

Efectos del seguro de salud en las decisiones de gasto e inversión de las familias rurales en el Perú

Health insurance impact on expenditure and investment outcomes of rural households in Peru

Walter Raúl Ramírez Eslava
Universidad San Ignacio de Loyola, Perú
walter.ramireze@usil.pe

Rafael Alan Castillo Sáenz
Universidad San Ignacio de Loyola, Perú
rcastillos@usil.edu.pe

Recibido: 11/04/2022 – Aceptado: 20/05/2022

<https://doi.org/10.56216/radee012022jun.a01>

RESUMEN

El presente estudio analiza el efecto de la cobertura del Seguro Integral de Salud (SIS) sobre el ingreso, gastos e inversión en capital humano ante la ocurrencia de una enfermedad al interior de los hogares rurales peruanos a través del empleo de un modelo PSM-DID (Propensity Score Matching con Diferencias en Diferencias). Se encuentra que, ante un shock de salud, los hogares cubiertos por el SIS mitigan su riqueza - proxy del ingreso de largo plazo - al no desprenderse de sus activos para contrarrestar la ocurrencia de una enfermedad o accidente. Asimismo, se observa que, ante un shock de salud, los hogares cubiertos por el SIS experimentan un decrecimiento en su ingreso y gasto de corto plazo, respectivamente. Estas últimas relaciones precisan analizarse con cautela dada la fuerte fluctuación de ingresos y gastos de los hogares en el ámbito rural peruano.

Palabras Clave: Seguro Integral de Salud, Aseguramiento Universal, Shock de salud, diferencias en diferencias.



Este es un artículo publicado en acceso abierto bajo una Licencia Creative Commons
Autor para correspondencia: Walter Raúl Ramírez Eslava, e-mail: walter.ramireze@usil.pe

Citación recomendada: Ramírez Eslava, W. & Castillo Sáenz, R. (2022) Efectos del seguro de salud en las decisiones de gasto e inversión de las familias rurales en el Perú. *Revista de Análisis y Difusión de Perspectivas Educativas y Empresariales*, 2 (3): 9-19, <https://doi.org/10.56216/radee012022jun.a01>

ABSTRACT

The following paper aims to study the effect of the Peruvian insurance system on earnings, expenditure, and human capital investment decisions of rural households in the event of a health shock through a Difference-in-difference based on propensity score matching model. Households with insurance smooth their wealth (permanent income proxy), showing no decrease in their assets when a health shock occurs. Nevertheless, in the event of a health shock, Peruvian rural households decrease their short term income and expenditure. These relationships need careful analysis due to short term strong fluctuation exhibited by monetary variables in the rural areas of Peru.

Keywords: Public Health Insurance, Health Shocks, Household shocks, Differences-in-differences, Propensity score matching

El sistema de aseguramiento en Perú es sumamente fragmentado. De un lado, el sector público ofrece a través de los Ministerios de Salud, Trabajo e Interior, respectivamente, el Seguro Integral de Salud (SIS), la Seguridad Social (EsSalud) y el aseguramiento para miembros de las fuerzas armadas y policiales. Por otro lado, el sector privado oferta diversas categorías de seguros de salud cuyo acceso es segmentado según la progresividad de sus primas.

En el Perú, la expansión del aseguramiento se ha convertido en un eje de desarrollo del sector salud, reflejándose en un incremento considerable de la afiliación a partir del 2009. Hacia el año 2017, el SIS llegó a cubrir al 52% de la población nacional y concretamente al 92% de la población rural (INEI, 2017).

En tal contexto, este estudio evalúa el rol de la cobertura del Seguro Integral de Salud (SIS) en relación con el ingreso, gastos y las decisiones de inversión en capital humano ante la ocurrencia de una enfermedad al interior de los hogares rurales peruanos.

REVISIÓN DE LITERATURA

La literatura muestra diversos resultados. Skoufias & Quisumbing (2005) señalan que el consumo alimentario se encuentra más asegurado que el no-alimentario (gasto en educación, adquisición de vestidos, etc.) ante choques idiosincráticos de salud (i.e. enfermedad del jefe/a o de algún miembro del hogar).

Otros autores (Dercon y Krishnan, 2000; Gertler y Gruber, 2002) encuentran que los choques de salud tendrían un efecto negativo sobre el consumo e ingreso de los hogares. Gertler & Gruber (2002) señalan que las familias afectadas por algún choque de salud no acceden fácilmente a los mercados de seguros formales al endeudarse a través de instituciones microfinancieras (Islam & Maitra, 2012), vender sus bienes durables y ganado (Rosenzweig & Wolpin, 1993) o apoyarse en sus redes familiares (Angelucci et al. 2010). Algunos autores también señalan que los hogares afectados por un shock de salud, pueden reducir la inversión en educación de los miembros del hogar más propensos a generar ingresos (Liu, 2016) e, inclusive, llegarían a comprometer la inversión en vivienda (Mohan, 2013).

A partir de lo señalado puede sostenerse que la magnitud del shock de salud depende del aseguramiento del hogar, conjuntamente con su estado de salud y capacidad de endeudamiento. Por tal motivo Gertler & Gruber (2002) arguyen que los hogares ricos exhiben mejores condiciones de aseguramiento contra los choques de ingresos en general y trastornos de salud en particular

METODOLOGÍA

La hipótesis principal presupone que, contrario a lo que acontece entre los hogares que sufrieron algún choque de salud en un escenario de carencia del aseguramiento, los hogares rurales tuvieron que hacer frente a algún choque de salud entre sus miembros y estuvieron cubiertos por el SIS, pudieron estabilizar sus ingresos, gastos y decisiones de inversión en educación.

La metodología optada es el Propensity Score Matching (PSM) con diferencias en diferencias (DID-PSM) (Heckman, Ichimura & Todd, 1997). Este método permite observar la evolución de determinada variable endógena en dos períodos para los grupos de tratamiento y control (Heckman, Ichimura & Todd, 1997). Asimismo, permite reducir los errores de especificación y garantiza una adecuada ponderación de variables al considerar más de un período y con respecto a los modelos lineales, permite realizar comparaciones entre individuos de todo comparables (Gebel & Vobemer, 2014).

Al interior del grupo de tratamiento ($D=1$) se encuentran los hogares rurales que padecieron un shock de salud estando asegurado por el SIS; en cambio, dentro del grupo de control se ubican los hogares rurales que padecieron algún evento adverso de salud y carecieron de la cobertura del seguro en alusión. En ambos grupos existen dos potenciales resultados (Y^0, Y^1), siendo solo uno de ellos observable con la información disponible.

El efecto del SIS, se da al contrastar el cambio en la variable endógena en el grupo de tratamiento $E(Y_{t+1}^1 - Y_t^0 \mid D=1)$ entre t y $t+1$ frente a la situación de su contrafactual: $E(Y_{t+1}^0 - Y_t^0 \mid D=1)$. La última demanda suponer que $E(Y_{t+1}^0 - Y_t^0 \mid D=1) = E(Y_{t+1}^0 - Y_t^0 \mid D=0)$ para poder medirse. Este supuesto permite eliminar los efectos fijos no-observables del modelo y suprime el efecto del tiempo a través del contraste de tendencias.

La construcción del contrafactual requiere el empleo del PSM para calcular la probabilidad de pertenecer al grupo de tratamiento $P(D=1 \mid X)$. La selección de las variables del vector X es crucial para asegurar la calidad de su construcción y el posterior emparejamiento entre tratados y controles. Esta comprende tres etapas: i) la inclusión de variables con sustento teórico con relación al problema bajo investigación, ii) el contraste lineal y iii) polinomial con respecto al tratamiento. El emparejamiento se evalúa mediante las test t y el estadístico pseudo R^2 (Caliendo & Kopenig, 2008). El primero compara la igualdad de medias entre tratados y controles; y, el segundo aproxima una métrica sobre cuán apropiadas son los componentes del vector X en explicar la probabilidad de participación.

Después de seleccionar las variables de control X , se procede a elegir el algoritmo para calcular el PSM considerando los supuestos del soporte común e independencia condicional (Caliendo & Kopenig, 2008). El primero de ellos refiere que los valores del PSM deben fluctuar entre 0 y 1 (Bernal & Peña, 2014). El segundo presupone que la selección se da solo en observables.

El primer supuesto depende de la elección del algoritmo; el segundo es difícil de verificar. Por ello, se asume que si el balanceo entre el PSM estimado para los grupos de tratamiento y control a partir de las observables es adecuado, la tendencia se repetirá en no-observables (Binci et al. 2018).

Luego de observar el balance entre grupos se estiman los cambios en las variables endógenas mediante diferencias en diferencias para calcular el efecto neto del programa. Formalmente, de acuerdo con Gebel & Vobemer (2014):

$$ATT^{DID-PSM} = \frac{1}{N_{D_1}} \sum_{i \in D_1 \cap S} \left[(Y_{i,t+1}^1 - Y_{i,t}^0) - \sum_{j \in D_0 \cap S} w_{ij} (Y_{j,t+1}^0 - Y_{j,t}^0) \right]$$

Los elementos en paréntesis refieren a los cambios en determinada variable endógena donde los términos D_1 y D_0 aluden al grupo de tratamiento y control, respectivamente. w_{ij} es un ponderador individual que puede adquirir distintas formas según el criterio de emparejamiento. Finalmente, S compete al área de soporte común.

RESULTADOS

Descripción de la base de datos

Para aplicar el modelo PSM-DID se consideró información procedente de la muestra de panel de la Encuesta Nacional de Hogares 2011-2015 del Perú (INEI, 2016a). Se compiló la información por bienios para luego unirla dentro de una sola base de datos cuidando que cada registro responda a un único hogar retirándose a aquellos hogares están presentes en más de un panel y/o aquellos que durante un período experimentan un shock de salud y al siguiente no, dando primacía a su situación durante el período en el que acontece el shock.

Definición de variables

El tratamiento se construye al combinar dos variables. En ella, los controles son aquellos hogares que experimentaron un shock de salud sin haber estado cubiertos por el SIS; mientras que los tratados son los hogares que durante el shock de salud estuvieron cubiertos por el SIS.

Las variables del vector X lo componen indicadores relacionados a las condiciones socioeconómicas de los hogares. Son de índole categórica como consecuencia de la discretización variables expresadas de forma continua (el número de miembros del hogar, la cantidad de hijos del hogar, los años de educación del jefe/a de hogar, la edad del jefe/a de hogar), nominales (ocupación del jefe/a de hogar¹) y dicotómicas (jefe de hogar único, género del jefe de hogar, adscripción al programa de transferencia condicional JUNTOS). Ver Tabla 1.

El set de variables endógenas lo comprende la variación entre un año y otro de la riqueza del hogar, el ingreso del hogar proveniente de diversas fuentes (actividad primaria y secundaria, derivados del capital y transferencias), el gasto total del hogar y la proporción de hijos en edad escolar matriculados en la escuela.

¹ Esta se calculó a partir del esquema de clases sociales de Erikson, Goldthorpe y Portocarero (EGP). Las ocupaciones se encuentran en el centro del esquema EGP y, su respectiva agregación, a partir de ciertas características compartidas (estatus laboral, sector al que pertenece la ocupación, nivel de habilidades que demanda la ocupación y la autoridad ligada a esta) (Torche et. al 2013), da lugar a la estratificación de la estructura social en las siguiente clases sociales: I) Profesionales, directivos y técnicos de alto nivel, II) Empleados no manuales de rutina en la administración y comercio, profesionales de ventas y trabajadores de servicios, III) pequeños propietarios, artesanos y trabajadores independientes con o sin empleados, IV) campesinos y pequeños propietarios, V) técnicos de grado medio y supervisores de trabajos manuales, VI) trabajadores manuales semi-cualificados, VII) campesinos y otros trabajadores del sector primario.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de las variables de tratamiento y emparejamiento [calculado con pesos muestrales]

| VARIABLES | Frecuencia | Media | Desv. Std | Mínimo | Máximo |
|---|------------|--------|-----------|--------|--------|
| Tratamiento | | | | | |
| Control | 192,658 | 0.203 | 0.402 | 0 | 1 |
| Tratado | 755,484 | 0.797 | 0.402 | 0 | 1 |
| Miembros del hogar (terciles) | | | | | |
| 1 o 2 miembros | 289,064 | 0.305 | 0.460 | 0 | 1 |
| Entre 3 y 5 miembros | 299,529 | 0.316 | 0.465 | 0 | 1 |
| Más de 5 miembros | 359,549 | 0.379 | 0.485 | 0 | 1 |
| Hijos del hogar (terciles) | | | | | |
| Sin hijos | 488,593 | 0.515 | 0.500 | 0 | 1 |
| 1 o 2 hijos | 360,746 | 0.380 | 0.486 | 0 | 1 |
| Más de tres hijos | 98,803 | 0.104 | 0.306 | 0 | 1 |
| Educación del jefe/a de hogar (en cuartiles) | | | | | |
| Sin instrucción | 137,717 | 0.145 | 0.352 | 0 | 1 |
| Entre 1 y 6 años de instrucción | 258,345 | 0.272 | 0.445 | 0 | 1 |
| Entre 7 y 12 años de instrucción | 450,625 | 0.475 | 0.499 | 0 | 1 |
| Más de 12 años de instrucción | 101,456 | 0.107 | 0.309 | 0 | 1 |
| Edad del jefe/a de hogar (en cuartiles) | | | | | |
| Menos de 25 años | 10,675 | 0.011 | 0.106 | 0 | 1 |
| Entre 25 y 40 años | 188,137 | 0.199 | 0.399 | 0 | 1 |
| Entre 40 y 60 años | 417,925 | 0.442 | 0.497 | 0 | 1 |
| Más de 60 años | 328,605 | 0.348 | 0.476 | 0 | 1 |
| Género del jefe/a de hogar (dicotómica) | | | | | |
| Masculino | 760,849 | 0.805 | 0.396 | 0 | 1 |
| Femenino | 184,493 | 0.195 | 0.396 | 0 | 1 |
| Jefe/a único del hogar (dicotómica) | | | | | |
| No | 671,218 | 0.708 | 0.455 | 0 | 1 |
| Si | 276,924 | 0.292 | 0.455 | 0 | 1 |
| Pertenencia a JUNTOS (dicotómica) | | | | | |
| No | 685,536 | 0.723 | 0.448 | 0 | 1 |
| Si | 262,606 | 0.277 | 0.448 | 0 | 1 |
| Clase Social (en categorías) | | | | | |
| I+II | 10,903 | 0.012 | 0.109 | 0 | 1 |
| IIIa+b | 5,516 | 0.006 | 0.078 | 0 | 1 |
| IVa+b | 24,652 | 0.027 | 0.162 | 0 | 1 |
| IVc | 696,379 | 0.766 | 0.424 | 0 | 1 |
| V+VI | 25,074 | 0.028 | 0.164 | 0 | 1 |
| VIIa | 72,061 | 0.079 | 0.270 | 0 | 1 |
| VIIb | 74,858 | 0.082 | 0.275 | 0 | 1 |
| Variables endógenas | | | | | |
| Variación del índice de riqueza del hogar | 948,142 | 0.013 | 0.098 | -0.42 | 0.42 |
| Variación del logaritmo del ingreso del hogar | 522,733 | 8.1352 | 1.326 | 0.6931 | 12.11 |
| Variación del logaritmo del gasto del hogar | 533,230 | 7.7687 | 1.298 | 0.5367 | 11.29 |
| Variación proporción hijos matriculados en la escuela | 442,238 | 0.004 | 0.269 | -1.00 | 1.00 |

Fuente: ENAHO panel 2011-2015, Elaboración propia

Resultados de la estimación

En la estimación econométrica se evalúa el cambio acontecido entre un período y otro en los logaritmos del ingreso total, el gasto total del hogar, el índice de riqueza y la tasa de matrícula de los miembros del hogar en edad escolar. Previo a ello se evalúa la pertinencia de las variables que conforman el vector X.

Tabla 2. Variables de la regresión PSM (regresiones logísticas con pesos muestrales)

| VARIABLES | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 |
|----------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| Miembros del hogar | | | | | |
| Entre 3 y 5 miembros | 0.704*** (0.00853) | 0.513*** (0.00906) | 0.507*** (0.00907) | 0.514*** (0.00906) | 0.509*** (0.00907) |
| Más de 5 miembros | 0.988*** (0.0103) | 0.704*** (0.0111) | 0.700*** (0.0111) | 0.704*** (0.0111) | 0.701*** (0.0111) |
| Hijos en el hogar | | | | | |
| 1 o 2 hijos | 0.765*** (0.00757) | 0.458*** (0.00839) | 0.453*** (0.00839) | 0.459*** (0.00839) | 0.455*** (0.00839) |
| Más de 3 hijos | 0.978*** (0.0136) | 0.461*** (0.0149) | 0.461*** (0.0149) | 0.461*** (0.0149) | 0.461*** (0.0149) |
| Educación del jefe/a | | | | | |
| Entre 1 y 6 años de instrucción | -0.00733 (0.00890) | -0.0163* (0.00960) | -0.00406 (0.00963) | -0.0143 (0.00961) | -0.00151 (0.00964) |
| Entre 7 y 12 años de instrucción | -0.411*** (0.00949) | -0.354*** (0.0104) | -0.346*** (0.0104) | -0.352*** (0.0104) | -0.343*** (0.0104) |
| Más de 12 años de instrucción | -1.210*** (0.0113) | -0.728*** (0.0125) | -0.717*** (0.0125) | -0.726*** (0.0125) | -0.715*** (0.0125) |
| Edad del jefe/a | | | | | |
| Entre 25 y 40 años | -0.561*** (0.0276) | -0.592*** (0.0300) | -0.586*** (0.0300) | -0.591*** (0.0300) | -0.588*** (0.0300) |
| Entre 40 y 60 años | -0.481*** (0.0270) | -0.622*** (0.0294) | -0.620*** (0.0294) | -0.621*** (0.0294) | -0.621*** (0.0293) |
| Más de 60 años | -0.0776*** (0.0271) | -0.229*** (0.0295) | -0.229*** (0.0296) | -0.227*** (0.0296) | -0.229*** (0.0295) |
| Género del jefe/a | | | | | |
| Femenino | 0.397*** (0.00888) | 0.342*** (0.00952) | -0.0826*** (0.0259) | 0.347*** (0.00956) | -0.0856*** (0.0260) |
| Jefe/a único | | | | | |
| Sí | -0.352*** (0.00824) | -0.322*** (0.00865) | -0.363*** (0.00892) | -0.321*** (0.00865) | -0.354*** (0.00895) |
| Beneficiario de Juntos | | | | | |
| Sí | | 3.273*** (0.0213) | 3.269*** (0.0213) | 3.331*** (0.0237) | 3.381*** (0.0248) |
| Clase Sociales | | | | | |
| IIIa+b | | 0.379*** (0.0363) | 0.377*** (0.0363) | 0.378*** (0.0363) | 0.381*** (0.0363) |
| IVa+b | | 0.690*** (0.0255) | 0.699*** (0.0255) | 0.690*** (0.0255) | 0.699*** (0.0255) |
| IVc | | 1.333*** (0.0214) | 1.337*** (0.0214) | 1.332*** (0.0214) | 1.336*** (0.0214) |
| V+VI | | 0.196*** (0.0248) | 0.199*** (0.0248) | 0.194*** (0.0248) | 0.197*** (0.0248) |
| VIIa | | 0.458*** (0.0227) | 0.470*** (0.0228) | 0.457*** (0.0227) | 0.469*** (0.0227) |
| VIIIb | | 0.544*** (0.0228) | 0.557*** (0.0228) | 0.543*** (0.0228) | 0.557*** (0.0228) |
| Interacciones | | | | | |
| Género*Jefe/a único | | | 0.485*** (0.0278) | | 0.489*** (0.0279) |
| Género*Juntos | | | | -0.335*** (0.0531) | 0.386*** (0.0863) |
| Jefe/a único*Juntos | | | | | -0.811*** (0.0777) |
| Constante | 1.220*** (0.0281) | 0.149*** (0.0368) | 0.145*** (0.0368) | 0.145*** (0.0368) | 0.140*** (0.0368) |

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, Errores estándar en paréntesis, Fuente: ENAHO Panel 2011-2015

Las variables seleccionadas para el emparejamiento, fueron elegidas tras una serie de pruebas en las que se contrastó su pertinencia, tanto individual como conjunta –a través de la inclusión de interacciones entre variables y sus transformaciones polinomiales-, con respecto al tratamiento mediante una regresión logística.

Se puede apreciar que la inserción de más variables al modelo no les resta significancia a aquellas elegidas para la estimación del PSM². La significancia en las variables consideradas garantiza la calidad del emparejamiento³.

Una vez estimado el PSM, se procede a evaluar el balance de los grupos de control y tratamiento. Al contrastar las medias antes y después del empleo del PSM, se encuentra que el sesgo en medias es bastante reducido. Al ser este menor al 5% recomendado en literatura (Caliendo & Kopeining, 2008) denota un buen emparejamiento en las variables consideradas para el matching lo cual, es indicativo de que la pérdida de observaciones, en una siguiente fase de la estimación, al aplicar la condición de soporte común será mínima. Ver Tabla 3.

Por su lado, el test t que mide la igualdad de medias entre los grupos de tratamiento y control, señala que el balance es óptimo⁴. Ello se visibiliza de varias formas: en los valores óptimos para los índices de Rubin B (i.e. diferencia de medias en el indicador PSM en los grupos de tratados y no-tratados) y Rubin R (ratio de la varianza del indicador PSM de los tratados con respecto a aquel de los no-tratados) (Leuven & Sianesi, 2003) y en el valor cercano a cero en el estadístico pseudo R2 del balance. Con relación al supuesto de independencia condicional, se asume que, a partir del balance entre tratados y controles a nivel de observables, la tendencia se reproducirá en no-observables.

La tabla 4 contiene el resultado del impacto del programa mediante la evaluación del efecto de encontrarse cubierto por el SIS –en presencia de un choque de salud- sobre las variables de resultado. Estos hallazgos consideraron diversos métodos de emparejamiento⁵: i) por soporte común y ii) mediante la imposición de un trimming de 20% que elimina las observaciones del soporte común con probabilidad de participación de baja densidad (Bernal & Peña, 2014).

² En las regresiones logísticas, la primera categoría es tomada como base y con respecto a ella las demás categorías se interpretan como la probabilidad de pertenecer al grupo de tratamiento.

³ El emparejamiento para las variables endógenas, con excepción de la variación en la tasa de matrícula de miembros del hogar en edad escolar, se da mediante las variables consideradas en la especificación 5 (M5) de la tabla 2. En el caso excepcional, el vector X considera a las variables de la especificación 1 (M1). La razón para ello se explica a partir del balance. De llegarse a considerar, para la citada variable endógenas, aquellas enlistadas en la especificación 5, los índices de Rubin B y Rubin R retornan valores fuera de los límites estipulados.

⁴ Según estos índices, un buen balance se obtiene cuando el valor del Rubin B está por debajo de 25 y el del Rubin R por debajo de 2

⁵ El emparejamiento por vecinos más cercanos consiste en emparejar y contrastar al hogar del grupo de tratamiento con aquel del grupo de control que tenga la probabilidad de participación más cercana. El emparejamiento de distancia máxima estima un rango máximo de diferencia entre la probabilidad de participación de los hogares del grupo de tratamiento y el de control; y, el emparejamiento local lineal y el de Kernel emparejan a los hogares del grupo de tratamiento con el promedio ponderado de la distancia de la probabilidad de los hogares del grupo de control (Bernal & Peña, 2014).

Tabla 3. Balance de las variables del vector X para los grupos de control y tratamiento

| VARIABLES | Tratado | Control | Bias (%) | T-stat | p-value |
|---|---------|---------|----------|--------|---------|
| Miembros del hogar (terciles) | | | | | |
| 1 o 2 miembros | | | | | |
| Entre 3 y 5 miembros | 0.32894 | 0.30127 | 5.9 | 2.6 | 0.009 |
| Más de 5 miembros | 0.42014 | 0.43706 | -3.6 | -1.49 | 0.136 |
| Hijos del hogar (terciles) | | | | | |
| Sin hijos | | | | | |
| 1 o 2 hijos | 0.42567 | 0.41676 | 1.9 | 0.79 | 0.432 |
| Más de tres hijos | 0.12151 | 0.12441 | -1 | -0.38 | 0.701 |
| Educación del jefe/a de hogar (en cuartiles) | | | | | |
| Sin instrucción | | | | | |
| Entre 1 y 6 años de instrucción | 0.27623 | 0.26294 | 3 | 1.3 | 0.192 |
| Entre 7 y 12 años de instrucción | 0.50132 | 0.50401 | -0.5 | -0.23 | 0.815 |
| Más de 12 años de instrucción | 0.09673 | 0.10406 | -2.1 | -1.06 | 0.288 |
| Edad del jefe/a de hogar (en cuartiles) | | | | | |
| Menos de 25 años | | | | | |
| Entre 25 y 40 años | 0.22667 | 0.21755 | 2.3 | 0.96 | 0.339 |
| Entre 40 y 60 años | 0.44781 | 0.46948 | -4.4 | -1.89 | 0.058 |
| Más de 60 años | 0.31418 | 0.3059 | 1.8 | 0.78 | 0.436 |
| Género del jefe/a de hogar (dicotómica) | | | | | |
| Masculino | | | | | |
| Femenino | 0.16869 | 0.13701 | 8.3 | 3.84 | 0 |
| Jefe/a único del hogar (dicotómica) | | | | | |
| No | | | | | |
| Si | 0.24486 | 0.20701 | 8.3 | 3.95 | 0 |
| Clase Social (en categorías) | | | | | |
| I+II | | | | | |
| IIIa+b | 0.00448 | 0.00295 | 1.8 | 1.09 | 0.274 |
| IVa+b | 0.02346 | 0.01887 | 2.5 | 1.39 | 0.165 |
| IVc | 0.80944 | 0.82794 | -4.2 | -2.09 | 0.036 |
| V+VI | 0.02372 | 0.01914 | 2.3 | 1.38 | 0.168 |
| VIIa | 0.06273 | 0.06389 | -0.4 | -0.21 | 0.836 |
| VIIb | 0.06932 | 0.06067 | 3 | 1.53 | 0.127 |
| Interacción | | | | | |
| Género*Jefe/a único | 0.15841 | 0.13047 | 7.5 | 3.46 | 0.001 |

Fuente: ENAHO Panel 2011-2015

Se cuenta con significancia estadística para todas las variables de resultado consideradas en el modelo a excepción de la tasa de matrícula escolar. Se observa que el impacto del programa muestra diferencia de 0.00993 desviaciones estándar a favor de los individuos del grupo de tratamiento con respecto a los pertenecientes al grupo de control en lo que compete a la variación del índice de riqueza del hogar para los diversos métodos de emparejamiento considerados. Tal coeficiente es de -0.178, -0.169 y 0.0245 para la variación

del logaritmo del ingreso, el logaritmo del gasto y la tasa de matrícula de los hijos en edad escolar⁶, respectivamente.

Tabla 4. Impacto del programa

| VARIABLES | Variación del índice de riqueza del hogar | | Variación del logaritmo del ingreso del hogar | | Variación del logaritmo del gasto del hogar | | Variación en la tasa de matrícula | |
|-----------------------------|---|-------------------------|---|-----------------------|---|-----------------------|-----------------------------------|--------------------|
| | Soporte Común | Trimming | Soporte Común | Trimming | Soporte Común | Trimming | Soporte Común | Trimming |
| Vecinos más cercanos | | | | | | | | |
| 5 | 0.00993*** (0.00351) | 0.00993*** (0.00330) | -0.178*** (0.0568) | -0.178*** (0.0574) | -0.169*** (0.0500) | -0.169*** (0.0636) | 0.0245 (0.0189) | 0.0245 (0.0172) |
| 10 | 0.00993*** (0.00343) | 0.00993*** (0.00346) | -0.178** (0.0734) | -0.178*** (0.0644) | -0.169*** (0.0541) | -0.169*** (0.0522) | 0.0245 (0.0196) | 0.0245 (0.0176) |
| Distancia Máxima | | | | | | | | |
| 0.001 | 0.00993** (0.00432) | 0.00993** (0.00404) | -0.178** (0.0700) | -0.178*** (0.0584) | -0.169*** (0.0578) | -0.169*** (0.0611) | 0.0245 (0.0168) | 0.0245 (0.0172) |
| 0.005 | 0.00993** (0.00432) | 0.00993** (0.00404) | -0.178*** (0.0653) | -0.178*** (0.0617) | -0.169*** (0.0588) | -0.169*** (0.0483) | 0.0245 (0.0170) | 0.0245 (0.0170) |
| Local Lineal | 0.00993*** (0.00331) | 0.00993*** (0.00346) | -0.178*** (0.0562) | -0.178*** (0.0523) | -0.169*** (0.0620) | -0.169*** (0.0583) | 0.0245 (0.0167) | 0.0245 (0.0158) |
| Kernel | 0.00993** (0.00402) | 0.00993*** (0.00327) | -0.178*** (0.0636) | -0.178*** (0.0602) | -0.169*** (0.0539) | -0.169*** (0.0629) | 0.0245 (0.0166) | 0.0245 (0.0151) |

Errores estándar en paréntesis, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, Fuente: ENAHO Panel 2011-2015

Estos resultados permiten inferir que, ante un shock de salud, el SIS mitiga la variabilidad de la riqueza del hogar al llevar a que estos hogares no se desprendan de sus activos o lo hagan en menor magnitud que los hogares de control. Asimismo, ante similar escenario, el SIS no mitiga; al contrario, reduce los ingresos y gastos de los hogares del grupo de tratamiento con respecto a los del control.

La dirección de los coeficientes asociados a ingresos y gastos podría llevar a concluir que el efecto del SIS es negativo en los hogares de tratamiento. En el caso del ingreso se podría explicar por el hecho de que el miembro del hogar afectado por el shock de salud sea el perceptor/a principal de ingresos; o bien revelaría la poca pertinencia de estudiar el efecto del programa a través del ingreso en un contexto rural de trabajadores mayoritariamente agrícolas cuyos ingresos son volátiles y dependen de la variabilidad del ciclo agrícola.

En lo que respecta al gasto, el del coeficiente se explicaría en las ineficiencias del SIS, las cuales llevan a que los hogares de tratamiento tengan que incurrir en mayores gastos que los de control producto del tiempo de espera para la atención, la carencia de radiactivos para evaluar los análisis y el desabastecimiento de medicamentos en las postas y hospitales del MINSA. En consecuencia, es probable que los hogares en situación de contingencia que cuentan con seguro, recurran a servicios de salud provistos por privados –incurriendo en costos de transporte en caso de tener que trasladarse al ámbito urbano para acceder a estos servicios-, curanderos o “empíricos”.

⁶ Los estimados para esta variable carecen de significancia. Sin embargo, su consideración como impacto del programa se da a raíz de que el grado de significancia asociado a estas variables está levemente por encima del umbral de 0.10 con valores p-value comprendidos en el rango de 0.104 y 0.215.

CONCLUSIÓN

El propósito del presente trabajo consistió en cuantificar el efecto de los choques de salud en la riqueza del hogar, el ingreso, gasto y decisiones de inversión de los hogares rurales del país en presencia/ausencia de cobertura del Seguro Integral de Salud. Para ello se aplicó el método mixto PSM-DID y fueron consideradas diversas especificaciones, las cuales diferían en lo que respecta al criterio de emparejamiento aplicado para identificar a los contrafactuales tanto del grupo de control y tratamiento.

Se encontró que la riqueza de los hogares, ante la ocurrencia de un shock de salud se encuentra mitigada por el SIS. Es decir, el hogar cubierto no precisa desprenderse sus activos materiales; o si lo hace, no es en la misma magnitud que los hogares carentes de SIS.

Lo contrario se evidencia en lo que respecta al logaritmo del ingreso y gasto de los hogares al encontrarse que los hogares cubiertos por el SIS no suavizan el impacto del shock en tales variables. Ello se explicaría por la volatilidad de estas (miden un momento en particular en el que el hogar, por ejemplo, podría encontrarse sin fuente de ingresos o percibir uno de índole extraordinaria; o, en lo que respecta al consumo, estaría captando, además del impacto del shock en el gasto, el efecto de un préstamo al cual tiene que hacer frente el hogar), su pertinencia en el ámbito rural al depender de condiciones externas principalmente del ciclo agrícola; e, inclusive, por problemas en provisión del servicio del SIS que escapan a la cobertura del mismo y que pueden llevar al endeudamiento del hogar al tratar de buscar asistencia médica en otros espacios de provisión de servicios médicos.

Finalmente, se encuentra que el SIS tiene un efecto positivo en la tasa de matrícula de los hogares con cobertura. Si bien este resultado no es concluyente, permite vislumbrar algunos efectos positivos que podría tener el aseguramiento de salud más allá de aquellos inmediatos, como son los monetarios.

REFERENCIAS

- Angelucci, M., G. de Giorgi, M. A. Rangel & I. Rasul (2010) "Family Networks and School Enrollment: Evidence from a Randomized Social Experiment," *Journal of Public Economics* 94, 197-221.
- Atkinson, A. (2016): *Inequality. What can be done?* Cambridge: Harvard University Press.
- Bernal, Noelia; Carpio, Miguel & Klein, Tobias (2017): "The effects of access to health insurance: Evidence from a regression discontinuity design in Perú". *Journal of Public Economics* Vol. 154, 122-136.
- Binci, M., Hebbar, M., Jasper, P. & Rawle, G. (2018): Matching, differencing on repeat - propensity score matching and difference-in-difference with repeated cross-sectional data: Methodological guidance and an empirical application in education. Oxford Policy Management Working Paper.
- Bitran, Ricardo; Muñoz, Rodrigo & Prieto, Lorena (2010): Health Insurance and Access to Health Services, Health Services Use, and Health Status in Peru. En Escobar, Maria Luisa; Griffin, Charles & Shaw, Paul (editors). *The Impact of Health Insurance in Low-and Middle-Income Countries*. Washington DC: The Brookings Institution
- Caliendo, M. & Kopeining, S. (2008): "Some practical guidance for the implementation of propensity score matching". *Journal of Economic Surveys*, Vol. 22: 31-72.
- Dercon, S. & P. Krishnan (2000), "In sickness and in health: Risk sharing within households in rural Ethiopia", *Journal of Political Economy* 108 (4), 688-727.
- Di Prete, T. & Gangl, M. (2004), "Assessing Bias in the Estimation of Causal Effects: Rosenbaum Bounds on Matching Estimators and Instrumental Variables Estimation with Imperfect Instruments". *Sociological Methodology*. Vol. 34, Issue 1, 271-310.
- Erikson, R. & Goldthorpe, J. (2002): "Intergenerational Inequality: A Sociological Perspective". *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 16, No. 3 (Summer 2002), pp. 31-44.
- Gebel, M. & Vobemer, J. (2014): "The Impact of employment transitions on health in Germany. A difference-in-difference propensity score matching approach". *Social Science & Medicine*, Vol. 108, pp. 128-136.

- Gertler, P., Gruber, J., (2002), “Insuring consumption against illness”, *American Economic Review*, 92 (1), 51–70.
- Heckman, J., Ichimura, H. & Todd, P. (1997): “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme”. *The Review of Economic Studies*, Vol. 64 (No. 4, Special Issue: Evaluation of Training and Other Social Programmes), pp. 605-654.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) (2016b). Encuesta Nacional de Hogares Metodología Actualizada: ficha técnica – ENAHO PANEL 2007-2013. Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática. Consulta: 13 de junio de 2018 [<http://inei.inei.gob.pe/microdatos/>]
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) (2016a). Encuesta Nacional de Hogares Metodología Actualizada: Condiciones de vida y pobreza – ENAHO PANEL 2007-2013. Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática. Consulta: 13 de junio de 2018 [<http://inei.inei.gob.pe/microdatos/>]
- Islam, A., & P. Maitra (2012), “Health shocks and consumption smoothing in rural households: Does microcredit have a role to play?” *Journal of development economics*, 97(2), 232-243.
- Leuven, E. & Sianesi, B. (2003): “Psmatch2: Stata module to perform full Mahalanobis and Propensity Score Matching, Common Support Graphing and Covariate Imbalance Testing”.
- Liu K. (2016), “Insuring against Health Shocks: Health Insurance and Household Choices”. *Journal of health economics*, 46 (2016), 16-32.
- Liu, W., Kuramoto, J., & Stuart, E. (2013): “An Introduction to Sensitivity Analysis for Unobserved Confounding in Non-Experimental Prevention Research”. *Prevention Science*, 14 (2013), 570-580.
- Ministerio de Salud (MINSA): Cuentas Nacionales de Salud, Perú 1995-2012. Lima: Ministerio de Salud. Dirección General de Planeamiento y Presupuesto.
- Mohanani M (2013) Causal effects of health shocks on consumption and debt: quasi-experimental evidence from bus accident injuries. *Rev Econ Stat*. 2013 May; 95(2): 673–681.
- Minsa OPS/OMS (2015). Cuentas Nacionales de Salud, Perú 1995-2012. Lima.
- Skoufias & Quisumbing (2005), “Consumption Insurance and Vulnerability to Poverty: A Synthesis of the Evidence from Bangladesh, Ethiopia, Mali, Mexico and Russia”, *The European Journal of Development Research*, Vol.17, No.1, March 2005, pp.24–58.
- Torche, F. (2014): “Intergenerational Mobility and Inequality: The Latin American Case”. *Annual Review of Sociology*, Vol. 40, pp. 619-642.
- Torche, F. & Lopez-Calva, L. (2013): “Stability and Vulnerability of the Latin American Middle Class”. *Oxford Development Studies*, Vol. 41 (9), pp. 409-435.