrando a las familias a trampas intergeneracionales de pobreza. Así mismo, se ha observado que los problemas de salud, como un factor de riesgo en el ingreso, está correlacionado con la disminución en la propensión al ahorro en el hogar (Cruz, Trejo y Ríos, 2019). En este sentido, expandir la cobertura de la protección ante riesgo financiero y los servicios de salud efectivos tiene múltiples beneficios, mejora la salud de la población y su productividad, contribuyendo significativamente al desarrollo económico y social (World Health Organization, 2019a).

Desde una perspectiva de la teoría de portafolio moderna, que supone a los inversores como adversos al riesgo y por lo tanto buscan un equilibrio entre los rendimientos promedios más altos y su riesgo asociado (Markowitz, 1952). La salud es una fuente de incertidumbre y riesgo, cambios en esta pueden tener grandes impactos en el bienestar económico (Wu, 2021). Un deterioro en la salud puede afectar la asignación óptima de los recursos del hogar a través de varias formas: disminución en el ingreso y riqueza asociados a una reducción en la oferta laboral y en la productividad, incremento en el gasto de servicios médicos para el diagnóstico y tratamiento de la enfermedad, así como modificar las preferencias de riesgo y crear estrategias de inversión más seguras (Decker y Schmitz, 2016; Gertler y Gruber, 2002; Wu, 2021). En este sentido, existen diferentes argumentos teóricos en las que el estado de salud puede relacionarse con las decisiones de portafolio.

Con base en lo anterior, se han realizado estudios sobre como impacta una crisis de salud en la asignación de recursos de las familias. Por ejemplo, Liu, Lu, Yi, y Zhang (2017) desarrollan un marco de referencia con base en la teoría del portafolio moderna y en la teoría de la economía del hogar para explicar cómo las familias (con integrantes que padecen alguna enfermedad crónica) consumen e invierten en educación, cuidados de la salud y otros componentes del capital humano, así como su elección entre activos fijos y financieros. Uno de sus principales resultados es que, ante una crisis de salud como una enfermedad crónica, los activos fijos ejercen una restricción para recibir tratamiento médico. En este sentido, la decisión óptima para las familias ricas en activos será someterse al tratamiento, mientras que para las de pocos recursos será abandonar el tratamiento. Más aún, ante este tipo de enfermedades los hogares son propensos a agotar sus activos fijos y financieros, y a experimentar pérdida de capital humano. Los autores concluyen que es necesaria la asistencia financiera pública para la atención médica y para la inversión en capital humano, esto con el objetivo de minimizar la pérdida en los hogares y maximizar los beneficios de la asistencia misma.

En la literatura se ha encontrado claramente que la salud tiene efectos sobre la asignación de los recursos del hogar. Por otro lado, existen algunos estudios sobre el efecto que tienen la protección financiera que ofrecen los sistemas de salud sobre las decisiones de inversión de las familias entre los que destaca el trabajo de Atella, Brunetti y Maestas (2012), exponen que, ante un problema de salud, un sistema de salud que proteja del gasto de bolsillo juega un papel importante en reducir el riesgo total que enfrentan los hogares. Estos autores estiman la probabilidad de adquirir activos de riesgo para diferentes países de Europa y encuentran que las familias que habitan en países sin un sistema de salud protector, incrementan su riesgo en general y desincentiva la inversión en activos de riesgo. En suma, las políticas dirigidas a proteger financieramente a las familias ante crisis de salud coadyuban a que formulen estrategias en las que los rendimientos esperados sean mayores, a aumentar la propensión a someterse a tratamiento, así como a evitar la disminución de consumo de bienes de subsistencia.

Dada la importancia de un sistema de salud, diversos países han perseguido la Cobertura Universal de Salud (CUS), la cual consiste en asegurar que cada individuo y comunidad, sin importar sus circunstancias, reciban los servicios de salud que necesitan sin riesgo de dificultades financieras (World Health Organization, 2010). Las naciones que más han avanzado hacia la CUS son las que han reformado su sistema de salud de tal forma que su financiamiento ha migrado de pagos directos a fondos agrupados, los cuales pueden ser recolectados mediante fuentes como prepago, impuestos y donadores externos entre otros (World Health Organization, 2010). Ha surgido un creciente número de estudios a nivel nacional y regional con el objetivo de evaluar los efectos reformas en políticas de salud y explorar tendencias de protección financiera, en los que se han desarrollado diferentes medidas y enfoques (Wagstaff, 2010; Wagstaff y Eozenou, 2014).

Entre los trabajos sobre protección financiera a nivel regional destaca el de Xu et al. (2007), en el que estiman indicadores de gasto catastrófico y de empobrecimiento por motivos de salud para 89 países. Esto lo llevan a cabo de manera global y nivel país para explorar las particularidades del sistema de salud y características de la población asociadas al nivel altos de gasto catastrófico. Sus principales hallazgos fueron que los mecanismos de prepago protegen ante catástrofes financieras. De manera similar, Baird (2016) realiza el estudio para site países intentando clasificarlos por sus sistemas de salud de acuerdo a arreglos institucionales comunes, sus resultados muestran que estas similitudes no se trasladan a la protección financiera. Como menciona Xu et al. (2007), cada país en diferentes etapas de desarrollo económico y en diferentes contextos políticos y sociales necesitan desarrollar soluciones particulares, por ende, el estudio a nivel nacional es importante.

En particular, México es uno de los países que han reestructurado su sistema de salud con el objetivo de acercarse a la CUS (World Health Organization, 2019a; World Health Organization y The World Bank, 2017). Históricamente el sistema de salud mexicano ha tenido diversas reformas que han permitido expandir los servicios a mayor población. De acuerdo con Frenk et al. (2003), el sistema de salud mexicano moderno tiene su origen en 1943 con la creación de la Secretaría de Salud y el Instituto Mexicano de Seguro Social (IMSS), mientras que la primera se encargaba de dar servicios a los pobres, el IMSS lo hacía para la fuerza de trabajo industrial. Posteriormente, en 1960, se crea el Instituto de Seguridad y Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado (ISSSTE) para los funcionarios públicos.

Con el objetivo de extender el acceso, así como mejorar la eficiencia y calidad de los cuidados, en 1983 se realiza una reforma constitucional que establece el derecho a la salud, sin embargo, se enfocaba en cuidados de salud primario y no fue hasta los primeros años del nuevo milenio que se alcanzaría una reforma que promoviera el acceso universal a servicios integrales (Frenk y Gómez-Santés, 2019). En el año 2004, se promueve la reforma que establece el Sistema de Protección Social en Salud (SPSS) que provee de seguro de salud a través de un esquema público, Seguro Popular (SP), para toda la población que no cuenta con seguridad social (Frenk y Gómez-Dantés, 2019; González et al., 2020). Este esquema de seguridad es financiado con una fórmula tripartita, con contribuciones basadas en impuestos de gobiernos federal y estatales, así como contribuciones de las familias de acuerdo con su capacidad de pago. Esta política tiene como objetivos la equidad, calidad en los servicios, así como ofrecer protección financiera (Frenk et al., 2003; González et al., 2020).

Cabe señalar que, con la implementación de esta política la desigualdad entre entidades federativas, así como entre las zonas rurales y urbanas disminuyó. Sin embargo, las diferencias persisten, principalmente por fallas como la proporción de no asegurados, la restricción en servicios y la alta rotación entre el sector formal e informal en el mercado laboral que debilita el financiamiento por el lado de la demanda (González et al., 2020). De acuerdo con los autores antes citados, estas fallas fueron la base para la extinción del Seguro Popular y sustituido por el Instituto de Salud para el Bienestar (INSABI), el cual busca proporcionar la misma gama de servicios del IMSS, además de integrar y centralizar el financiamiento y provisión, eliminando la provisión de salud por parte de las entidades federativas.

Debido a las constantes reformas, el sistema de salud mexicano es un mosaico de políticas, considerado como mixto y fragmentado compuesto por los sectores público y privado (Gómez, 2017; Martínez-Trejo, 2018; OCDE, 2016). El sector público comprende instituciones de seguridad social vinculadas al trabajo (IMSS, ISSSTE, PEMEX, SEDENA y SEMAR); además, instituciones para la población sin seguridad social, Seguro Popular (ahora INSABI), Secretaría de Salud, Servicios Estatales de Salud e IMSS-Oportunidades (Frenk y Gómez-Dantés, 2019).

Siguiendo con lo anterior, a partir de la implementación del Seguro Popular, los indicadores de protección financiera han mejorado (González et al., 2020). En la literatura se encuentran diversos estudios empíricos que proporcionan evidencia estadística que apoya este argumento, entre los que destaca el trabajo de Knaul et al. (2005), quienes aplicando simulaciones matemáticas a partir de datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2000 y de la Encuesta Nacional de Aseguramiento y Gasto en Salud (ENAGS) 2001, encuentran que esta reforma podría tener una disminución de 40% en el Gasto de Bolsillo (GBS), así como una reducción en el porcentaje de hogares con Gasto Catastrófico en Salud (GCS) de 3.4 a 1.6%. Así mismo, Gutiérrez, García-Saisó, Espinosa-de la Peña, y Balandrán (2016) analizan la tendencia de la desigualdad en indicadores de protección financiera y acceso a servicios de salud del 2000 al 2012. Estiman la brecha absoluta y relativa en dichos indicadores que les permite concluir que, a partir de la implementación del SP, la desigualdad en protección financiera se elimina. Sin embargo, prevalece la desigualdad en el acceso a servicios de salud.

Por su parte, Knaul et al. (2007) utilizan datos de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT) 2006 en un modelo probabilístico para examinar los determinantes del GCS. En este modelo incluyen variables como nivel de ingreso del hogar, características del jefe de familia, lugar de residencia, presencia de niños menores de 5 años y adultos mayores de 65, índice de marginación

municipal, así como cobertura de aseguramiento en salud. Cabe señalar que esta última variable incluye cuatro categorías: 1) no asegurados, 2) SP, 3) Seguro Privado, y 4) Seguridad Social. El resultado de su estimación muestra que, en relación a los no asegurados, las tres coberturas tienen un efecto reductivo en la probabilidad de incurrir en GCS, sin embargo, el SP es el de menor impacto. Así, este estudio concluye que la implementación de esta reforma ha sido exitosa en la protección financiera de los hogares. Cabe señalar, que al realizar estimaciones para modelos de los determinantes del GCS se puede tener problema de endogeneidad con la variable de afiliación al SP, para reducir el sesgo ocasionado por este problema Galárraga, et al. (2010) utilizan la técnica de variables instrumentales, llegando a resultados de que el SP tiene un efecto de protección de 49% respecto a la población que carece de afiliación a alguna seguridad en salud.

Por otro lado, Sosa-Rubí et al. (2011) utilizan la Encuesta de Evaluación del Seguro Popular, 2005-2008, para analizar el efecto del SP sobre la incidencia del GCS en el mediano plazo. Para esto, utiliza un modelo de efectos fijos que le permite obtener como resultado que a nivel hogar este programa tiene un efecto protector en el GCS y GBS en consulta externa y hospitalización para zonas rurales, así como en la reducción del GBS en consulta externa para zonas rurales. Sin embargo, a nivel conglomerado, este estudio no encuentra un efecto significativo. Posteriormente, utilizando datos de la ENSANUT 2012, Ávila-Burgos et al. (2013) estiman el efecto del SP sobre la probabilidad de los hogares en incurrir en GCS mediante el método de pareamiento por puntaje de propensión. Sus resultados muestran que el SP reduce 3.6% la probabilidad de GCS y en 7.1% en hogares con enfermos diabéticos o hipertensos. De esta manera, los autores concluyen que el SP tiene un efecto positivo en protección financiera, principalmente en hogares con necesidad de salud. El estudio de Grogger, Arnold, León, y Ome (2015), a través de la modelación de una regresión logística, muestra resultados similares a los trabajos anteriormente citados, pero adicionalmente encuentran que el SP tiene efectos heterogéneos entre zonas rurales y urbanas.

A diferencia de los resultados de los estudios expuestos anteriormente, King et al., (2009) no encontraron un efecto del Seguro Popular sobre el gasto en medicamentos, indicadores de salud o utilización de servicios, esto lo hacen a través de un estudio con diseño experimental. Los autores sugieren la razón por la que se obtienen dichos resultados podrían ser que su estudio abarca un periodo muy corto o debido a posibles sesgos que los estudios observacionales no son capaces de evadir.

La mayoría de los estudios se enfocan en el impacto del SP, en menor medida, se encuentran trabajos que realicen un análisis comparativo entre la población afiliada al SP y afiliada a instituciones de seguridad social. Particularmente, Doubova et al. (2015) ofrecen un análisis de los efectos del Seguro Popular y la seguridad social preexistente sobre el acceso a servicios de salud de adultos mayores. Estos autores implementan la técnica de pareamiento por puntaje de propensión con datos de la ENSANUT 2012 y encuentran que el SP tiene un efecto de protección contra la carencia de acceso a servicios de salud, mientras que sólo la seguridad social tiene un efecto de protección contra el GCS, esto en comparación con la población que carece de algún tipo de seguridad en salud. Así mismo, Granados-Martínez y Nava-Bolaños (2019) se enfocan en la población de adultos mayores, utilizan datos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos del Hogar del 2008 al 2014. A través de la modelación de regresión logística estiman los determinantes del GCS en dicha población.



Encuentran que para la población mayor a 65 años el SP tiene un efecto protector, pero menor al de la Seguridad Social.

Por su parte, Nikoloski y Mossialos (2018), al igual que Galárraga et al. (2010), emplean el método de estimación por variables instrumentales para reducir el sesgo ocasionado por la afiliación al SP, pero adicionalmente utilizan dichas variables para la afiliación a la SS, además, en los datos usados incluye dos periodos de la ENSANUT, 2006 y 2012. Sus resultados muestran que la probabilidad de incurrir en GCS es menor para los hogares afiliados a algún tipo de seguridad con relación a los no afiliados; pero, al igual que Knaul et al. (2007), encuentran que el efecto del SP es menor. Similar a estos resultados, pero enfocándose en el gasto en medicinas específicamente, Wirtz, Santa-Ana-Téllez, Servan-Mori y Ávila-Burgos (2012) emplean diferentes técnicas econométricas (Modelo de selección de Heckman, pareo por puntaje de propensión y modelación con variables instrumentales) para realizar un estudio comparativo entre esquemas de seguridad en salud. Encuentran que la SS tiene una reducción considerable en el gasto en medicinas respecto a los que carecen de afiliación, mientras que el SP no presenta una reducción suficiente en este gasto.

Por otro lado, se encuentran estudios que examinan el GCS enfocándose con algún padecimiento, especialmente en enfermedades no transmisibles. Por ejemplo, Martínez-García et al. (2018) examinan el efecto de la estrategia gubernamental para cubrir el GCS en infarto de miocardio con elevación del segmento ST. Forman dos grupos con datos recopilados de expedientes médicos, con y sin SP. Emplean técnicas de análisis de supervivencia y máquinas de vector soporte, que les permite llegar a la conclusión que el SP resuelve de manera parcial el gasto catastrófico en el padecimiento; sin embargo, no modifica los resultados en términos de salud, específicamente readmisión hospitalaria, mortalidad y adherencia terapéutica. Además, existen estudios que evalúan los efectos del SP sobre la utilización de servicios médicos, tal es el caso del trabajo de Danese-dlSantos, Sosa-Rubí y Valencia-Mendoza (2011). Estos autores utilizan datos de la ENSANUT y la ENIGH para modelar la decisión de utilizar servicios médicos cuando experimentan una enfermedad, a través de un modelo multinomial. Sus principales hallazgos es que la probabilidad de utilizar servicios médicos ante una enfermedad aumentó del año 2000 al 2006. Este resultado fue diferenciado de acuerdo a institución y a estatus socioeconómico. La probabilidad de utilizar servicios brindados por la Secretaría de Salud incrementó en la población más pobre, mientras que la utilización de servicios privados aumentó en la población de ingresos bajos y medios.

De acuerdo a la literatura anteriormente expuesta, resulta de interés realizar estudios comparativos entre los esquemas de protección en salud en México, y más aún, considerar en el análisis las enfermedades no transmisibles que se han convertido en un problema de salud pública. De acuerdo con Frenk y Gómez-Dantés (2019), la exposición a estilos de vida no saludables en zonas urbanas está modificando las causas de enfermedad, incapacidad y muerte. México se encuentra en una transición caracterizada por un incremento predominante en enfermedades no transmisibles, principalmente, relacionadas con la obesidad como diabetes, hipertensión, problemas cardiacos y padecimientos renales, las cuales representan un problema de salud pública.

Más aún, estas enfermedades no son solamente un problema médico, sino que se extiende a otros componentes de la vida social, como el ámbito económico (Torres y Rojas, 2018); además de afectar la calidad de vida y la productividad de quienes las padecen, representan altos costos para el sistema de salud y para sus familias (Campos-Nonato et al., 2018; OCDE, 2016). En este sentido, las familias con integrantes que padecen dichas enfermedades se encuentran en un estado de alto grado

de vulnerabilidad ante riesgos financieros por motivos de salud debido a la posible disminución de sus ingresos y al incremento en el gasto en bienes y servicios para el cuidado de la salud, de ahí la pertinencia de enfocar el análisis a este sector de la población.

### 3. Metodología

Se examina el efecto de la seguridad en salud de México sobre indicadores de protección financiera en salud (PFS). El análisis se lleva a cabo mediante un diseño de estudio observacional (Rosenbaum, 2020) con datos de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 2018 (ENSANUT). Dicha encuesta se levantó en el período del 30 de julio del 2018 al 28 de junio del 2019 con el objetivo de actualizar el panorama sobre la frecuencia, distribución y tendencias de indicadores relevantes sobre condiciones de salud y nutrición, así como sus determinantes sociales; además, ofrece información sobre los programas y servicios de salud y nutrición (INEGI y INSP, 2019).

Otra posible fuente de información, comúnmente utilizada en la literatura para estudiar el gasto de bolsillo y gasto catastrófico por motivo de salud, es la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH). También ofrece información sobre salud, sin embargo, incluye preguntas sobre la detección de diabetes o presión arterial alta sin precisar si la enfermedad fue diagnosticada o en que institución ha sido tratado, de tal manera que, la ENSANUT resulta de mayor utilidad. Particularmente, la ENSANUT 2018 es la fuente de información más reciente que permite considerar la situación de la población afiliada a algún esquema de seguridad en salud antes de la transición institucional del SP al INSABI y la crisis sanitaria ocasionada por el COVID-19, lo que evita posibles sesgos en las estimaciones causados por dichos eventos.

La observación se realiza a nivel hogar, es la unidad apropiada para el análisis y para políticas públicas, dado que el bienestar de cada individuo dentro de una familia es interdependiente (Berki, 1986). Así, se seleccionan los hogares en donde reside por lo menos una persona diagnosticada con alguna de las siguientes enfermedades crónicas: diabetes, hipertensión, padecimientos cardiovasculares y/o renales graves. Estos se clasifican en tres grupos, según su acceso a servicios de salud: 1) SS, Instituciones de Seguridad Social (IMSS, ISSSTE, PEMEX, SEDENA Y SEMAR); 2) SP, Seguro Popular e IMSS Prospera; y 3) Sin acceso a algún tipo de seguridad (NS). Así, SP y SS serán las variables de exposición.

#### 3.1 Variables de resultado

Para examinar la protección contra el riesgo financiero por motivos de salud se construyen los indicadores usados como variables dependientes: 1) Gasto de bolsillo en salud (GBS), 2) Proporción del GBS respecto a la capacidad de pago (GBS\_CP), 3) Gasto Catastrófico en Salud (GCS) con umbrales de 10, 30 y 40 por ciento (GCS10 y GCS30 GCS40), 4) Gasto Empobrecedor en Salud (GES) y 5) Utilización de ahorros, préstamos, créditos bancarios, y empeño o venta de activos para cubrir gastos de salud (Doubova et al., 2015; Wagner et al., 2011).

Para generar el indicador de GBS se incluyen los gastos en salud contenidos en la ENSANUT 2018: gastos de hospitalización que requirieron ser internados por más de una noche; por pasar una

noche en hospital o una clínica de salud; cuidados o atención médica que no requiere hospitalización; dentista; cuidados y medicinas tradicionales; medicamentos; lentes, aparatos auditivos prótesis, etc.; diagnóstico y exámenes de laboratorio; y productos o servicios no mencionados antes (Xu y Organización Mundial de la Salud, 2005).

Los gastos que realiza una familia en cuidados de salud son considerados catastróficos cuando son relativamente significativos respecto a los recursos disponibles, así, las variables claves para la construcción del indicador de GCS son el gasto de bolsillo para cuidados de la salud y los recursos disponibles del hogar (O'Donnell, van Doorslaer, Wagstaff y Lindelow 2008). Se obtiene del cociente entre GBS y la capacidad de pago (CP), y se expresa como sigue (Xu y Organización Mundial de la Salud, 2005):

$$GBS_{CP} = \frac{GBS}{CP} \quad (1)$$

Donde CP es el ingreso menos el gasto en alimentación o gasto de subsistencia. Cabe mencionar que, para obtener CP se puede usar ingreso, gasto total o consumo, y cada uno tiene ventajas y desventajas (O'Donnell et al., 2008). En la literatura existe una extensa discusión sobre las diversas formas de estimar indicadores de protección financiera, así como sus ventajas y desventajas (véase, por ejemplo, Cylus, Thomson y Evetovits (2018); Gabani y Guinness (2019); Wagstaff(2008) y Wagstaff y Eozenou (2014)). Sin embargo, esa discusión queda fuera del alcance de este trabajo; se utiliza ingreso, principalmente, porque es la información disponible en ENSANUT. Esta encuesta no contiene el gasto total del hogar o de los residentes.

Se construyen indicadores de GCS con diferentes umbrales, así, el indicador GCS40 toma el valor de 1 si  $GBS_{CP}$  es mayor o igual a 0.40, y 0 si es menor; el indicador GCS30 toma el valor de 1 si  $GBS_{CP}$  es mayor o igual a 0.30, y 0 si es menor; de igual manera, el GCS10 toma el valor de 1 si es mayor o igual a 0.10.

Siguiendo con la metodología de Xu y Organización Mundial de la Salud (2005), un hogar empobrece cuando después de realizar pagos por motivos de salud se vuelve pobre. El indicador GES toma el valor de 1 cuando el ingreso del hogar es igual o mayor al Gasto de Subsistencia( $GSubs$ ), pero es menor al gasto de subsistencia al descontar el GBS:

$$GES = 1 \text{ si } (\text{ingreso} \geq GSubs) \text{ e } (\text{ingreso} - GBS < GSubs) \quad (2)$$

El indicador de utilización de ahorros, prestamos, y venta o empeños de activos del hogar toma el valor de 1 si la familia recurre a alguna de estos recursos y 0 en otro caso (Doubova et al., 2015; Wagner et al., 2011).

### 3.2 Covariables

Se consideran covariables comúnmente utilizadas en la literatura (Ávila-Burgos et al., 2013; Cinaroglu, 2018; Doubova et al., 2015; Galárraga et al., 2010; Knaul et al., 2007, 2011, 2018), éstas son características del jefe de familia como edad, sexo, estado civil y escolaridad; características del hogar como presencia de integrantes mayores de 65 años y menores de 5, etnicidad, si tiene personas

con algún tipo de discapacidad e ingreso per cápita del hogar. Además, se incluyen características de la zona de residencia como estrato rural o urbano e índice de marginación de la entidad federativa<sup>2</sup>. Dichas variables influyen en las necesidades de salud a lo largo de la vida y así en la demanda de servicios de salud (World Health Organization, 2019a), y es necesario incluirlas para disminuir sesgos en las estimaciones. En la tabla 1 se presenta un resumen de las variables utilizadas en este estudio en la que se especifica la construcción de cada una de ellas.

**Tabla 1.** Variables y definición de variables utilizadas en el estudio.

<b>Variables</b>	<b>Definición</b>
<b>Variables de exposición</b>	
Seguridad social	Variable dicotómica. Toma el valor de 1 si la familia está afiliada a alguna Institución de SS (IMSS, ISSSTE, PEMEX, SEDENA Y SEMAR) y 0 en caso de no tener acceso a algún tipo de seguridad en salud.
Seguro Popular	Variable dicotómica. Toma el valor de 1 si la familia está afiliada al SP o IMSS prospera y 0 en caso de no tener acceso a algún tipo de seguridad en salud.
<b>Variables resultado</b>	
Gasto de Bolsillo en salud (GBS)	Suma de los gastos en bienes y servicios para el cuidado de la salud.
Proporción del ingreso en GBS (GBS_CP)	Cociente entre GBS y el ingreso menos el gasto en alimentación.
GCS umbral 40%	Variable dicotómica. Toma el valor de 1 si GBS_CP mayor que 0.40, y 0 si es menor
GCS umbral 30%	Variable dicotómica. Toma el valor de 1 si GBS_CP mayor que 0.30, y 0 si es menor
GCS umbral 10%	Variable dicotómica. Toma el valor de 1 si GBS_CP mayor que 0.10, y 0 si es menor
Gasto Empobrecedor	Variable dicotómica. Toma el valor de 1 cuando el ingreso del hogar es igual o mayor al Gasto de Subsistencia, pero es menor al gasto de subsistencia al descontar el GBS, 0 en otro caso.
APCV	Variable dicotómica. Toma el valor de 1 si la familia utilizo ahorros, préstamos, créditos bancarios, y empeño o venta de activos para cubrir gastos de salud; 0 en otro caso.
<b>Características del jefe de Familia</b>	
Edad del jefe de familia	Variable categórica. Toma los siguientes valores según intervalos de edad: 0=18 a 34 (referencia), 1=35 a 50, 2=51 a 64, 3=65 y más.
Escolaridad del jefe de familia	Variable categórica. Toma los siguientes valores según la escolaridad: 0=Sin escolaridad o primaria inconclusa (referencia), 1=Primaria terminada, 2=Secundaria terminada, 3=Bachillerato terminado o más.
<b>Características del Hogar</b>	
Etnicidad	Variable dicotómica. Toma el valor de 1 si en el hogar se habla alguna lengua indígena, 0 en otro caso.

<sup>2</sup> El índice de marginación de obtuvo del Consejo Nacional de Población en: <https://www.gob.mx/conapo/documentos/indices-de-marginacion-2020-284372>

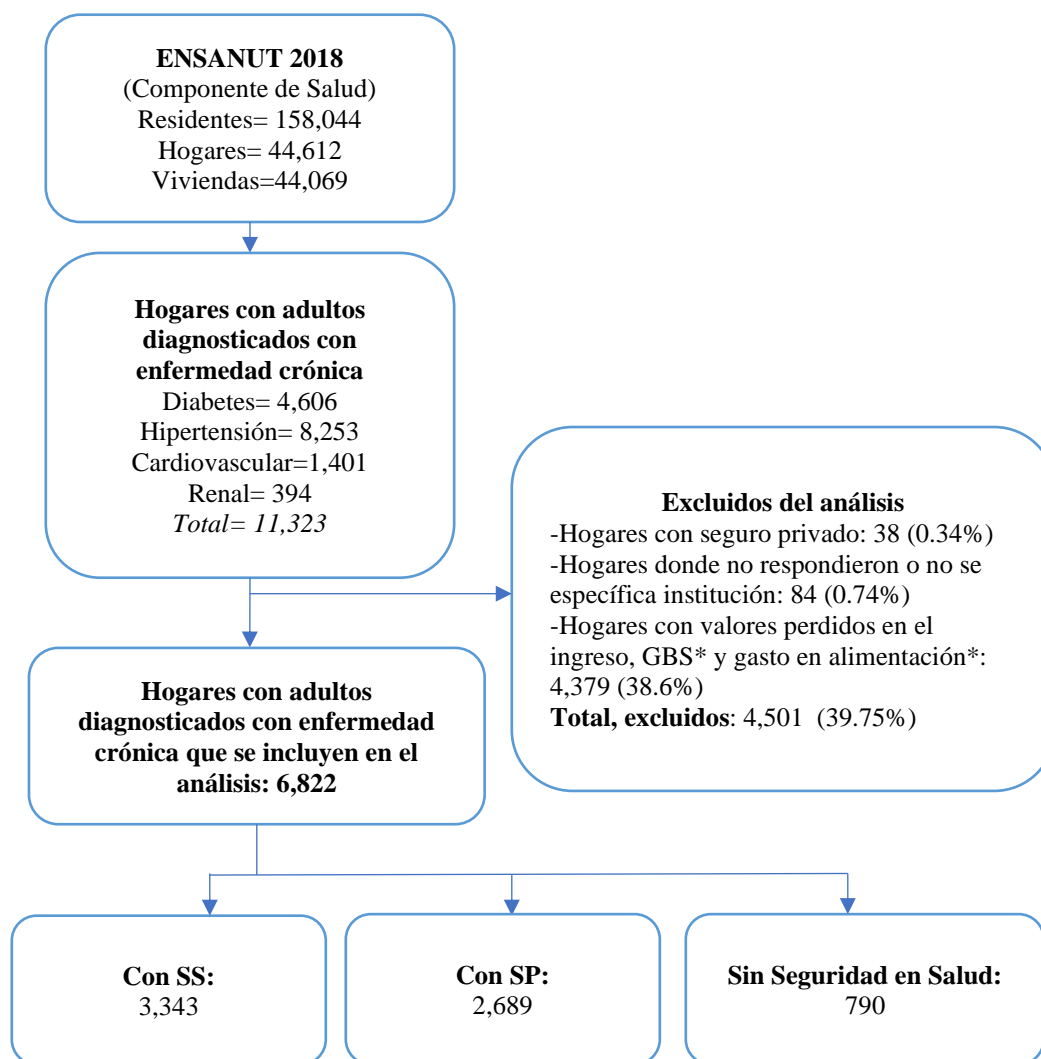
Presencia de mayores de 65 años	Variable dicotómica. Toma el valor de 1 si en el hogar hay integrantes mayores de 65 años, 0 en otro caso.
Presencia de menores de 5 años	Variable dicotómica. Toma el valor de 1 si en el hogar hay integrantes menores de 5 años, 0 en otro caso.
Presencia de discapacitados	Variable dicotómica. Toma el valor de 1 si en el hogar hay integrantes con discapacidad, 0 en otro caso.
Quintil del ingreso per cápita del hogar	Variable categórica. Toma los siguientes valores según quintil de ingreso per cápita del hogar: 0= quintil I (referencia), 1=quintil II, 2=quintil III, 3=quintil IV y 4=quintil V.
<b>Características del lugar de residencia</b>	
Grado de Marginación	Variable categórica. Toma los siguientes valores de acuerdo al grado de marginación de la entidad federativa donde reside el hogar: 0=muy bajo (referencia), 1=bajo, 2=medio, 3=alto y 4= muy alto.
Estrato de residencia	Variable categórica. Toma los siguientes valores de acuerdo al estrato rural urbano proporcionado por la ENSANUT: 0= Estrato I urbano (referencia), 1= estrato II, 2=estrato III y 3=estrato IV rural.

Fuente: Elaboración propia

### 3.3 Selección de población de estudio

En la figura 1 se muestra la selección de la población de estudio. La ENSANUT 2018 se aplicó para 50,654 hogares y tiene una tasa de respuesta del 87% (44,069 hogares), de los cuales en 11,323 reside un integrante con al menos una enfermedad crónica: 4,606 con diabetes, 8,253 con hipertensión, 1,401 con padecimientos cardiovasculares y 394 con problemas renales graves como insuficiencia renal.

En el análisis se han excluido los hogares con seguro privado, aquellos que no especificaron la institución pública a la que tienen acceso, así como aquellos que presentaron valores perdidos en el ingreso o en gastos relacionados con el GBS y la alimentación que superan el 20%. La exclusión de estos hogares se debe a que la falta de datos limita la construcción de los indicadores de protección financiera que se van a estudiar. A pesar de que el porcentaje de exclusión por valores perdidos es alto, la proporción entre los grupos analizados se mantiene aproximadamente igual: en el grupo de seguro social (SS) hay un 51% de hogares y en el grupo de seguro privado (SP) hay un 37%, mientras que el grupo sin seguro (NS) representa el 11% en ambos casos. En total, el análisis incluye 6,822 hogares, de los cuales 3,343 tienen seguro social, 2,689 tienen seguro privado y 790 no tienen seguro.



**Figura 1.** Selección de población de estudio

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Salud y Nutrición 2018.

Nota: \*Gasto de Bolsillo en Salud (GBS). Los hogares con más del 20% de valores perdidos en los indicadores utilizados para construir GBS y gasto en alimentación, fueron excluidos.

### 3.4 Análisis estadístico

Ante la asignación no aleatoria de la afiliación a la seguridad en salud, propia del diseño no experimental de la ENSANUT 2018, el efecto del SP y SS sobre los indicadores en protección en salud podrían verse afectados por variables confusoras y discrepancias asociadas a problemas de selección de la población analizada (Austin, 2011; Rosenbaum y Rubin, 1983). Para resolver este problema, el análisis estadístico se lleva a cabo mediante Pareo por Puntaje de Propensión (PSM, por sus siglas en inglés). Esta técnica permite evaluar el efecto de un programa o tratamiento usando datos observacionales en estudios no aleatorios, ya que reduce el sesgo asociado con variables observables (Khandker, Koolwal y Samad, 2010).

El puntaje de propensión es definido por Rosenbaum y Rubin (1983) como la probabilidad de asignación a un tratamiento condicionada a dadas covariables observadas. Así, el PSM construye un grupo de comparación estadística basado en un modelo de probabilidad de participar en el tratamiento (T) dadas las características observadas (X):  $P(X)=Pr(T=1|X)$ ; de tal manera, los individuos de ambos grupos, tratamiento y control, pueden ser pareados bajo ciertos supuestos (Khandker et al., 2010). De acuerdo con Rosenbaum y Rubin (1983), los supuestos necesarios son: 1) independencia condicional,  $(Y^T, Y^C) \perp\!\!\!\perp T|X$ , y 2) y presencia de soporte común,  $0 < P(T=1|X) < 1$ .

En el caso de esta investigación, se conduce el análisis de PSM en dos combinaciones: 1) SS (grupo de tratamiento) contra NS (grupo de control) , y 2) SP (grupo de tratamiento) contra NS (grupo de control).

Se realizan pruebas de  $\chi^2$  para variables categóricas con el objetivo de comparar las variables de estudio entre los tres grupos de análisis. Para la estimación del Puntaje de Propensión (PP), así como el análisis del soporte común y calidad del pareo, se utiliza el comando “*pscore*” del programa estadístico Stata. Este comando estima la PP dividiendo la población en bloques y se requiere obtener el balance de las covariables dentro de cada bloque para que se satisfaga la propiedad de balance del PP. Cabe señalar que se comprobó la presencia de soporte común y calidad de pareo.

Para estimar el Efecto Promedio de Tratamiento en los Tratados (ATTE, por sus siglas en inglés), se utilizó el método de vecino más cercano (comando *attnd*), usando el PP anteriormente estimado<sup>3</sup>. Como prueba de robustez, se presenta la estimación del ATTE con los métodos de *radius* y *kernel* (comandos *attr* y *atrk*, respectivamente). Si los resultados son similares, se asume que los hallazgos son más confiables (Khandker et al., 2010). Para una descripción más detallada sobre el procedimiento de estimación del PP y ATTE, revisar diversos estudios (Austin, 2011; Caliendo y Kopeinig, 2008; Dehejia y Wahba, 2002; Khandker et al., 2010; Rosenbaum y Rubin, 1983).

Cabe señalar que se utiliza el factor de expansión del hogar incluido en la ENSANUT para las pruebas de  $\chi^2$  , así como en la estimación de los PP y de los ATTE. Esto permite obtener algunos beneficios, Dugoff, Schuler y Stuart (2014) sugieren que la mayor ventaja del uso del factor de expansión de la encuesta, es que es la única posibilidad de generalizar los resultados a la población objetivo. Más aún, puede conducir a una mayor robustez y menor susceptibilidad a sesgos en el análisis (Ridgeway, Kovalchik, Griffin, y Kabeto, 2015). De acuerdo con los autores antes citados, incorporar algún tipo de ponderación con ajustes como el de “no respuesta” conduce a mejores inferencias. Cabe señalar que, el factor de expansión incluido en la ENSANUT fue construido con las probabilidades y ajustes de “no respuesta” (INEGI y INSP, 2020).

Es importante mencionar que los efectos de tratamiento pueden ser estimados por diferentes técnicas. El análisis de regresión, al igual que el método de PSM, es una técnica estadística comúnmente utilizada para remover el posible sesgo ocasionado por variables confusoras. Algunos estudios como el de Cepeda, Boston, Farrar y Strom (2003) han encontrado que, en general, las estimaciones por PSM son más precisas y robustas que las de la regresión logística. Adicionalmente, al estudiar el efecto de algún esquema de seguridad en salud se debe considerar que existe endogeneidad, es decir, que algún atributo en el hogar como un alto gasto en cuidados de la salud

---

<sup>3</sup> Aunque el comando calcula el PP y los efectos de tratamiento, no verifica si las covariables están adecuadamente balanceadas en el PP; por lo que se recomienda construirlos antes de estimar los efectos de tratamiento (Garrido et al., 2014).

afecta la decisión de afiliarse a algún esquema, en tal sentido el método PSM resulta adecuado para controlar dicha endogeneidad (Jeon y Kwon, 2013).

## 4. Resultados

En la tabla 2 se muestra la estadística descriptiva de los hogares con integrantes que padecen enfermedades crónicas. El 49% reportó tener afiliación al SS, 37% inscrito al SP, mientras que el 14% no tiene ningún tipo de seguridad en salud. El GBS representa el 5.62% del ingreso para los afiliados al SS, mientras que el 6.4 y 7.17 por ciento para afiliados al SP y sin seguridad en salud, respectivamente. La prevalencia del GCS en los tres umbrales analizados, el GES, y Utilización de ahorros, préstamos y venta de bienes es menor para los hogares afiliados al SS, seguido por los del SP; cabe señalar que en el grupo NS se muestra un mayor porcentaje de hogares que incurrieron en estos indicadores.

La escolaridad del jefe de familia muestra diferencias entre los grupos de hogares, mientras que en el de SS se nota una mayor concentración en los grados de escolaridad de secundaria terminada y bachillerato o mayor, 29 y 33 por ciento; en el de SP se concentran en la categoría de sin estudio o primaria inconclusa, 39%. En cuanto a las características del hogar, el grupo de SP reporta mayor porcentaje de familias indígenas y con menores de 5 años, 13 y 25 por ciento respectivamente. El grupo SS muestra mayor porcentaje de hogares con adultos mayores de 64 años. En la variable de ingreso per cápita, el grupo SS muestra mayor concentración en los quintiles altos; 20% en el tercero y en el cuarto, y 25% en el quinto. Por otro lado, el SP registra mayor concentración en los quintiles bajos; 20% en el tercero, 26% en el segundo y 29% en el primero.

En características del lugar de residencia, los tres grupos registran mayor concentración en el estrato 2. Por otra parte, en los grupos SP se muestra mayor porcentaje de hogares en las entidades de alto grado de marginación 38 por ciento. El grupo SS muestra apenas el 6% en estados con muy alto grado de marginación.

**Tabla 2.** Estadística descriptiva de las principales variables utilizadas por esquema de aseguramiento.

<i>Variables</i>	<b>Con SS</b>		<b>Con SP</b>		<b>NS</b>	
	<b>Media</b>	<b>Desv. Est.</b>	<b>Media</b>	<b>Desv. Est.</b>	<b>Media</b>	<b>Desv. Est.</b>
Hogares en muestra	3,343		2,689		790	
<i>Porcentaje</i>	49%		39%		12%	
Hogares en muestra (expandido)	2,412,327		1,806,391		679,070	
<i>Porcentaje (expandido)</i>	49%		37%		14%	
<i>Ingreso</i>	146,303.74	146,979.68	95,538.36	104,491.03	130,484.36	153,191.88
<b><i>Variables de Resultado</i></b>						
<i>Gasto de Bolsillo en salud</i>	6,160.21	21,793.80	5,206.00	16,351.04	6,690.62	18,666.12
<i>Proporción del ingreso en GBS (%)</i>	5.62		6.40		7.17	
<i>GCS umbral 40% (%)</i>	2.82		4.53		4.93	



<i>GCS umbral 30% (%)</i>	5.10		7.30		8.42	
<i>GCS umbral 10% (%)</i>	15.96		20.64		21.20	
<i>Gasto Empobrecedor (%)</i>	2.44		4.50		5.40	
<i>APCV (%)</i>	23.67		32.06		37.00	
<b>Covariables</b>						
<i>Edad del jefe de familia</i>						
<i>18 a 34 años</i>	0.79	0.27	0.11	0.31	0.10	0.30
<i>35 a 50 años</i>	0.32	0.47	0.33	0.47	0.36	0.48
<i>51 a 64 años</i>	0.37	0.48	0.37	0.48	0.38	0.48
<i>64 años y más</i>	0.24	0.42	0.19	0.39	0.15	0.36
<i>Escolaridad del jefe de familia</i>						
<i>Sin o con primaria inconclusa</i>	0.19	0.39	0.37	0.48	0.28	0.45
<i>Primaria terminada</i>	0.19	0.39	0.28	0.45	0.22	0.42
<i>Secundaria terminada</i>	0.29	0.45	0.25	0.43	0.25	0.44
<i>Bachillerato o mayor</i>	0.33	0.47	0.09	0.29	0.24	0.43
<i>Etnicidad</i>	0.05	0.22	0.13	0.34	0.08	0.28
<i>Presencia mayores de 65 años</i>	0.31	0.46	0.27	0.44	0.21	0.41
<i>Presencia menores de 5 años</i>	0.17	0.38	0.25	0.43	0.19	0.39
<i>Presencia de discapacitados</i>	0.14	0.34	0.32	0.47	0.17	0.37
<i>Quintil del ingreso per cápita del hogar</i>						
<i>I</i>	0.14	0.35	0.29	0.45	0.17	0.37
<i>II</i>	0.20	0.40	0.26	0.44	0.22	0.42
<i>III</i>	0.20	0.40	0.20	0.40	0.21	0.41
<i>IV</i>	0.20	0.40	0.14	0.35	0.17	0.38
<i>V</i>	0.25	0.44	0.10	0.30	0.23	0.42
<i>Grado de Marginación</i>						
<i>Muy bajo</i>	0.26	0.44	0.12	0.33	0.20	0.40
<i>Bajo</i>	0.30	0.45	0.19	0.40	0.32	0.47
<i>Medio</i>	0.16	0.36	0.14	0.35	0.08	0.28
<i>Alto</i>	0.23	0.42	0.38	0.49	0.29	0.46
<i>Muy Alto</i>	0.06	0.24	0.16	0.36	0.10	0.30
<i>Estrato de residencia</i>						
<i>Estrato I o Zonas Urbanas</i>						
<i>I</i>	0.07	0.25	0.34	0.47	0.11	0.35
<i>II</i>	0.52	0.50	0.55	0.50	0.58	0.49
<i>III</i>	0.31	0.46	0.09	0.29	0.23	0.42
<i>IV (Rural)</i>	0.11	0.30	0.02	0.14	0.08	0.27

Fuente: Elaboración propia con datos de ENSANUT 2018.

Nota: Se utiliza el factor de expansión de la encuesta para la estimación

Las estimaciones del PP son presentadas en la tabla 4 del anexo, cabe mencionar que se comprobó la existencia de soporte común y calidad del pareo. En la tabla 3 se muestran los resultados

de la estimación del efecto de la seguridad en salud sobre las variables de protección financiera en salud, se presentan en dos combinaciones, SS contra NS y SP contra NS. Considerando el método de pareo de vecino más cercano, el SS muestra una reducción del GBS de \$3,014.27, mientras que el SP de \$1,312.74 y no fue estadísticamente significativo. Estos montos son equivalentes a 34.11 y 14.85 salarios mínimos<sup>4</sup> respectivamente. Sin embargo, es de notar que cuando se considera la razón de este gasto respecto a la capacidad de pago, GBS/CP, ambos esquemas de seguridad tienen efectos similares (SS:-2.2% y SP:-2.1%).

Más aún, en el GCS con umbral de 10% se tiene una reducción de 8% en SS y 7.4% en SP, pero en el GCS con umbral de 30%, el SS muestra una mayor reducción (4.4%), en comparación con la de SP (4%). Al aumentar el umbral del CGS a 40%, la reducción de SS es de 4% y del SP 2.8% (no estadísticamente significativo). Respecto a la utilización de ahorros, préstamos y venta de bienes del hogar, en SS se reporta una reducción de 8%, este indicador no es estadísticamente significativo en el caso de SP. Cabe mencionar que estos resultados son consistentes al aplicar diferentes técnicas de estimación de ATTE. Por otro lado, el efecto en GES, no fue significativo para SS y no fue consistente para SP.

**Tabla 3.** Efecto de los esquemas de seguridad en salud sobre indicadores de Protección Financiera en Salud

Indicador de protección financiera	SS vs Sin Seguridad					
	Vecino más cercano		Radius		Kernel	
	Coef. ATTE	Est. t	Coef. ATTE	Est. t	Coef. ATTE	Est. t
GBS	-3,014.27	2.404	-2541.85	-2.58	-2471.94	-2.83
Razón GBS/CP	-0.022	2.57	-0.021	-2.83	-0.021	-3.18
GES	-0.011	-1.017	-0.003	-0.48	-0.006	-0.99
GCS umbral de 10%	-0.08	-2.968	-0.074	-3.5	-0.071	-3.72
GCS umbral de 30%	-0.044	-2.627	-0.036	-2.53	-0.36	-2.85
GCS umbral de 40%	-0.04	-2.89	-0.034	-3.17	-0.033	-3.09
Utilización de préstamos, ahorros y/o venta de activos del hogar	-0.08	-3.245	-0.079	-3.47	-0.082	-4

Indicador de protección financiera	SS vs Sin Seguridad					
	Vecino más cercano		Radius		Kernel	
	Coef. ATTE	Est. t	Coef. ATTE	Est. t	Coef. ATTE	Est. t
GBS	1,312.74	-0.91	-1232.39	-1.26	-1299.95	-1.37
Razón GBS/CP	-0.021	-2.151	-0.02	-2.59	-0.018	-2.33
GES	-0.19	-1.528	-0.01	-2.03	-0.007	-0.99
GCS umbral de 10%	-0.074	-2.455	-0.07	-3.14	-0.063	-2.89
GCS umbral de 30%	-0.04	-2.061	-0.033	-2.2	-0.3	2.01
GCS umbral de 40%	-0.028	-1.788	-0.022	-1.84	-0.02	-1.71

<sup>4</sup> Salario mínimo vigente a partir del 1 de enero del 2018, Secretaría del Trabajo y Previsión Social.

Utilización de préstamos, ahorros y/o venta de activos del hogar	-0.011	-0.362	-0.011	-0.46	-0.003	-0.13
--	--------	--------	--------	-------	--------	-------

Fuente: Estimaciones propias con datos de la ENSANUT 2018.

Notas: ATTE, Efecto Promedio de Tratamiento en los Tratados. La estimación del puntaje de propensión es presentada en el apéndice. El análisis considera el factor de expansión de la muestra.

En general, estos resultados muestran que ambos esquemas de salud tienen un efecto protector en su población objetivo y son similares al considerar el umbral bajo de proporción del ingreso disponible o capacidad de pago dedicado a cubrir gastos de salud. Sin embargo, el efecto protector del SS se vuelve mayor que el del SP al considerar un umbral más alto en el GCS, así como en la protección contra la utilización de ahorros, préstamos y venta de bienes del hogar. Esto muestra evidencia de la desigualdad del sistema de salud mexicano en cuanto a la protección de riesgo financiero por motivos de salud, particularmente en hogares con cierto grado de vulnerabilidad, tal como en los que existen integrantes con enfermedades crónicas.

## 5. Conclusión

El objetivo de este trabajo fue analizar el efecto de los distintos esquemas de seguridad en salud sobre la protección financiera para hogares con enfermos crónicos. En general, se muestra evidencia de la desigualdad en la protección financiera existente entre los esquemas de SS y SP. Esto es relevante en el contexto de enfermedades crónicas, dado que el gasto privado y excesivo, no solo afecta las finanzas familiares, sino que desalienta a acudir a servicios de salud y a posponer revisiones médicas (World Health Organization, 2010, 2019a). En estos padecimientos, la falta de tratamiento conduce a serias complicaciones y a muerte prematura (Grills, 2019).

En la mayoría de los estudios sobre protección financiera para México citados en este trabajo, se adoptan como indicadores el gasto de bolsillo y el gasto catastrófico con umbral de 30%, mientras que en la presente investigación se amplía la gama de indicadores, lo que permite realizar el análisis desde diferentes perspectivas. Si bien, el gasto de bolsillo es relevante no refleja la carga financiera en el hogar, pues una familia con un nivel de ingresos altos podrá tener un gasto más elevado que una de bajos ingresos. Por lo tanto, al complementar el análisis con la razón del GBS/CP como indicador, se capta la carga financiera que representa este gasto de acuerdo a la capacidad de pago (Rodríguez, 2021). Los resultados obtenidos, muestran que la SS tiene un efecto mayor al del SP en el indicador de gasto de bolsillo (GBS), sin embargo, el efecto de ambos esquemas en el indicador de razón GBS/CP fueron similares. Una explicación a este hallazgo puede encontrarse en la distribución del ingreso, en la tabla 2 se muestra que los hogares afiliados al SP se encuentran concentrados en los quintiles de bajos ingresos, mientras que los afiliados al SS tienen una distribución más uniforme. En este sentido, al considerar la capacidad de pago, los resultados sugieren que ambos esquemas brindan una protección similar, relativamente.

De manera complementaria, construir el indicador de gasto catastrófico en diferentes umbrales permite realizar el análisis en términos de nivel de protección. Los resultados muestran que en un umbral de 10%, ambos esquemas tienen un efecto similar. Sin embargo, al incrementar el umbral a 30 y 40 por ciento, el efecto de la SS disminuye, pero se mantiene consistente y

estadísticamente significativo; mientras que el efecto del SP decrece de manera más acelerada y pierde significancia estadística. Más aún, la SS mostró protección contra el uso de recursos alternativos al ingreso, como préstamos, uso de ahorros y/o ventas de activos; mientras que el SP no lo tuvo.

En particular, los hallazgos de este trabajo fortalecen la evidencia mostrada en la literatura sobre el efecto de protección financiera que ofrece el SP, este programa ha sido evaluado sistemáticamente desde su creación a través de diversas metodologías (Ávila-Burgos et al., 2013; Galárraga et al., 2010; Knaul et al., 2007, 2018; Sosa-Rubí et al., 2011). Los resultados de este estudio fueron consistentes, en cuanto al efecto del SP en hogares con enfermos crónicos, con los obtenidos por Ávila-Burgos et al. (2013). En su trabajo muestran los efectos del SP sobre la probabilidad de incurrir en GBS, en incidencia del GBS excesivo (mayor o igual al 30% respecto al gasto total del hogar), y la diferencia del gasto en salud; lo hicieron a nivel nacional, para hogares con presencia de enfermos de diabetes y presión arterial, y para hogares con integrantes hospitalizados en el último año.

Más aún, los resultados sobre la desigualdad en protección financiera entre los esquemas de seguridad son similares a los expuestos por Doubova et al. (2015). Su población de estudio eran los hogares con presencia de adultos mayores; implementando el método de PSM, encontraron que el SP solo tiene un efecto protector sobre la falta de acceso a servicios de salud, mientras que el SS además tiene efecto protector contra el riesgo financiero. El presente trabajo también ofrece evidencia de la desigualdad de protección financiera entre los esquemas de seguridad, sin embargo, a diferencia de los resultados del estudio anteriormente citado, se encuentra que el SP sí otorga protección financiera, pero en menor grado que el SS, esto a pesar que se sigue una metodología similar. Esta diferencia en los resultados con Doubova et al. (2015) puede ser debido a que el uso de servicios de salud es más intensivo en hogares con integrantes que padecen enfermedades crónicas en comparación con los que tienen integrantes adultos mayores.

Siguiendo con lo anterior, la desigualdad en la protección financiera persiste, especialmente, en hogares con enfermedades crónicas a pesar de que ambos esquemas de seguridad en salud ofrecen diagnóstico y tratamiento de las enfermedades crónicas que se incluyen en este estudio, pero no completamente en el caso del SP a pesar de que el gasto per cápita total es muy similar (OCDE, 2016). Por ejemplo, el SP no cubría infartos cardíacos en adultos mayores a 60 años, los accidentes cerebrovasculares y la diálisis después de la insuficiencia renal (OCDE, 2016).

Más aún, en algunos estudios como el de Hernández-Ibarra y Mercado-Martínez (2013) se documenta que los enfermos crónicos afiliados al SP enfrentan dificultades y carencias para recibir servicio de salud y medicamentos, principalmente por la saturación de las unidades médicas. Además, los medicamentos no son utilizados con frecuencia debido a que la unidad no dispone de ellos, el SP los cubre parcialmente o los excluyen por considerarlos de mala calidad. Así mismo, Molina y Palazuelos (2014), mediante una metodología cualitativa, encuentran que la gente de bajos recursos era menos propensa a recibir servicios en clínicas del SP debido a que los inventarios de los hospitales estaban vacíos y los medicamentos para algunos pacientes nunca llegaban.

Dadas las importantes implicaciones de la protección financiera en hogares con enfermos crónicos, se considera como un área de oportunidad dirigir acciones públicas y en el sistema

financiero a mejorar el paquete de beneficios del SP (ahora INSABI), principalmente en la atención de segundo y tercer nivel para enfermos crónicos, en los cuales los gastos se incrementan y el riesgo de afectar la economía familiar es mayor. De no hacerlo, se corre el riesgo de afianzar la desigualdad económica en hogares con enfermos crónicos.

Por último, se debe de considerar que este estudio tiene algunas limitaciones. Primero, como mencionan Ávila-Burgos et al. (2013) la fuente de información, ENSANUT, no fue diseñada para medir efectos del gasto de los hogares, pero permite vincular el estado de salud y características socioeconómicas. Segundo, la estimación de efecto mediante los métodos de Puntaje de Propensión es reconocida en la literatura econométrica por ser sensible a variables no observadas, en este caso, no se puede descartar la existencia de variables no observadas que determinen la afiliación al SS o al SP. Tercero, el análisis toma al SP como esquema de protección en salud, el cual ya fue sustituido por el INSABI; sin embargo, se encuentra funcionando aún con irregularidad, por lo que generar información del esquema de SP puede coadyuvar como manera de aprendizaje para una mejor toma de decisiones en la generación de la nueva política. Así mismo, utilizar información del 2018 proporciona algunos beneficios, en este año el SP alcanza su mayor nivel de consolidación; además, se evitan posibles sesgos en el análisis, ocasionados por la transición institucional y por la pandemia de COVID-19.

## Referencias

- [1] Arrow, K. J. (1963). Uncertainty and the welfare economics of medical care. *The American Economic Review*, 53(5), 1–34. <https://doi.org/10.1215/03616878-26-5-851>
- [2] Atella, V., Brunetti, M., y Maestas, N. (2012). Household portfolio choices, health status and health care systems: A cross-country analysis based on SHARE. *Journal of Banking and Finance*, 36, 1320–1335. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.11.025>
- [3] Austin, P. C. (2011). An introduction to propensity score methods for reducing the effects of confounding in observational studies. *Multivariate Behavioral Research*, 46(3), 399–424. <https://doi.org/10.1080/00273171.2011.568786>
- [4] Ávila-Burgos, L., Serván-Mori, E., Wirtz, V. J., Sosa-Rubí, S. G., y Salinas-Rodríguez, A. (2013). Efectos del Seguro Popular sobre el gasto en salud en hogares mexicanos a diez años de su implementación. *Salud Publica de México*, 55(Suppl 2), S91–S99. <https://doi.org/10.21149/spm.v55s2.5103>
- [5] Baird, K. E. (2016). The incidence of high medical expenses by health status in seven developed countries. *Health Policy*, 120(1). <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2015.10.004>
- [6] Barquera, S., Hernández-Barrera, L., Trejo-Valdivia, B., Shamah, T., Campos-Nonato, I., y Rivera-Dommarco, J. (2020). Obesidad en México, prevalencia y tendencias en adultos. *ENSANUT 2018-19. Salud Pública de México*, 62(6), 682–692. <https://doi.org/10.21149/11630>
- [7] Berki, S. E. (1986). A look at catastrophic medical expenses and the poor. *Health Affairs*, 5(4), 138–145. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.5.4.138>
- [8] Bloom, D. E., y Canning, D. (2009). Population Health and Economic Growth. M. Spence y M. Lewis (Eds.), *Health and Growth* (pp. 53-76). Washington, DC: The World Bank. <https://doi.org/10.1596/978-0-8213-7659-1>
- [9] Bloom, D. E., Canning, D., y Sevilla, J. (2004). The effect of health on economic growth: A production function approach. *World Development*, 32(1), 1–13. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2003.07.002>

- [10] Caliendo, M., y Kopeinig, S. (2008). Some Practical Guidance for the Implamantation of Propensity Score Matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31–72. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00527.x>
- [11] Campos-Nonato, I., Cuevas Nasu, L., González Castell, L. D., Hernández-Barrera, L., Shamah Levy, T., González de Cosío Martínez, T., y Rivera-Dommarco, J. (2018). Epidemiología de la obesidad y sus principales comorbilidades en México. J. Á. Rivera-Dommarco, M. A. Colchero, M. L. Fuentes, T. González de Cosío Martínez, C. A. Aguilar Salinas, G. Hernández Licona, y S. Barquera (Eds.), *La obesidad en México. Estado de la política pública y recomendaciones para su prevención y control* (pp. 31–40). Cuernavaca, México: Instituto Nacional de Salud Pública.
- [12] Cepeda, M. S., Boston, R., Farrar, J. T., y Strom, B. L. (2003). Comparison of logistic regression versus propensity score when the number of events is low and there are multiple confounders. *American Journal of Epidemiology*, 158(3), 280–287. <https://doi.org/10.1093/aje/kwg115>
- [13] Cinaroglu, S. (2018). Demographic and Welfare State Predictors of Out-of-Pocket Health Expenditures: A Path Analytic Model. *Journal of Social Service Research*, 44(4), 569–586. <https://doi.org/10.1080/01488376.2018.1477703>
- [14] CONEVAL. (2021). Nota técnica sobre la carencia por acceso a los servicios de salud, 2018-2020 (Documento Técnico). Recuperado de [https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Documents/MMP\\_2018\\_2020/Notas\\_pobreza\\_2020/Nota\\_tecnica\\_sobre\\_la\\_carencia\\_por\\_acceso\\_a\\_los\\_servicios\\_de\\_salud\\_2018\\_2020.pdf](https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Documents/MMP_2018_2020/Notas_pobreza_2020/Nota_tecnica_sobre_la_carencia_por_acceso_a_los_servicios_de_salud_2018_2020.pdf)
- [15] Cruz León, A. H., Trejo García, J. C., y Ríos Bolívar, H. (2019). Desarrollo de un modelo logit para examinar el comportamiento del ahorro en la región centro de México, de acuerdo al perfil de los hogares. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 14(1), 57–77. <https://doi.org/10.21919/remef.v14i1.359>
- [16] Cylus, J., Thomson, S., y Evetovits, T. (2018). Catastrophic health spending in Europe: Equity and policy implications of different calculation methods. *Bulletin of the World Health Organization*, 96, 599–609. <https://doi.org/10.2471/BLT.18.209031>
- [17] Danese-dlSantos, L. G., Sosa-Rubí, S. G., y Valencia-Mendoza, A. (2011). Analysis of changes in the association of income and the utilization of curative health services in Mexico between 2000 and 2006. *BMC Public Health*, 11. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-11-771>
- [18] Decker, S., y Schmitz, H. (2016). Health shocks and risk aversion. *Journal of Health Economics*, 156–170. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2016.09.006>
- [19] Dehejia, R. H., y Wahba, S. (2002). Propensity Score-Matching Methods for nonexperimental causal studies. *The Review of Economics and Statistics*, 84(1), 151–161. <https://doi.org/10.1162/003465302317331982>
- [20] Doubova, S. V., Pérez-Cuevas, R., Canning, D., y Reich, M. R. (2015). Access to healthcare and financial risk protection for older adults in Mexico: Secondary data analysis of a national survey. *BMJ Open*, 5. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2015-007877>
- [21] Dugoff, E. H., Schuler, M., y Stuart, E. A. (2014). Generalizing observational study results: Applying propensity score methods to complex surveys. *Health Services Research*, 49(1), 284–303. <https://doi.org/10.1111/1475-6773.12090>
- [22] Frenk, J., y Gómez-Dantés, O. (2019). Health System in Mexico. En E. V. Ginneken y R. Busse (Eds.), *Health Care Systems and Polices*. New York, EE. AA: Springer. [https://doi.org/10.1007/978-1-4614-6419-8\\_13-1](https://doi.org/10.1007/978-1-4614-6419-8_13-1)
- [23] Frenk, J., Sepúlveda, J., Gómez-Dantés, O., y Knaul, F. M. (2003). Evidence-based health policy: Three generations of reform in Mexico. *The Lancet*, 362, 1667–1671. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(03\)14803-9](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(03)14803-9)

- [24] Gabani, J., y Guinness, L. (2019). Households forgoing healthcare as a measure of financial risk protection: An application to Liberia. *International Journal for Equity in Health*, 18(1), 1–12. <https://doi.org/10.1186/s12939-019-1095-y>
- [25] Galárraga, O., Sosa-Rubí, S. G., Salinas-Rodríguez, A., y Sesma-Vázquez, S. (2010). Health insurance for the poor: Impact on catastrophic and out-of-pocket health expenditures in Mexico. *European Journal of Health Economics*, 11, 437–447. <https://doi.org/10.1007/s10198-009-0180-3>
- [26] Garrido, M. M., Kelley, A. S., Paris, J., Roza, K., Meier, D. E., Morrison, R. S., y Aldridge, M. D. (2014). Methods for constructing and assessing propensity scores. *Health Research and Educational Trust*, 49(5), 1701–1720. <https://doi.org/10.1111/1475-6773.12182>
- [27] Global Burden of Diseases. (2018). Global, regional, and national incidence, prevalence, and years lived with disability for 354 diseases and injuries for 195 countries and territories, 1990-2017: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2017. *The Lancet*, 392, 1789–1858. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(18\)32279-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(18)32279-7)
- [28] Gertler, P., y Gruber, J. (2002). Insuring consumption against illness. *American Economic Review*, 92(1), 51–70. <https://doi.org/10.1257/000282802760015603>
- [29] Gómez Fröde, C. (2017). El Sistema de Salud en México. *Revista CONAMED*, 22(3), 129–135. Recuperado de: <https://www.medigraphic.com/cgi-bin/new/resumen.cgi?IDARTICULO=79318>
- [30] González Block, M. Á., Reyes-Morales, H., Cahuana-Hurtado, L., Balandrán, A., y Méndez, E. (2020). *Health Systems in Transition: Mexico*. Toronto: University of Toronto Press. <https://doi.org/10.3138/9781487538422>
- [31] Granados-Martínez, A., y Nava-Bolaños, I. (2019). Gastos catastróficos por motivos de salud y hogares con personas mayores en México. *Papeles de población*, 25(99), 113–141. <https://doi.org/10.22185/24487147.2019.99.05>
- [32] Grills, N. (2019). Non-communicable and chronic diseases. T. Lankester y N. Grills (4a ed.), *Setting up Community Health and Development Programmes in Low and Middle Income Settings* (pp. 388-403). Oxford: Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/med/9780198806653.003.0022>
- [33] Grogger, J., Arnold, T., León, A. S., y Ome, A. (2015). Heterogeneity in the effect of public health insurance on catastrophic out-of-pocket health expenditures: The case of Mexico. *Health Policy and Planning*, 30(5), 593–599. <https://doi.org/10.1093/heapol/czu037>
- [34] Gutiérrez, J. P., García-Saisó, S., Espinosa-de la Peña, R., y Balandrán, D. A. (2016). Monitoreo de la desigualdad en protección financiera y atención a la salud en México: Análisis de las encuestas de salud 2000, 2006 y 2012. *Salud Publica de México*, 58, 639–647. <https://doi.org/10.21149/spm.v58i6.7920>
- [35] Hernández-Ibarra, L. E., y Mercado-Martínez, F. J. (2013). Estudio cualitativo sobre la atención médica a los enfermos crónicos en el Seguro Popular. *Salud Pública de México*, 55, 179–184. <https://doi.org/10.1590/s0036-36342013000200009>
- [36] Hsu, J., Flores, G., Evans, D., Mills, A., y Hanson, K. (2018). Measuring financial protection against catastrophic health expenditures: Methodological challenges for global monitoring. *International Journal for Equity in Health*, 17(69), 1–13. <https://doi.org/10.1186/s12939-018-0749-5>
- [37] INEGI, y INSP. (2019). Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 2018. Diseño conceptual. [http://www.beta.inegi.org.mx/proyectos/enchogares/regulares/ensanut/2018/doctos/ensanut\\_2018\\_diseno\\_conceptual.pdf](http://www.beta.inegi.org.mx/proyectos/enchogares/regulares/ensanut/2018/doctos/ensanut_2018_diseno_conceptual.pdf)
- [38] INEGI, y INSP. (2020). Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 2018. Estructura de la base de datos. [http://www.beta.inegi.org.mx/proyectos/enchogares/regulares/ensanut/2018/doctos/ensanut\\_2018\\_estructura\\_bd.pdf](http://www.beta.inegi.org.mx/proyectos/enchogares/regulares/ensanut/2018/doctos/ensanut_2018_estructura_bd.pdf)
- [39] Instituto Nacional de Salud Pública. (2018). Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 2018. Presentación de Resultados. <http://ensanut.insp.mx/informes/ENSANUT2018PresentacionResultados.pdf>

- [40] Jeon, B., y Kwon, S. (2013). Effect of private health insurance on health care utilization in a universal public insurance system: A case of South Korea. *Health Policy*, 113, 69–76. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2013.05.007>
- [41] Khandker, S. R., Koolwal, G. B., y Samad, H. A. (2010). *Handbook on Impact Evaluation. Quantitative Methods and Practice*. Washington, DC: The World Bank. <https://doi.org/10.1596/978-0-8213-8028-4>
- [42] King, G., Gakidou, E., Imai, K., Lakin, J., Moore, R. T., Nall, C., Ravishankar, N., Vargas, M., Téllez-Rojo, M. M., Hernández Ávila, J. E., Hernández Ávila, M., y Llamas, H. H. (2009). Public policy for the poor? A randomised assessment of the Mexican universal health insurance programme. *The Lancet*, 373, 1447–1454. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(09\)60239-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(09)60239-7)
- [43] Knaul, F. M., Arreola-Ornelas, H., Méndez-Carniado, O., Bryson-Cahn, C., Barofsky, J., Maguire, R., Miranda, M., y Sesma, S. (2007). Las evidencias benefician al sistema de salud: reforma para remediar el gasto catastrófico y empobrecedor en salud en México. *Salud Publica de México*, 49(SUPPL. 1), 70–87. <https://doi.org/10.1590/s0036-36342007000700010>
- [44] Knaul, F. M., Arreola-Ornelas, H., Méndez, O., y Martínez, A. (2005). Justicia financiera y gastos catastróficos en salud: Impacto del Seguro Popular de Salud en México. *Salud Publica de México*, 47(SUPPL. 1), 54–65. <https://doi.org/10.21149/9064>
- [45] Knaul, F. M., Arreola-Ornelas, H., Wong, R., Lugo-Palacios, D. G., y Méndez-Carniado, O. (2018). Efecto del Seguro Popular de Salud sobre los gastos catastróficos y empobrecedores en México, 2004-2012. *Salud Pública de México*, 60(2), 130–140. <https://doi.org/10.21149/9064>
- [46] Knaul, F. M., Wong, R., Arreola-Ornelas, H., y Méndez, O. (2011). Household catastrophic health expenditures: A comparative analysis of twelve latin American and Caribbean countries. *Salud Publica de México*, 53(SUPPL. 2), 85–95. <https://saludpublica.mx/index.php/spm/article/view/5031>
- [47] Liu, J., Lu, R., Yi, R., y Zhang, T. (2017). Modelling optimal asset allocation when households experience health shocks. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 49(1), 245–261. <https://doi.org/10.1007/s11156-016-0589-6>
- [48] Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *Journal of Finance*, 7, 77–91. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x>
- [49] Martínez-García, M., Vargas-Barrón, J., Bañuelos-Téllez, F., González-Pacheco, H., Fresno, C., Hernández-Lemus, E., Martínez-Ríos, M. A., y Vallejo, M. (2018). Public insurance program impact on catastrophic health expenditure on acute myocardial infarction. *Public Health*, 158, 47–54. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2018.01.025>
- [50] Martínez-Trejo, L. O. (2018). Sistema de Salud en México. Encrucijada, *Revista Electrónica del Centro de Estudios en Administración Pública*, 29, 1–15. <https://doi.org/https://doi.org/10.22201/fcpys.20071949e.2018.29.64784>
- [51] Molina, R. L., y Palazuelos, D. (2014). Navigating and Circumventing a Fragmented Health System: The Patient's Pathway in the Sierra Madre Region of Chiapas, Mexico. *Medical Anthropology Quarterly*, 28(1), 23–43. <https://doi.org/10.1111/maq.12071>
- [52] Mushkin, S. J. (1962). Investment in Human Beings. *The Journal of Political Economy*, 70, 129–157. <http://www.nber.org/books/univ62-3>
- [53] Nikoloski, Z., y Mossialos, E. (2018). Membership in Seguro Popular in Mexico linked to a small reduction in catastrophic health expenditure. *Health Affairs*, 37(7), 1169–1177. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.2017.1510>
- [54] O'Donnell, O., van Doorslaer, E., Wagstaff, A., y Lindelow, M. (2008). *Analyzing Health Equity Using Household Survey Data. A Guide to Techniques and Their Implementation*. Washington, DC: The World Bank. <https://doi.org/10.1596/978-0-8213-6933-3>



- [55] OCDE. (2016). *Estudios de la OCDE sobre los sistemas de salud: México*. Paris: OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264230491-en>
- [56] Ridgeway, G., Kovalchik, S. A., Griffin, B. A., y Kabeto, M. U. (2015). Propensity Score Analysis with Survey Weighted Data. *Journal of Causal Inference*, 3(2), 237–249. <https://doi.org/10.1515/jci-2014-0039>
- [57] Rivera-Hernández, M., Rahman, M., Mor, V., y Galarraga, O. (2016). The Impact of Social Health Insurance on Diabetes and Hypertension Process Indicators among Older Adults in Mexico. *Health Services Research*, 51(4), 1323–1346. <https://doi.org/10.1111/1475-6773.12404>
- [58] Rodríguez Abreu, M. (2021). Gasto de bolsillo y gastos catastróficos en salud en hogares mexicanos. *Carta Económica Regional*, 34(128), 59–83. <https://doi.org/10.32870/cer.v0i128.7825>
- [59] Rosenbaum, P. R. (2020). *Design of Observational Studies* (2a ed). Siuza: Springer Cham. <https://doi.org/10.1007/978-3-030-46405-9>
- [60] Rosenbaum, P. R., y Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41–55. <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>
- [61] Sosa-Rubí, S. G., Salinas-Rodríguez, A., y Galárraga, O. (2011). Impacto del Seguro Popular en el gasto catastrófico y de bolsillo en el México rural y urbano, 2005-2008. *Salud Publica de México*, 53(SUPPL. 4), 425–435. <https://doi.org/10.21149/spm.v55s2.5103>
- [62] Torres, F., y Rojas, A. (2018). Obesity and Public Health in México: Transforming the hegemonic food supply and demand pattern. *Problemas del Desarrollo*, 49(193). <https://doi.org/https://doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2018.193.63185>
- [63] Wagner, A. K., Graves, A. J., Reiss, S. K., Lecates, R., Zhang, F., y Ross-Degnan, D. (2011). Access to care and medicines, burden of health care expenditures, and risk protection: Results from the World Health Survey. *Health policy*, 100, 151–158. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2010.08.004>
- [64] Wagner, K. H., y Brath, H. (2012). A global view on the development of non communicable diseases. *Preventive Medicine*, 54, S38–S41. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2011.11.012>
- [65] Wagstaff, A. (2010). Measuring financial protection in health. P. C. Smith, E. Mossialos, I. Papanicolas, y S. Leatherman (Eds.), *Performance Measurement for Health System Improvement: Experiences, Challenges and Prospects* (pp. 114–137). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511711800.006>
- [66] Wagstaff, A., y Eozenou, P. H.-V. (2014). CATA meets IMPOV: a unified approach to measuring financial protection in health (Núm. 6861; Policy Research Working Paper). World Bank Group. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-6861>
- [67] Wirtz, V. J., Santa-Ana-Tellez, Y., Servan-Mori, E., y Ávila-Burgos, L. (2012). Heterogeneous effects of health insurance on out-of-pocket expenditure on medicines in Mexico. *Value in Health*, 15, 593–603. <https://doi.org/10.1016/j.jval.2012.01.006>
- [68] World Health Organization. (2010). *Health Systems Financing: The path to universal coverage*. Suiza: WHO Pres. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/44371>
- [69] World Health Organization. (2014). *Global status report on noncommunicable diseases*. Suiza: WHO Press. [https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/148114/9789241564854\\_eng.pdf](https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/148114/9789241564854_eng.pdf)
- [70] World Health Organization. (2019a). *Primary Health Care on the Road to Universal Health Coverage 2019. Global Monitoring Report*. Suiza: WHO Press. <https://www.who.int/publications/i/item/9789240029040>
- [71] World Health Organization. (2019b). *Universal Health Coverage: Lessons To Guide Country Actions on Health Financing*. Suiza: WHO Press. [https://www.fasid.or.jp/\\_files/fasid\\_seminar/2014/UHCandHealthFinancing\\_final.pdf](https://www.fasid.or.jp/_files/fasid_seminar/2014/UHCandHealthFinancing_final.pdf)

- [72] World Health Organization, y The World Bank. (2017). Tracking Universal Health Coverage: 2017 Global Monitoring Report. Suiza: WHO Press. <https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/259817/9789241513555-eng.pdf>
- [73] Wu, S. (2021). Assessing the relationship between health and household portfolio allocation. *Financial Planning Review*, 4, 1-13. <https://doi.org/10.1002/cfp2.1128>
- [74] Xu, K., Evans, D. B., Carrin, G., Aguilar-Rivera, A. M., Musgrove, P., y Evans, T. (2007). Protecting households from catastrophic health spending. *Health Affairs*, 26(4), 972-983. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.26.4.972>
- [75] Xu, K., y Organización Mundial de la Salud. (2005). Distribución del gasto en salud y gastos catastróficos. *Metodología* (Núm. 2; Discussion paper). <https://apps.who.int/iris/handle/10665/85626>

## Anexo

**Tabla 4.** Modelo Probit para Puntaje de Propensión por esquema de afiliación.

Variables	SS vs NS			SP vs NS		
	Coef.		Desv. Est.	Coef.		Desv. Est.
<b>Características del jefe de familia</b>						
<i>Edad del jefe de familia (Referencia: 18 a 34 años)</i>						
35 a 50 años	0.1133003	***	0.0032183	-0.11273	***	0.0033773
51 a 64 años	0.2136671	***	0.0033092	-0.058609	***	0.0034658
64 años y más	0.4379382	***	0.004967	-0.082220	***	0.0053784
<i>Escolaridad del jefe de familia (Referencia: sin o con primaria inconclusa)</i>						
Primaria terminada	0.2384111	***	0.0025982	0.1727603	***	0.0025189
Secundaria terminada	0.5315309	***	0.0026035	0.0553674	***	0.002667
Bachillerato terminado o mayor	0.6586883	***	0.0027501	-0.371027	***	0.0031973
<b>Características del Hogar</b>						
Etnicidad	-0.039591	***	0.0040493	0.0545408	***	0.0035562
Presencia de mayores de 65 años	0.2591043	***	0.0034756	0.0817772	***	0.0039024
Presencia de menores de 5 años	0.0643376	***	0.002313	0.1583251	***	0.0027115
Presencia de discapacitados	0.2736139	***	0.002536	0.2337706	***	0.0027558
<i>Quintil del ingreso per cápita del hogar (Referencia: +pobre)</i>						
II	0.0212546	***	0.002818	-0.098978	***	0.0027513
III	0.015646	***	0.002872	-0.152361	***	0.0028704
IV	0.1392006	***	0.0029636	-0.288275	***	0.003142
V	0.0344016	***	0.0029235	-0.535804	***	0.0033107
<b>Características del lugar de residencia</b>						
<i>Grado de Marginación (Referencia: Muy bajo)</i>						
Bajo	-0.153397	***	0.0023132	-0.133263	***	0.0029121
Medio	0.2671098	***	0.0030465	0.4669116	***	0.0036343
Alto	-0.216218	***	0.0024993	0.1405478	***	0.0029104
Muy Alto	-0.357152	***	0.0036272	0.0887283	***	0.0036878
<i>Estrato de residencia (Referencia: Estrato I o Zonas Urbanas)</i>						
II	0.0287873	***	0.0031529	-0.570738	***	0.0025844
III	0.121852	***	0.0035671	-0.990631	***	0.003541
IV (Rural)	0.0924083	***	0.0043056	-1.144842	***	0.0053454
<b>Constante</b>	<i>0.0678328</i>	***	<i>0.0053392</i>	<i>1.214978</i>	***	<i>0.0051327</i>
<b>Pseudo R2</b>	0.06			0.13		

---

<b>LR Chi2</b>	180522.19	354861.02
<b>Prob&gt;Chi2</b>	0.00	0.00
<b>Precisión de clasificación</b>	78.75%	75.77%

Nota: \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$  y \*\*\*  $p < 0.01$ . Se utilizó el factor de expansión de ENSANUT para realizar las estimaciones.

En la tabla 4 se muestra la estimación de los modelos probit para construir los puntajes de propensión. Se consideraron las variables que se documentaron en diversos estudios (Ávila-Burgos et al., 2013; Doubova et al., 2015; Knaul et al., 2007, 2018) y se realizaron pruebas de  $\chi^2$  para variables categóricas para su comparación entre grupos; el modelo especificado cumplió con los supuestos de pareo mencionado en el apartado de metodología y que mostraron un mejor ajuste del modelo probit.