



UNIVERSIDAD PERUANA DE CIENCIAS APLICADAS

FACULTAD DE ECONOMÍA

PROGRAMA ACADÉMICO DE ECONOMÍA Y FINANZAS

Efectos del aseguramiento en el acceso al tratamiento de la depresión en Perú

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN

Para optar el grado de bachiller en Economía y Finanzas

AUTOR

Ascarruz Dongo, Andrés Guillermo (0000-0001-7760-5778)

ASESOR

Jopen Sánchez, Guillermo Héctor (0000-0003-2629-6017)

Lima, 7 de junio de 2021

RESUMEN

El presente trabajo busca determinar los efectos de distintos tipos de aseguramiento en salud en acceder al tratamiento de la depresión para los adultos con esta enfermedad en Perú entre 2013 y 2019. Para este fin, se seleccionaron datos de la encuesta ENDES, y dichos efectos fueron estimados usando modelos de elección binaria. Sin embargo, el seleccionar solo a los adultos con depresión de la muestra original originó un sesgo por selección. Por ello, se usó la metodología heckprobit en vez de la logit o probit. Los resultados muestran que el aseguramiento general, el público y el de EsSalud están todos correlacionados con un aumento en la probabilidad de acceder al tratamiento. Por el contrario, el aseguramiento del SIS resultó ser no significativo. Los factores sociodemográficos que incrementan la probabilidad de acceso fueron el índice de riqueza, los años de educación y el ser mujer. Ni la edad ni vivir en una zona rural tuvieron efectos marginales significativos.

Palabras clave: Depresión; Seguros de Salud; Tratamiento; Perú; PHQ-9; Economía de la salud; Probit con selección de muestra; Heckprobit

Health insurance effects on accessing depression treatment in peru

ABSTRACT

The present work aims to determinate the effects of different kinds of health insurance on accessing depression treatment for adults with this disease in Peru between 2013 and 2019. To this end, data was selected from the ENDES survey, and such effects were estimated using binary choice models. However, selecting only adults with depression from the original sample originated sample bias. Thus, heckprobit methodology was used instead of regular logit or probit. Results show that general, public and EsSalud insurance are all correlated with an increased probability of accessing treatment. On the contrary, SIS insurance turned out to be non-significant. Sociodemographic factors which increase access probability were the wealth index, years of education and being a woman. Neither the age nor living in a rural area had significant marginal effects.

Keywords: Depression; Health Insurance; Treatment; Peru; PHQ-9; Health Economics;
Probit with sample selection; Heckprobit

TABLA DE CONTENIDOS

1	INTRODUCCIÓN	7
2	MARCO TEÓRICO	11
2.1	MODELO TEÓRICO	11
2.2	ESTUDIOS PREVIOS	15
3	APROXIMACIÓN METODOLÓGICA	22
3.1	DATOS Y VARIABLES	22
3.2	HECHOS ESTILIZADOS.	24
3.3	ESTRATEGIA METODOLÓGICA.....	31
3.4	ANÁLISIS DE RESULTADOS.	32
4	CONCLUSIONES	37
5	REFERENCIAS	40
6	ANEXOS	51
6.1	ANEXO 1: CONSTRUCCIÓN DE LAS VARIABLES EN BASE A LA ENDES.....	51
6.1.1	Anexo 1.1: Variables de aseguramiento	51
6.1.2	Anexo 1.2: Otras variables explicativas	51
6.1.3	Anexo 1.3: Variable de tratamiento.....	52
6.1.4	Anexo 1.4: Variables adicionales de la ecuación de selección.....	52
6.2	ANEXO 2: MODELOS PROBIT Y LOGIT DE ASEGURAMIENTO GENERAL.....	53
6.3	ANEXO 3: OBSERVACIONES DISPONIBLES POR TIPO DE ASEGURAMIENTO	54
6.4	ANEXO 4: ECUACIONES DE SELECCIÓN	55
6.5	ANEXO 5: TIPOS DE PROBABILIDADES	56

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1: Seguros ofrecidos por EsSalud.....	25
Tabla 2: Seguros ofrecidos por el SIS	26
Tabla 3: Coeficientes de las ecuaciones principales de los modelos heckprobit por tipo de aseguramiento.....	34
Tabla 4: Efectos marginales en los modelos heckprobit por tipo de aseguramiento.....	35

ÍNDICE DE FIGURAS

Gráfico 1: Aseguramiento y tratamiento en adultos con depresión.....	28
--	----

1 INTRODUCCIÓN

Existen diversas razones por las cuales la salud es un tema importante desde el punto de vista económico. Por ejemplo, destaca su papel como determinante de las horas que los individuos pueden dedicarse a trabajar (Jacobson, 2000; Grossman 1972, 2000) y de la productividad de dicho trabajo (Becker, 1962). En esta línea, la importancia específica de la salud mental ha sido reconocida desde hace mucho, ya que afecta los ingresos (Becker, 1962) debido a que interactúa con la salud física a través de sus efectos en el empleo y en la toma de decisiones (Ohrnberger et al., 2017). De hecho, la salud mental tiene un efecto particular en el proceso de maximización de utilidad (Frank y McGuire, 2000) en tanto el modelamiento económico puede considerar como un cambio en la tasa de descuento el que el individuo no le dé importancia al futuro, lo cual es un síntoma común de la depresión (Golberstein y Busch, 2014).

Particularmente, en el caso de Perú, estas enfermedades son relevantes porque, en tanto pertenecen al grupo de las neuropsiquiátricas, generan la mayor pérdida de años de vida saludables (AVISAS), llegando a ser la causa del 17,5% de la pérdida nacional total. Específicamente, la depresión es la enfermedad dentro de esta categoría que más contribuye a dicho porcentaje, pues ocasiona la pérdida de más de 224 mil AVISAS, lo cual representa el 3,9% del total nacional (Ministerio de Salud (MINSA), 2018). Además, la depresión generó pérdidas económicas en Perú de cerca de dos mil millones de dólares en el 2012 (MINSA, 2017), mientras que causa pérdidas anuales por un billón de dólares a nivel mundial, en conjunto con la ansiedad (Organización Mundial de la Salud, 2019). Por otro lado, esta enfermedad está asociada con lograr un menor nivel educativo y de ingresos a nivel individual (Frank y Gertler, 1991; Marcotte y Wilcox-Gök, 2001; Rondón, 2006).

Pese a esto, existe una diferencia importante entre quienes presentan algún trastorno depresivo¹ y los que logran acceder al tratamiento: a partir de distintos estudios epidemiológicos elaborados en varias zonas de Perú, se ha encontrado que la prevalencia de

¹ Existen distintas estimaciones sobre la prevalencia de la depresión en Perú: mientras el *Institute for Health Metrics and Evaluation* (2020) la sitúa con un valor máximo de 2,36% en el 2019 producto de un aumento constante, los estudios del IESM (2002, 2003, 2004) / INSM (2005, 2006, 2007, 2012) encuentran los valores ya mencionados.

la depresión se ubica entre el 14,1% (Instituto Nacional de Salud Mental (INSM), 2006) y el 21,4% (Instituto Especializado de Salud Mental (IESM), 2004), mientras que el nivel de acceso se encuentra entre el 10,1% (INSM, 2007) y el 31% (INSM, 2012) para las personas que requieren servicios de salud mental. En esta línea, Castillo-Martell y Cutipé-Cárdenas (2019) mencionan que solo la quinta parte de quienes los necesitan tiene acceso a los servicios de salud mental. Sin embargo, existen otras estimaciones sobre el nivel de acceso que lo sitúan incluso a un nivel menor: Piazza y Fiestas (2014) encuentran que la falta de acceso llega al 90%, que es un nivel similar al mencionado por Saavedra y Galea (2020), quienes lo sitúan en 85% en el año 2012.

Además, la falta de tratamiento tiene como una de sus causas que entre el 69% y el 85% de quienes lo requieren no buscan atención, siendo uno de sus principales motivos para ello la escasez de recursos financieros (Toyama et al., 2017), lo cual es consistente con que la prevalencia de este tipo de enfermedades se encuentre asociada a un menor nivel económico (Patel et al., 2010; Silbersdorff y Schneider, 2019), por lo que también se sabe que las medidas que incrementan económicamente el acceso pueden mejorar la salud mental de los individuos (Ohrnberger et al., 2020).

Al respecto, existe evidencia de que el aseguramiento reduce los desembolsos requeridos para acceder a los tratamientos de salud en general (Chu et al., 2005; Finkelstein y McKnight, 2008; Galárraga et al., 2010), por lo que, si se tiene en cuenta que en el caso peruano entre el 30,2% y el 46,9% de quienes padecen una enfermedad mental y no buscan tratamiento lo atribuye a la falta de dinero (IESM, 2004; INSM, 2012), el contar con un seguro debería incrementar el acceso al tratamiento tanto de las enfermedades mentales como de la depresión en específico.

Sobre esta última relación, la literatura empírica muestra resultados a favor de dicho efecto positivo tanto para las enfermedades mentales en general (Keeler et al., 1988; McAlpine y Mechanic, 2000; Vega et al., 2001; Lee y Kim, 2020) como para la depresión en particular (Machnicki et al., 2011; DiCola et al., 2013; Fry y Sommers, 2018). No obstante, también existen hallazgos diferentes para el caso general de las enfermedades mentales (Leach et al., 2012; Sherrill y Gonzales, 2017; Wang y Xie, 2019) y para el caso específico de la depresión (DiCola et al., 2013; Fry y Sommers, 2018).

Por otro lado, debe tenerse considerarse que el costo de los servicios de salud para el tratamiento de la depresión no es el único motivo por el cual las personas no reciben el tratamiento requerido. Específicamente, otras razones importantes son que, de las personas que los requieren, entre el 15,2% y el 24,8% consideran que el tratamiento no los beneficiaría (IESM, 2003, 2004) y entre el 50,2% y el 69,2% consideran que sus síntomas deben ser superados por ellos mismos (IESM, 2003, 2004). Entonces, si el mecanismo mediante el cual los seguros incrementan el acceso es una reducción en los costos, pero estos no son la razón más común por la cual las personas no acceden al tratamiento de la depresión, surge la interrogante de si los seguros conservan su efecto incremental en el acceso.

Por ello, el tema de si el aseguramiento contribuye o no a un mayor acceso a los servicios de tratamiento de la depresión en el caso peruano es relevante en tanto que todavía no ha sido abordado, a pesar de que sí existen investigaciones (Barrionuevo-Rosas et al, 2013; Neelsen et al., 2017; Bernal et al., 2017) que asocian la tenencia de un seguro con el nivel de acceso a distintos servicios de salud en general, encontrando una relación positiva. Particularmente, el estudio Barrionuevo-Rosas et al (2013) es destacable porque diferencia los efectos del aseguramiento público y el privado, llegando a encontrar que el privado genera un mayor incremento en el acceso, lo cual contradice lo hallado por Leach et al. (2012) para el caso de Australia, quienes determinan que el aseguramiento privado no tiene efecto alguno en el acceso.

En esta línea, debe mencionarse que existen distintos tipos de seguros en Perú y que los principales, en cuanto a cobertura, son el Seguro Social de Salud (EsSalud) y el Seguro Integral de Salud (SIS) (Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI), 2020b), que son ambos públicos, si bien están destinados a distintos segmentos de la población (Cetrángolo et al. 2013). Además, existen distintos seguros privados.

En consecuencia, el presente trabajo busca determinar si el contar con un seguro tiene efecto en el acceso al tratamiento, siendo la hipótesis que buscará contrastarse que el aseguramiento tiene un efecto positivo en dicho nivel de acceso. Esto último, debido a que el aseguramiento reduce el costo marginal de los servicios de salud, por lo que debería incrementar la demanda de estos (Pauly, 1968). Para contrastar esta hipótesis se hará uso de la información disponible para el caso peruano, y específicamente la relacionada con el aseguramiento y la atención en salud para tratar la depresión.

Con este fin, la estructura de este documento es la siguiente: en primer lugar, se presenta el modelo teórico que justifica la investigación. A continuación, se detalla lo hallado en la revisión de la literatura empírica. Luego, se procede a la descripción de la base de datos por emplear, los indicadores que se han construido a partir de esta, los hechos estilizados que permiten tener una idea de las relaciones entre dichos indicadores y la metodología econométrica por emplear. Posteriormente, se analizan los resultados obtenidos. Finalmente, se presentan las conclusiones.

2 MARCO TEÓRICO

En esta sección, en primer lugar, se mencionan algunos de los primeros estudios relacionados con el accionar de los individuos en cuanto a los servicios de salud. Luego, se explica la lógica del planteamiento que realizó Grossman (1972) en cuanto a la demanda de dichos servicios, así como también los mecanismos mediante los cuales podría incluirse la salud mental en dicho modelo. A continuación, se presentan elaboraciones de distintos autores en torno al aseguramiento en salud. Finalmente, se presenta el modelo que justifica a nivel teórico la presente investigación: el modelo de riesgo moral ex post elaborado por Zweifel et al. (2009a).

2.1 Modelo Teórico

La dinámica de toma de decisiones de los individuos en el ámbito de la salud ha sido un aspecto analizado por la literatura económica profundamente. Por ejemplo, tan temprano como en 1789, Bentham plantea que es del interés del individuo aquello que reduzca la “*suma de sus dolores*” (Bentham, 1996), y ya en 1961 se acepta que las decisiones de los individuos en pro de la mejora de su estado de salud tienen implicancias que son de interés para los economistas, tales como el crecimiento de la población (Schultz, 1961); mientras que Becker (1962) reconoce que ciertas decisiones (tales como una mejor dieta) pueden aumentar la fuerza y, en consecuencia, la capacidad de generar ingresos.

Por su parte, Mushkin (1962) describe las distintas maneras en las que puede medirse el *stock* del capital de salud individual: A saber, el costo de los servicios de salud que se adquieren a lo largo de la vida, el valor presente de los futuros ingresos que se generen como consecuencia de una mejora en la salud, entre otros. Posteriormente, Arrow (1963) caracteriza al mercado de servicios de salud como uno en el que los individuos deben tomar decisiones ante la presencia de incertidumbre, asimetría de información, discriminación de precios, barreras de entrada y externalidades. Al respecto, Fuchs (1966) menciona que los servicios de salud, en tanto pueden incrementar la esperanza de vida, afectan potencialmente la manera en la que los individuos toman decisiones en relación con el trabajo y el ahorro, por ejemplo.

Por lo antes mencionado, comprender la demanda por servicios de salud es importante porque la salud afecta la productividad y la oferta de horas en el mercado de trabajo. Además, permitiría analizar los efectos de la regulación, del aseguramiento y otros aspectos (Jacobson, 2000). Debido a esto, Grossman (1972) elabora un modelo de demanda por salud a partir de la distinción entre bienes y *commodities* propuesta por Becker (1965). En dicho modelo, el individuo demanda bienes y servicios de salud con el objetivo de producir el *commodity* salud, que le genera utilidad, pero que también es empleado como insumo para producir el tiempo que oferta en el mercado laboral (Grossman, 2000).

Sin embargo, dicho modelo ha recibido distintas críticas², tales como no haber incluido explícitamente el rol del aseguramiento. Por ello, Liljas (1998) pretende elaborar dicha extensión, pero Tabata y Ohkusa (2000) encuentran problemas con su propuesta, por lo que Liljas (2000) concluye que todavía quedan extensiones por desarrollar en cuanto al modelamiento teórico de la demanda por servicios de salud.

En particular, modelar los efectos del aseguramiento en salud es importante porque este protege al individuo del riesgo derivado de la incertidumbre inherente al mercado de servicios de salud (Arrow, 1963), y ofrece una alternativa que permite un mayor nivel acceso a las personas de menores recursos cuando se la compara con depender de los pagos de bolsillo (McDaid, 2017). No obstante, Pauly (1968) explica que el individuo puede beneficiarse de no contar con un seguro porque no tendría que asumir que las primas se incrementen como consecuencia del riesgo moral, que es el incremento en la demanda de servicios de salud por parte de los asegurados hasta una cantidad mayor que la que demandarían si es que tuvieran que adquirir los servicios mediante pagos de bolsillo. Este incremento se debe a la reducción del costo marginal de adquirir dichos servicios o, de manera empírica, de los desembolsos requeridos para ello.

² A nivel teórico, Zweifel (2012) menciona que el modelo de Grossman ha sido criticado por su supuesto de un horizonte de planeamiento fijo, por la razón fija entre el gasto en salud y el costo de los intentos de los individuos por mejorar su propia salud a pesar del estado de esta, y por suponer que los individuos pueden llegar a un estado de salud que consideren óptimo independientemente del estado de salud en el que se encuentren. A nivel empírico, Wagstaff (1986) halla que, al realizar las estimaciones, varios de los estimadores resultan tener un signo contrario al predicho por el modelo. No obstante, Nocera y Zweifel (1998) encuentran, a partir del uso de data panel, que las predicciones del modelo de Grossman sí se cumplen y argumentan que los resultados contrarios podrían deberse no a un problema con el modelo, sino con el tipo de data, pues es la data de tipo panel la que permite incorporar el carácter dinámico del modelo.

Debido a que existen investigaciones empíricas en torno al aseguramiento que parecen avalar lo descrito por Pauly (1968), se dio un debate teórico sobre cómo debe calcularse el riesgo moral y, en consecuencia, sobre cuál es el valor de los seguros (Nyman, 1999a, 2001; Blomqvist, 2001). Específicamente, Nyman (1999b, 2001) desarrolla la idea del valor de acceso, es decir, que los individuos adquieren seguros de salud dado que les permiten acceder a servicios que estarían fuera de su alcance si es que no contaran con un seguro, independientemente del beneficio o pérdida neta asociados al aseguramiento como consecuencia de la protección contra el riesgo y de los efectos del riesgo moral. Dicho motivo es modelado por Nyman (1999b) y por Zweifel et al. (2009b).

Sin embargo, como en dichos modelos es necesario conocer explícitamente la función de utilidad para poder determinar si la relación entre el aseguramiento y el nivel de demanda de servicios de salud es positiva, neutral o negativa, se presenta en cambio el modelo de riesgo moral de Zweifel et al. (2009a) dado que este no cuenta con dicha limitación y ofrece resultados más generales.

Con ese objetivo, el modelo teórico de Zweifel et al. (2009a) considera una función de utilidad $u()$ que depende únicamente del ingreso discrecional y :

$$u = u(y)$$

tal que $u' > 0$, $u'' < 0$. El ingreso discrecional y se obtiene a partir de

$$y = Y - P - M + I$$

Es decir, que es lo que le queda al individuo de sus ingresos brutos (Y) luego de pagar la prima del seguro (P) y los servicios de salud (M), además de recibir los beneficios del seguro (I). Cabe resaltar que en este modelo el precio relativo de los servicios de salud se asume constante y es normalizado a uno. Por otro lado, los ingresos brutos (Y) dependen del estado de salud H por medio de la función $f()$:

$$Y = f(H)$$

Dicho estado de salud H es el resultado del estado de salud θ (fuera de su control) que posee el individuo antes del uso de servicios de salud (M). De manera explícita, para cada periodo s se asume que estas variables se relacionan por

$$H_s = \theta_s + M_s$$

Además, el mejor estado de salud que podría experimentar el individuo es θ_{max} , tal que si $\theta_s < \theta_{max}$, se puede mejorar dicho estado mediante la adquisición de servicios de salud, y la función f cumple que $f'(\theta_{max}) \geq 1$ (lo cual garantiza la demanda de servicios médicos para cualquier estado de salud y elimina las soluciones de esquina) y $f'' < 0$.

Por otro lado, los beneficios del seguro (I) dependen del nivel de copagos (c), que cumple con $0 \leq c \leq 1$, y de la cantidad de servicios de salud (M) de la siguiente manera para cada periodo s :

$$I_s = (1 - c)M_s$$

Reemplazando H_s e I_s en y_s , se obtiene:

$$y_s = (f(\theta_s + M_s) - P - cM_s)$$

Luego, el individuo busca maximizar su utilidad en base a su elección sobre M_s :

$$\max u(f(\theta_s + M_s) - P - cM_s)$$

La condición de primer orden es

$$\frac{du}{dM_s} = u'[y_s](f'[\theta_s + M_s^*] - c) = 0$$

que implica que

$$f'[\theta_s + M_s^*] = f'[H^*] = c$$

Entonces, se determina no solo la cantidad óptima de servicios de salud (M_s^*) sino también el estado de salud óptimo en el periodo s , denotado por H^* . Además, como $u' > 0$ y $f'' < 0$, se cumple la condición de segundo orden necesaria para máximos:

$$\frac{d^2u}{dM_s^2} = u''[y_s](f'[\theta_s + M_s^*] - c)^2 + u'(y_s)f''[\theta_s + M_s^*] < 0$$

Adicionalmente, como $H^* = \theta_s + M_s^*$, también se cumple³ que

$$\frac{dH^*}{dc} = \frac{1}{f''(H^*)} < 0$$

³ Considerando el Teorema de la Función Implícita.

Lo cual significa que un nivel más bajo de copagos implica un nivel más alto de salud, mientras que, para la demanda de servicios médicos, se puede reescribir $H^* = \theta_s + M_s^*$ como

$$M_s(c, \theta_s) = H^*(c) - \theta_s$$

Y derivando respecto a θ_s se halla que

$$\frac{dM_s}{d\theta_s} = -1 < 0$$

Que significa que la cantidad demandada de servicios de salud se incrementa cuando empeora el estado de salud, mientras que si se deriva respecto a c , se obtiene que

$$\frac{\partial M_s}{\partial c} = \frac{dH^*}{dc} < 0$$

Lo cual implica que dicha cantidad se incrementa cuando baja el nivel de copagos, es decir, cuando se incrementa el nivel de aseguramiento.

Debido a su generalidad, el modelo antes visto es aplicable al mercado de servicios de salud, así como a sus diferentes segmentos. De hecho, la siguiente sección presentará distintos estudios empíricos que confirman las relaciones descritas por este modelo. En particular, se incluyen estudios centrados en el ámbito de la salud mental y, de forma más específica, en la depresión.

2.2 Estudios Previos

Dado que el modelo teórico desarrollado en la sección anterior sugiere que el aseguramiento incrementa la demanda de servicios de salud, es necesario contrastar si esto se cumple a nivel empírico. Con este objetivo, en la presente sección se mostrará lo que la literatura sostiene respecto al aseguramiento con relación al nivel de acceso a los servicios de salud, partiendo del caso general para luego hacer énfasis en la salud mental y posteriormente en la depresión. Como último punto, se presentan investigaciones hechas para el caso peruano.

En primer lugar, debe establecerse si el aseguramiento efectivamente reduce los gastos de bolsillo, tal y como sugiere la teoría. Al respecto, las investigaciones han podido comprobar que esto sucede en distintos países, tales como Taiwán, en donde la reducción de dichos gastos fue de hasta 23% (Chu et al., 2005), Estados Unidos, con una reducción del 40%

(Finkelstein y McKnight, 2008), y México, con una reducción del 54% (Galárraga et al., 2010).

Estos resultados son importantes porque, de acuerdo con la teoría, el requerimiento de elevados desembolsos del gasto de bolsillo limitaría el acceso de los individuos a los servicios de salud (McDaid, 2017). Esto fue corroborado por estudios como el realizado por Freiberg y Scutchfield (1976), en cual un mayor gasto de bolsillo está asociado a un menor número de admisiones y a una menor duración promedio de la estancia en los hospitales.

Entonces, si es que altos niveles de gasto inhiben el acceso a los servicios de salud y el aseguramiento reduce dichos gastos, es de esperarse que el contar con un seguro incrementa el nivel de acceso, lo cual ha sido contrastado por los estudios empíricos. Por ejemplo, Rosett y Huang (1973) encuentran que un mayor nivel de cobertura por parte del seguro de salud está asociado con un incremento del total del gasto del hogar en servicios de salud, medido este como gastos directos y beneficios por parte del seguro. Asimismo, estudios como el planteado por Newhouse et al. (1974) estiman que la cobertura total se encuentra asociada con un incremento de entre 5% y 10% de la demanda servicios hospitalarios y de 75% de la de servicios ambulatorios, mientras que el establecer un copago máximo de 25% solo incrementaría el uso de servicios hospitalarios en un máximo de 8% y el de ambulatorios en 30%.

Estos resultados son similares a los hallados por otros autores: Greenlick y Darsky (1968) hallan una asociación positiva entre contar con un seguro de salud y recibir prescripciones de medicamentos, mientras que Davis y Russell (1972) encuentran que el aseguramiento privado tiene un efecto de mayor magnitud sobre el acceso a servicios de hospitalización, y Andersen y Aday (1978) hallan que el contar con un seguro tiene un efecto directo en el número de visitas al médico.

No obstante, la investigación de Feldstein (1971) encuentra resultados diferentes a los ya descritos, pues halla que el contar con un seguro está asociado a un menor nivel de admisión y de estancia promedio en hospitalización. Sin embargo, los cálculos de este estudio son cuestionados por Phelps y Newhouse (1974), quienes mencionan que la forma funcional utilizada genera inconsistencia en los estimadores.

Posteriormente, entre 1974 y 1982, y con el objetivo de determinar los efectos del aseguramiento en la demanda de servicios de salud, el gobierno federal de EE. UU. lleva a cabo el RAND *Health Insurance Experiment* (HIE) (Manning et al., 1988), que es considerado el único verdadero experimento social sobre aseguramiento, ya que asignó distintos niveles de cobertura de manera aleatoria, método que es considerado el ideal para evaluar causalidad (Levy y Meltzer, 2008).

A partir de los datos recogidos en el HIE, un primer análisis sugirió que la cobertura total ocasionaba un incremento tanto en el uso de los servicios por parte de cada persona como en el número de personas que usaban los servicios, tanto ambulatorios como de hospitalización (Newhouse et al., 1981), mientras que sus resultados finales confirmaron la asociación entre un mayor nivel de cobertura y un mayor uso de los servicios de salud: los gastos per cápita de las personas con cobertura total fueron 45% superiores que los de aquellas con un nivel de copago del 95% (Manning et al., 1988).

Contrariamente, existen estudios elaborados en base al HIE que han sido desfavorables al aseguramiento: contrastando de manera empírica las ganancias asociadas a este por Arrow (1963) con los costos atribuidos por Pauly (1968), Manning y Marquis (1989) encuentran que las ganancias obtenidas por evitar el riesgo financiero no logran compensar las pérdidas derivadas del riesgo moral, resultado que también es hallado por Feldman y Dowd (1991), quienes estiman dichas ganancias en 176 dólares, mientras que las pérdidas alcanzan los 1795 dólares (nivel de precios de 1984).

A pesar de esto, el aseguramiento en salud resulta importante debido a su valor de acceso, es decir, que permite adquirir servicios que no están al alcance de los no asegurados. De hecho, si no fuera porque contaban con un seguro, al menos el 50% de las personas que recibieron algún servicio de salud en 1987 no hubieran podido acceder a este debido a su precio (Nyman, 1999b). En esta línea, distintos estudios elaborados a lo largo de las décadas de 1990 (Lieu et al., 1993; Berk et al., 1995; Newacheck et al., 1998), de 2000 (DeVoe et al., 2003; Buchmueller et al., 2005; Shin et al., 2005; Freeman et al., 2008) y de 2010 (Halpern et al., 2011; Miller et al., 2014) encuentran que el aseguramiento incrementa el nivel de acceso a diversos servicios de salud y en distintas subpoblaciones.

Ahora bien, resultados como estos no solo han sido hallados en de Estados Unidos, pues la literatura también los muestra en otras zonas del mundo, tales como Europa (Delvaux, 2001), China (Liu et al., 2002), Japón (Kondo y Shigeoka, 2013) y Senegal (Jütting, 2004).

Por su parte, en el caso de la salud mental, no fue sino hasta fines de la década de 1990 cuando el aporte de la economía al análisis de la provisión de servicios relacionados a esta es reconocido⁴ (Razzouk, 2017). En particular, el trabajo de Knapp (1999) expone la evolución de la visión que se tenía respecto a la capacidad de la ciencia económica para brindar información relevante en este tópico.

Como ejemplo de estos aportes, puede mencionarse el trabajo de Rowan et al. (2013), que encuentra que las personas con enfermedades mentales que cuentan con un seguro son menos propensas a reportar barreras de costos. En línea con la teoría, esto debería implicar que los seguros incrementan el acceso también en el caso de las enfermedades mentales, lo cual se ha comprobado empíricamente: Por ejemplo, los niños que cuentan con un seguro público tienen mayor probabilidad de recibir atención para tratar su salud mental que los que no cuentan con ninguno (Kataoka et al, 2002). A su vez, el aseguramiento también tiene un efecto positivo en el acceso entre los adultos jóvenes (Lee y Kim, 2020) y entre las personas con enfermedades mentales graves (esquizofrenia y bipolaridad) (McAlpine y Mechanic, 2000).

En esta línea, superando las limitaciones por selección de los estudios ya mencionados, Keeler et al. (1988) hallan que el contar con un seguro de cobertura total cuadruplica el uso de servicios ambulatorios respecto a quienes estaban en un esquema del 95% de reparto de costos, que es calificado como “virtualmente sin cobertura”. Por su parte, Vega et al. (2001) encuentran que el contar con un seguro público o uno privado tiene un efecto positivo en el acceso a los servicios médicos con el fin de tratar enfermedades psiquiátricas, pero solo el seguro privado afectaba el acceso a proveedores de servicios de salud mental.

Por otro lado, los beneficios del aseguramiento no se limitan solo a recibir o no el tratamiento, sino que existe una relación entre el primero y la continuidad del último: en países de ingreso medio o bajo, el abandono de este es más alto en pacientes sin aseguramiento que en aquellos que sí lo tienen (Fernández et al, 2020). Por su parte, Haas-

⁴ A pesar de ello, entre las décadas de los años 1960 y 1980 diversas investigaciones se centraron en el tema de Economía de la Salud, con énfasis en la salud mental (Razzouk, 2017)

Wilson et al. (1989) encuentran que el precio resulta ser estadísticamente no significativo respecto a qué tipo de tratamiento se recibe.

No obstante, hay estudios que hallan resultados distintos: al analizar cada variable independiente por separado, Wang y Xie (2019) encuentran que aquellos que cuentan con algún tipo de aseguramiento tienen menos probabilidad de usar los servicios de salud mental que aquellos que no cuentan con este. Por otro lado, el estudio de Sherrill y Gonzales (2017) halla que aún persisten algunas brechas en el acceso a los servicios de salud mental en EE. UU. tras la ampliación del aseguramiento mediante la Ley de Protección al Paciente y Cuidado de Salud Accesible, tales como el retraso en los cuidados médicos debido al costo o el nivel de atención para las personas con enfermedades mentales graves por parte de un profesional de la salud mental. Sobre este último punto, resaltan la importancia del nivel de reparto de costos.

A su vez, también existen resultados menos claros, como aquellos que hallan que los seguros privados no tienen efecto alguno en el acceso, ya sea en niños (Kataoka et al, 2002) o en mayores de 15 años (Leach et al., 2012). Además, el estudio de Wang y Xie (2019) mencionado anteriormente encuentra que el aseguramiento requiere de la presencia de otros factores explicativos en la estimación (tales como con la edad, la raza, el nivel de ingresos, el estado civil, la presencia de episodios depresivos mayores y el uso de sustancias) para afectar el nivel de acceso.

Por otro lado, para el caso particular de la depresión, el contar con un seguro se relaciona con una mayor probabilidad de ser tratado por un episodio depresivo mayor en el caso de los adolescentes (DiCola et al., 2013). Esta relación también se presenta para los adultos de bajos ingresos con depresión severa o moderada, pues la expansión del aseguramiento (Medicaid) está vinculada con una disminución del retraso en el acceso a medicación como consecuencia de su costo (Fry y Sommers, 2018). Fuera de Estados Unidos, este efecto también se observa en Argentina, en donde no contar con un seguro conllevaba una mayor probabilidad de que a las personas no se les recete antidepresivos (Machnicki et al., 2011).

Además, la expansión del aseguramiento trae otros beneficios, tales como la reducción de depresión no tratada (Baicker et al., 2018) y la disminución de depresión autorreportada entre adultos, de bajos ingresos y sin hijos, con alguna condición crónica (Winkelman y Chang, 2018). Este resultado no es exclusivo al contexto estadounidense, pues contar con alguna

forma de aseguramiento también reduce la presencia de depresión para el caso de China (Tian et al., 2012).

No obstante, el aseguramiento no genera cambios para los adultos en el uso de servicios de salud mental por depresión durante los doce meses anteriores ni en la dificultad de obtener atención por parte de un especialista (Fry y Sommers, 2018) ni tampoco para los adolescentes en cuanto a la probabilidad de ser atendidos por un profesional médico general debido a un episodio depresivo mayor (DiCola et al., 2013).

Ahora bien, dado que no se han encontrado estudios que analicen específicamente el impacto del aseguramiento en el acceso al tratamiento de la depresión para el caso peruano, es oportuno mencionar las investigaciones que se han realizado para explicar la relación entre el aseguramiento y el acceso en general. Por ejemplo, Bernal et al. (2017) encuentran que la cobertura por parte de un seguro de salud aumenta en nueve puntos porcentuales la probabilidad de haber acudido a un médico en las últimas cuatro semanas. Cabe resaltar que la cobertura total generó un incremento de seis puntos porcentuales, mientras que el efecto no es significativamente diferente a cero en las atenciones en las que el individuo tuvo que pagar al menos en parte.

En esta línea, y también para el caso peruano, Neelsen y O'Donnell (2017) hallan que el tener acceso a cuidado médico básico gratuito incrementa la tasa de utilización de los servicios ambulatorios en seis puntos porcentuales y aumenta en un tercio la tasa de pruebas de diagnóstico, a la vez que la tasa de medicación se eleva en 11%. No obstante, no encuentran un impacto significativo en la atención hospitalizada, resultado que atribuyen a los topes a la cobertura impuestos para este tipo de atención. Adicionalmente, Barrionuevo-Rosas et al. (2013) estiman que, durante los últimos cinco años y respecto a las mujeres sin seguro, las que contaban con un seguro público tienen 1,27 veces mayor probabilidad de haberse realizado una prueba de Papanicolaou, mientras que para las que contaban con un seguro privado, este valor se eleva a 1,52.

En suma, si bien existen estudios que analizan el impacto del aseguramiento en el acceso a distintos servicios de salud en el caso peruano, no se ha encontrado ninguno que estime el efecto del aseguramiento para el caso particular del acceso al tratamiento de la depresión en Perú. Dado que existen resultados diversos en la literatura tanto para el total de las

enfermedades mentales como para el caso individual de la depresión, resulta relevante analizar esta relación para el caso peruano.

3 APROXIMACIÓN METODOLÓGICA

En esta sección se presenta, en primer lugar, la base de datos con la cual se planea contrastar las hipótesis planteadas y los indicadores que se han construido a partir de la información que esta brinda. Luego se muestran los hechos estilizados sobre diferentes variables relevantes para el presente estudio a partir de la base de datos en cuestión. A continuación, se menciona el método econométrico por emplear. Finalmente, se presentan los resultados de las estimaciones llevadas a cabo.

3.1 Datos y Variables

La Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) es una encuesta que busca recoger información acerca de la salud, mortalidad y fecundidad en Perú. En específico, la ENDES recoge información sobre la prevalencia y el tratamiento de enfermedades no transmisibles desde 2013 (INEI, 2020b), entre las que destaca la depresión. Además, también brinda información sobre la tenencia de seguros de salud, pese a no ser la única encuesta que brinda dicha información⁵. Por esto, resulta apropiada para la presente investigación.

En cuanto al aseguramiento, se han construido indicadores dicotómicos en relación con la tenencia de distintos tipos de seguro. Específicamente, se ha construido un indicador relacionado a contar con cualquier tipo de seguro de salud, uno que reporta si la persona cuenta con cualquier seguro público y otro que informa sobre si se cuenta o no con algún seguro privado. Para la elaboración de los dos últimos se empleó la clasificación utilizada por Barrionuevo-Rosas et al. (2013). Además, también se construyó un indicador referente a la tenencia de algún seguro del SIS y otro para el caso de los seguros de EsSalud. El detalle de las variables de la ENDES empleadas para la construcción de estos indicadores se encuentra en el Anexo 1.1: Variables de aseguramiento.

⁵ En cuanto a encuestas que recojan información sobre aseguramiento en salud, la principal es la Encuesta Nacional de Hogares, a partir de la cual se elaboran los informes técnicos Condiciones de Vida en el Perú (INEI, 2011-2020a). Sin embargo, dicha encuesta no brinda información sobre la presencia de depresión.

Por su parte, como demás variables explicativas se tiene, en primer lugar, un índice de riqueza normalizado⁶. Cabe resaltar que, como la ENDES no brinda información sobre ingresos o gastos monetarios, el índice de riqueza se construye utilizando una metodología de componentes principales en base a las características de la vivienda, el acceso a servicios, la propiedad de bienes durables, el tipo de combustible para cocinar y el número de personas por habitación (INEI, 2013).

A su vez, los años de educación también son considerados como variable explicativa porque la literatura señala que un mayor nivel educativo incrementa el uso de los servicios de salud mental (Steele et al., 2007) debido a que mejora el conocimiento sobre sus beneficios (Gonzalez et al., 2011). Esto es importante si se toma en cuenta que los estudios epidemiológicos llevados a cabo en Perú señalan que uno de los principales motivos por el que los adultos no buscan tratamiento es que consideran que este no los beneficiaría (IESM, 2002- 2004; INSM, 2005- 2012). Por otro lado, como variables de control se tienen la edad, el sexo y el ámbito de residencia. Al respecto, el Anexo 1.2: Otras variables explicativas brinda mayor detalle sobre estas variables.

En cuanto a la presencia de depresión, la ENDES incluye una versión modificada del *Patient Health Questionnaire-9* (PHQ-9)⁷ que permite determinar dicha presencia en un periodo de doce meses (INEI, 2018). Para ello, se utilizan nueve preguntas que evalúan la frecuencia de distintos síntomas asignándoles un valor entre cero y tres, tal que un mayor valor representa una mayor frecuencia. La suma de los valores de las nueve respuestas constituye el puntaje total, de acuerdo con el cual la persona puede o bien no presentar depresión (0-4) o bien presentar depresión leve (5-9), moderada (10-14), mayor (15-19) o severa (20-27) (Williams et al., 2002). A partir de dicho puntaje se ha creado un indicador dicotómico para señalar la presencia de depresión, que toma el valor de uno si el puntaje obtenido es mayor o igual a diez. Dicho valor se utilizó como punto de corte porque permite obtener una sensibilidad de 92% y una especificidad de 80% (Gilbody et al., 2007).

⁶ Para el periodo 2013-2019, algunas ENDES reportan un índice de riqueza continuo con una escala de entre aproximadamente -2 y 2, mientras que otras lo reportan entre -200 mil y 200 mil, por lo cual es necesario normalizarlo si se pretende realizar un análisis que abarque distintos años.

⁷ Este cuestionario se basa en los criterios de diagnóstico de la depresión del Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales (DSM, por sus siglas en inglés) IV de la Asociación Estadounidense de Psiquiatría, que se mantienen en el DSM-V (Villarreal-Zegarra et al., 2019). Para Perú, el PHQ-9 ha sido validado a juicio de expertos por el MINSA (Calderón et al., 2012), y se ha comprobado su consistencia interna (Villarreal-Zegarra et al., 2019).

Cabe resaltar que el seleccionar una submuestra en base a la presencia de depresión puede generar sesgos que afecten los estimadores, por lo cual resulta necesario generar indicadores que complementen a los ya mencionados y que permitan estimar la ecuación de selección⁸ si se encontrarán indicios de dicho sesgo. Para ello, se cuenta con uno que reporta la presencia de alguna discapacidad y otro que informa sobre el estado civil de la persona en cuestión. Respecto al detalle de los indicadores de la ecuación de selección, se puede encontrar dicha información en el Anexo 1.4: Variables adicionales de la ecuación de selección.

Por último, como variable explicada se tiene el indicador generado para la recepción de tratamiento para la depresión (véase Anexo 1.3: Variable de tratamiento). En tanto es dicotómico, será necesario emplear un método de elección binaria. El detalle de dicho método será explicado en la sección correspondiente a la Estrategia metodológica.

3.2 Hechos Estilizados⁹.

El nivel de aseguramiento en Perú se ha incrementado en los últimos años: de acuerdo con las ENDES, en 2013 el porcentaje de la población adulta que contaba con un seguro de salud era de 64,61%, mientras que dicho valor se elevó a 72,89% en 2019. Este incremento ha sido impulsado por los seguros públicos, ya que estos experimentaron un aumento similar en el nivel de cobertura durante el mismo periodo, pasando de 63,50% a 71,49% de acuerdo con la ENDES.

En esta línea, debe mencionarse que el Seguro Social de Salud (EsSalud) y el Seguro Integral de Salud (SIS) son los principales seguros públicos respecto al porcentaje de la población que cuenta con ellos (INEI, 2020a). Además, ambos brindan cobertura para el tratamiento de enfermedades mentales tales como la depresión (EsSalud,2020d; SIS, n.d.).

Particularmente, EsSalud es creado en 1936 con el nombre de Seguro Social Obrero Obligatorio, y adquiere su nombre y características actuales en 1997 (EsSalud, n.d.). Cuenta con copagos y está destinado principalmente a los trabajadores dependientes (Cetrángolo et al. 2013). Además, EsSalud cubre a un mayor porcentaje de personas en el ámbito urbano que en el rural (INEI, 2020a), lo cual coincide con la información brindada por la ENDES, según la cual el 33,67% de los adultos en el ámbito urbano contaban con un seguro de

⁸ Sobre la ecuación de selección, véase la sección Estrategia metodológica.

⁹ Los estadísticos presentados en esta sección consideran el diseño de la ENDES (unidad primaria de muestreo, estratificación y peso de muestreo) en línea con lo explicado por Hernández-Vásquez y Chacón-Torrico (2019).

EsSalud en el periodo 2013-2019, mientras que en el ámbito rural este nivel se reduce a 7,88%. A nivel nacional, en el año 2019 el 29,45% de la población adulta contaba con algún seguro de EsSalud, los cuales se detallan en la Tabla 1.

Tabla 1: Seguros ofrecidos por EsSalud

Tipo de seguro	Segmento objetivo de la población	Nivel de contribución requerido
Regular	Trabajadores dependientes (obligatorio) Pensionistas	Trabajadores: 9% del ingreso mensual, a cargo del empleador Pensionistas: 4% de la pensión, a cargo del pensionista
Potestativo	Personas independientes	Por rango de edad: 0-17 años: s./137 18-29 años: s./132 30-59 años: s./138 60 años a más: s./215
Agrario	Trabajadores en actividades de cultivo, crianza, avícolas, agroindustrial (con excepción de la forestal) o acuícola	Dependientes: 4% de la remuneración mensual Independientes: 4% de la remuneración mínima vital

Elaboración propia. Fuentes: EsSalud (2020a), EsSalud (2020b), EsSalud (2020c)

Por su parte, el SIS fue creado en 2001 como unión y expansión del seguro gratuito escolar y el seguro materno infantil. Funciona mediante el reembolso del costo variable en el que incurran hospitales y regiones de salud al atender a personas que se encuentren cubiertas, y brinda atención gratuita en los establecimientos del MINSA (Cetrángolo et al. 2013). A partir del 2015, los recién nacidos y las gestantes son automáticamente afiliados al SIS si es que no cuentan con un seguro similar (Velásquez et al., 2016). Las características de cada uno de los seguros que ofrece el SIS se muestran en la Tabla 2.

Tabla 2: Seguros ofrecidos por el SIS

Tipo de seguro	Segmento objetivo de la población	Nivel de contribución requerido
SIS Gratuito	Personas sin otro seguro en pobreza o pobreza extrema) Gestantes Niños menores de cinco años	Gratuito
SIS Para Todos	Personas sin otro seguro	Gratuito
SIS Independiente	Personas y familias sin seguro que puedan pagar el aporte mensual	Individual Menor de 60 años: s./39 Mayor de 60 años (contrato activo): s./44 Mayor de 60 años (contrato nuevo): s./58 Familiar Titular más un derechohabiente: s./78 Titular más dos derechohabientes: s./94 Titular más tres derechohabientes: s./115
SIS Microempresas	Trabajadores de microempresas	Por cada trabajador (pagado por el empleador): s./15
SIS Emprendedor	Trabajadores independientes sin otro seguro que aporten en las categorías 1 o 2 del Nuevo RUS	Gratuito

Elaboración propia. Fuentes: SIS (2018), SIS (2019a), SIS (2019b), SIS (2020a), SIS (2020b), SIS (2020c), SIS (2020d), SIS (2020e)

Comparado con EsSalud, el SIS cubre a un mayor porcentaje de la población, de tal manera que en 2019 el 40,41% de la población adulta contaba con algún seguro del SIS. Este nivel representa un incremento de aproximadamente nueve puntos porcentuales respecto al año 2013.

Por otro lado, lo que se observa en el caso de los seguros privados es que su nivel de cobertura se ha mantenido relativamente constante, pues entre 2013 y 2019 la población adulta que contaba con estos solo subió de 3,97% a 4,11%. Esto contrasta con lo ocurrido anteriormente, ya que las entidades prestadoras de salud¹⁰, que forman parte del aseguramiento privado, experimentaron un rápido incremento de sus afiliados entre 2002 y 2012, pasando de 351888 a 1647272 (Superintendencia de Entidades Prestadoras de Salud, 2002; Superintendencia Nacional de Aseguramiento en Salud, 2012).

¹⁰ Las entidades prestadoras de salud son empresas que pueden ser contratadas por los empleadores para brindar a sus empleados una cobertura adicional a la de EsSalud (Estado Peruano, 2020). Las personas que se atienden en estas suelen ser mayoritariamente urbanas, de clase media o alta (Solís et al., 2009).

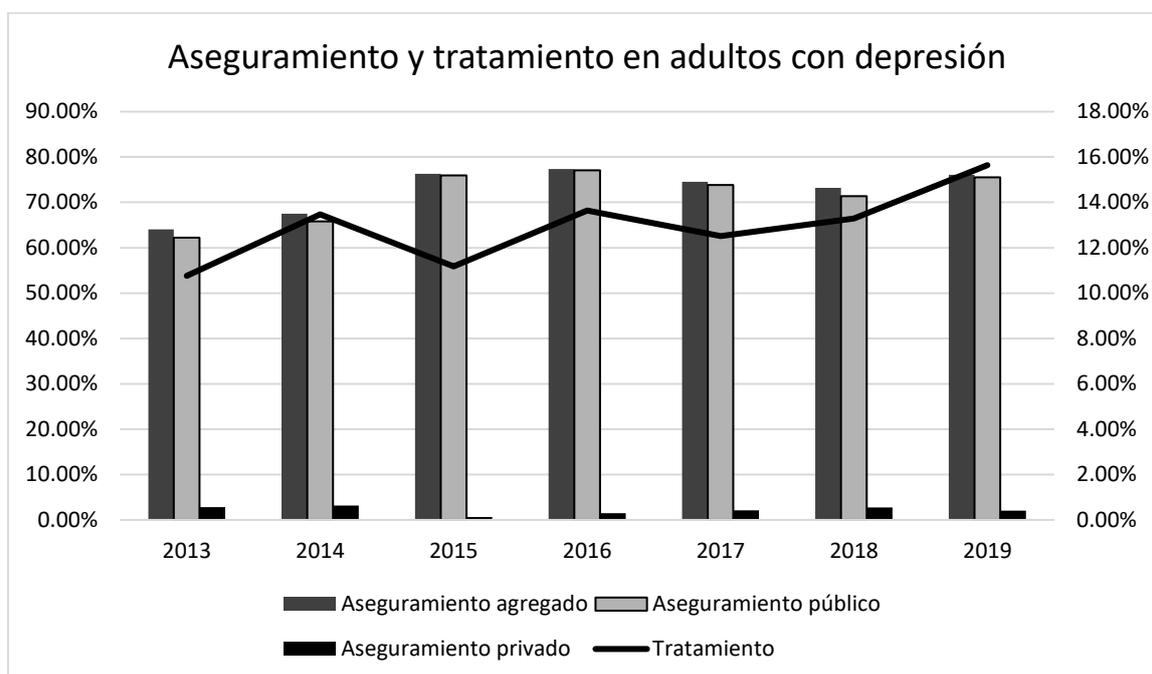
Ahora bien, de acuerdo con el modelo de Zweifel et al. (2009a), lo descrito debería tener una relación en cuanto al nivel de acceso a los servicios médicos, de los cuales el tratamiento de la depresión forma parte. Sin embargo, la ENDES muestra que el porcentaje de adultos que recibieron tratamiento por depresión se redujo en el periodo 2013-2019, pasando de 3,45% en 2013 a 3,27% en 2019.

No obstante, es necesario resaltar que los estadísticos presentados hasta el momento en relación con el aseguramiento y al tratamiento corresponden a la población en general. Si se pretende establecer adecuadamente una relación entre el aseguramiento y el acceso al tratamiento de la depresión, resulta necesario conocer su evolución para la población específica de adultos que presentan dicha enfermedad.

En esta línea, lo que se observa para el caso de cualquier tipo de aseguramiento es que este se ha incrementado en mayor medida para los adultos con depresión que para los adultos en general, de tal manera que el porcentaje de adultos con depresión que cuentan con algún seguro de salud se elevó de 64,03% en 2013 a 76,11% en 2019. Al igual que con la población general, este incremento se debe principalmente al aseguramiento público, el cual se incrementó de 62,22% a 75,49% en el periodo 2013-2019.

Acorde a lo propuesto por Zweifel et al. (2009a), dicho incremento se tradujo en un aumento en el acceso al tratamiento, el cual se elevó de 10,76% en 2013 a 15,64% en 2019 para la misma subpoblación. Como puede observarse en el Gráfico 1, los niveles de cobertura de los distintos tipos de seguros y el nivel de acceso al tratamiento de la depresión para la población adulta que presenta dicha enfermedad tienden a variar en el mismo sentido, lo que concuerda con lo sugerido en las secciones anteriores tanto por el modelo teórico como por los estudios empíricos previos. Por ello, es coherente suponer que exista una relación positiva entre el aseguramiento y el acceso al tratamiento de la depresión, siendo esta la hipótesis principal que se busca contrastar.

Gráfico 1: Aseguramiento y tratamiento en adultos con depresión



Elaboración propia. Fuente: ENDES (2013-2019)

Adicionalmente, es necesario señalar que incluso cuando se ha llevado a cabo una selección en base a la presencia de depresión, existen otras características relacionadas con el acceso al tratamiento. Por ejemplo, en el caso del nivel de riqueza, si bien se observa un incremento para todos los quintiles entre 2013 y 2019, el porcentaje de acceso al tratamiento es marcadamente diferenciado: mientras en el quintil más alto el promedio es de 25,01%, en el más bajo dicho nivel se reduce a 4,73%.

De la misma manera, en el caso del nivel educativo se observa que para aquellos que alcanzan el nivel más alto (posgrado) el porcentaje promedio de adultos con depresión que accede al tratamiento es de 37,7% pero para aquellos que nunca asistieron a la escuela o que solo asistieron a preescolar es de 4,69%. Además, este último grupo es el único en relación con el nivel educativo para el cual el acceso disminuyó entre 2013 y 2019, pasando de 6,25% a 4,16%.

Por otro lado, también existen variables de control que afectan el acceso al tratamiento entre los adultos con depresión. En el caso del sexo, se observa que para las mujeres adultas con depresión el porcentaje de estas que acceden al tratamiento aumentó de 10,46% en 2013 a 17,99% en 2019. No obstante, para los hombres adultos con depresión este nivel disminuyó de 11,44% a 10,42% en el mismo periodo.

A su vez, en el caso del ámbito de residencia el nivel de acceso al tratamiento para adultos con depresión se ha incrementado tanto para el ámbito rural como para el ámbito urbano. Sin embargo, mientras en el primero se observa un nivel promedio de 6,13% para el periodo 2013-2019, para el segundo dicho promedio asciende a 16,67%.

Asimismo, en el caso de la edad se observa que el acceso al tratamiento de la depresión se ha incrementado entre 2013 y 2019 tanto para los adultos jóvenes (menores de 30 años) como para los adultos de mediana edad (mayores de 30 y menores de 65 años) y los adultos mayores (mayores de 65 años). Sin embargo, es importante notar que el nivel de acceso promedio para el periodo en cuestión es más bajo para los adultos mayores, pues mientras este se ubica en el 10,32%, para los adultos de mediana edad dicho porcentaje se eleva a 13,72%, a la vez que para los adultos jóvenes se incrementa a 14,55%.

En suma, la información brindada por la ENDES muestra que el acceso de los adultos con depresión al tratamiento de dicha enfermedad parece estar relacionado no solo con el aseguramiento, sino también con variables económicas y sociodemográficas. En esta línea, muestra una relación positiva con el aseguramiento, el nivel de riqueza, el nivel educativo y el ser mujer, y una relación negativa con la edad y con habitar en el ámbito rural.

No obstante, antes de realizar un análisis estadístico formal, debe tenerse en cuenta que el seleccionar una submuestra en base a la presencia de depresión podría generar sesgos en los estimadores. Al respecto, debe considerarse que la literatura sugiere que los factores sociodemográficos y económicos pueden determinar la existencia de ciertos grupos con un mayor riesgo de presentar alguna enfermedad mental (OMS,2014). En el caso de la depresión, destaca el nivel de riqueza ya que la pobreza muestra una fuerte correlación con la presencia de esta (Belle y Doucet, 2003), de modo que es más prevalente en la población con menores ingresos (Everson et al., 2002; Rancans et al., 2014). Acorde a esto, la ENDES muestra que entre 2013 y 2019 la prevalencia promedio de depresión en el quintil de riqueza más bajo fue de 13,86% mientras que en el más alto fue de 7,04%.

Por otro lado, el nivel educativo alcanzado es una variable que también ha sido relacionada con la presencia de depresión según con la literatura. Sin embargo, el sentido de esta relación no está completamente claro en tanto hay estudios que muestran que un menor nivel educativo se asocia con una mayor prevalencia (Everson et al., 2002; Fryers et al., 2005; Rancans et al., 2014) como también los que hallan una relación contraria o no significativa

(Akhtar-Danesh y Landeen, 2007). Al respecto, para el periodo 2013-2019 la información brindada por la ENDES coincide con la primera línea de estudios ya que la prevalencia promedio es menor en tanto mayor es el nivel educativo alcanzado: para los adultos que nunca asistieron a la escuela o que solo asistieron a preescolar la prevalencia es de 23,65%, mientras que para aquellos que llegaron al posgrado es de 4,59%.

Adicionalmente, también se observa que mientras para los hombres la prevalencia promedio fue de 6,74% entre 2013 y 2019, para las mujeres fue de 13,25%. Esta mayor prevalencia para las mujeres coincide con la literatura, que también evidencia una mayor probabilidad de presentar depresión si es que se es mujer (Akhtar-Danesh y Landeen, 2007; Rancans et al., 2014).

Por su parte, el estado civil también condiciona la presencia de depresión: los adultos separados o divorciados tienen una mayor probabilidad de presentar esta enfermedad que los solteros (Akhtar-Danesh y Landeen, 2007), quienes a su vez son más propensos a padecerla que los casados o convivientes (Rancans et al., 2014). En el caso de Perú esta relación se cumple parcialmente, pues si bien los viudos (21,17%), separados (15,59%) y divorciados (11,23%) muestran una mayor prevalencia que los casados (9,89%) y los convivientes (7,89%), los solteros (8,54%) se ubican entre estos dos últimos de acuerdo con la ENDES.

A su vez, la ENDES también revela que en los adultos mayores (65+ años) la prevalencia de depresión es de 16,14% en comparación con el 7,74% en los adultos menores de treinta años. No obstante, el efecto de la edad en el nivel de depresión no está del todo claro (Rancans et al., 2014), pues los resultados hallados son mixtos (Stordal et al., 2003; Akhtar-Danesh y Landeen, 2007). Además, también se ha encontrado que el efecto asociado a la edad podría deberse a variables que usualmente no son consideradas (Wade y Cairney, 2000). En particular, Stordal et al. (2003) mencionan las discapacidades de movimiento, audición y visión.

Al respecto, la presencia de discapacidades ha sido asociada con una mayor probabilidad de padecer depresión (Noh et al., 2006; Ware et al., 2020), y la ENDES muestra resultados acordes a ello en tanto que mientras la prevalencia entre los adultos que no presentan ninguna discapacidad es de 9,68%, en los que presentan al menos una discapacidad es de 24,44%.

Además, el ámbito de residencia también muestra relación la presencia de depresión, ya que los adultos de zonas urbanas tienen una mayor probabilidad de padecer esta enfermedad en

comparación con los de zonas rurales (Romans et al., 2011; Rancans et al., 2014). Sin embargo, la ENDES muestra resultados contrarios: la prevalencia promedio en el ámbito urbano fue de 9,09% entre 2013 y 2019 pero de 13,18% en el ámbito rural. Esto podría deberse a que el efecto del ámbito se puede explicar en base al acceso a recursos (Probst et al., 2006) y en Perú existe una alta concentración de los servicios de salud mental en el ámbito urbano, particularmente en Lima (Toyama et al., 2017).

3.3 Estrategia metodológica.

El método de elección binaria es empleado frecuentemente por la literatura (Keeler et al., 1988; McAlpine y Mechanic, 2000; Vega et al., 2001; Leach et al., 2012; Sherrill y Gonzales, 2017; Wang y Xie, 2019) dado que este es necesario porque la variable explicada es dicotómica en tanto que reporta si la persona recibe o no tratamiento.

En esta línea, en los modelos a estimar la variable dependiente será el indicador de tratamiento y las variables independientes serán uno de los indicadores de aseguramiento, el índice de riqueza normalizado, los años de educación, la edad en años, el sexo y el ámbito de residencia. Sin embargo, antes de llevar a cabo las estimaciones es necesario seleccionar a la submuestra de interés: los adultos¹¹ con depresión.

No obstante, este proceso podría generar sesgos en los estimadores debido a las correlaciones entre la presencia de depresión y características sociodemográficas presentadas en la sección anterior. Por ello, se estimarán las especificaciones probit y logit tanto sin la selección por presencia de depresión como con esta para evaluar si dicho proceso genera cambios en los resultados. Esta evaluación se realizará tanto con estimadores no robustos como robustos.

En caso exista una diferencia en la significancia de las variables explicativas, será necesario evaluar si existe presencia de sesgo de selección, para lo cual se debe emplear una metodología de elección binaria con selección de muestra. Específicamente, se utilizará la metodología heckprobit. Esta fue propuesta por Van de Ven y Van Praag (1981) con el objetivo de estimar un modelo de elección binaria cuando exista sesgo de selección. Para ello, se basan en el trabajo de Heckman (1979), quien considera el sesgo de selección como un error de especificación que puede originarse tanto por la autoselección o por una selección llevada a cabo por quienes analizan los datos. En esta línea, la estimación heckprobit consta

¹¹ Se consideran solo a los adultos porque el considerar a menores de edad, en tanto dependientes de sus padres o tutores, implicaría asumir la demanda de tratamiento como una decisión del hogar y no del individuo. Al respecto, Jacobson (2000) desarrolla esta idea a nivel teórico para la demanda de cualquier servicio de salud.

de dos ecuaciones: la principal, que analiza el resultado de interés, y la de selección, que analiza la probabilidad de la observación de ser seleccionada.

Algebraicamente, la ecuación principal o probit está dada por

$$y_i^p = (y_i^* > 0)$$

Donde y_i^* es la variable latente explicada por

$$y_i^* = x_i\beta + \mu_{1i}$$

Sin embargo, y_i^p no siempre es observada, lo cual depende de la selección dada por

$$y_i^s = (z_i\gamma + \mu_{2i} > 0)$$

Además, debe considerarse que

$$\mu_1 \sim N(0,1)$$

$$\mu_2 \sim N(0,1)$$

$$\text{corr}(\mu_1, \mu_2) = \rho$$

En particular, el valor de ρ resulta de interés porque sirve para confirmar si es que la metodología probit genera estimadores sesgados ($\rho \neq 0$). En ese caso, la metodología heckprobit permite incorporar los efectos de la selección, de tal forma que se obtengan estimadores consistentes y eficientes asintóticamente. No obstante, esta requiere que la ecuación de selección incluya al menos una variable que no aparezca en la ecuación probit principal para que el modelo esté bien identificado y que los coeficientes tengan una interpretación estructural (StataCorp, n.d.).

Por ello, de acuerdo con los correlatos sociodemográficos presentados en la sección anterior, en la ecuación de selección la variable explicada será la presencia de depresión, mientras que las variables explicativas serán el índice de riqueza, los años de educación, la edad en años, el sexo, el ámbito de residencia, la presencia de discapacidad y el estado civil.

Con este objetivo, se empleará el programa Stata en su versión 15.1 de 64 bit. En la siguiente sección se muestran los resultados obtenidos.

3.4 Análisis de Resultados.

En el Anexo 2: Modelos probit y logit de aseguramiento general se observan los resultados de estimar los modelos de aseguramiento general con las especificaciones probit y logit. En dichos modelos puede observarse que, tanto en los modelos con errores no robustos como en aquellos con errores robustos, la selección de una submuestra en base a la presencia de

depresión genera que la edad se vuelva no significativa e incrementa el pseudo R^2 . Debido a esto, se llevarán a cabo las estimaciones heckprobit robustas para los aseguramientos general, público, del SIS y de EsSalud¹², cuyos resultados para las ecuaciones principales se muestran en la Tabla 3. A su vez, los resultados de las ecuaciones de selección se encuentran en el Anexo 4: Ecuaciones de selección. Sobre estas últimas, todas las variables incluidas reportaron coeficientes significativos en los cuatro modelos, y sus signos se muestran acordes a lo mencionado en la sección anterior.

Ahora bien, debe destacarse que los valores obtenidos en el test de Wald son significativos para los cuatro modelos estimados incluso al 99%. En tanto este test evalúa la independencia de ecuaciones, los valores hallados rechazan dicha hipótesis nula, lo cual permite afirmar la presencia de un sesgo de selección.

Por otro lado, respecto a la ecuación principal y considerando un nivel de confianza del 95%, resultan significativos el aseguramiento general, el público y el de EsSalud. Sin embargo, el del SIS es no significativo. En esta línea, el modelo que considera el aseguramiento del SIS muestra también resultados que difieren con los de los otros modelos para la edad y el sexo. En el caso de la edad, esta variable resulta significativa para los otros tres modelos, pero no para el del SIS, mientras que con el sexo sucede lo contrario, pues solo muestra significancia para este modelo.

A su vez, el índice de riqueza normalizado y la educación son significativos para todos los modelos. Esto contrasta con el ámbito de residencia, que no resulta significativo para ninguno de los modelos estimados.

¹² Se realizan las estimaciones solo para estos seguros debido al número de observaciones disponibles. Dicho detalle puede observarse en el Anexo 3: Observaciones disponibles por tipo de aseguramiento

Tabla 3: Coeficientes de las ecuaciones principales de los modelos heckprobit por tipo de aseguramiento

Modelos heckprobit por tipo de aseguramiento				
Ecuación principal (Recibe tratamiento: <i>trat=1</i>)	Coefficientes estimados			
	General	Público	SIS	EsSalud
Seguro	.26706*** (-0.02998)	-	-	-
Seguro público	-	.24574*** (-0.02934)	-	-
Seguro SIS	-	-	.04978* (-0.02654)	-
Seguro EsSalud	-	-	-	.21522*** (-0.03093)
Índice de riqueza normalizado	1.12768*** (-0.08158)	1.13178*** (-0.08161)	1.09823*** (-0.08476)	.96182*** (-0.08264)
Educación (años)	.03679*** (-0.00335)	.03701*** (-0.00335)	.03969*** (-0.00345)	.03203*** (-0.00345)
Edad (años)	-.00223** (-0.00104)	-.00215** (-0.00104)	-0.00061 (-0.00108)	-.00252** (-0.00105)
Sexo (mujer=1)	0.0538 (-0.04118)	0.05579 (-0.04127)	.09296** (-0.04207)	.07992* (-0.04174)
Ámbito (rural=1)	0.01234 (-0.03559)	0.01474 (-0.03558)	0.01906 (-0.03603)	0.01477 (-0.03564)
Constante	-1.47918*** (-0.23728)	-1.47204*** (-0.23721)	-1.50322*** (-0.23734)	-1.22952*** (-0.23115)
/athrho	-.43489*** (-0.09465)	-.43416*** (-0.09481)	-.38113*** (-0.09521)	-.41631*** (-0.09502)
N° de Obs	175151	175151	175151	175151
Wald Chi2	1267.631***	1256.941***	1093.44***	1214.696***
Test de Wald	21.11***	20.97***	16.03***	19.20***
Criterio de Akaike (AIC)	128142.581	128154.359	128224.823	128177.977
<i>Los errores estándar robustos están en los paréntesis</i>				
<i>*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$</i>				

No obstante, más allá de su signo, los coeficientes no brindan una idea clara sobre los efectos de las variables explicativas en la probabilidad de recibir tratamiento. Para ello, es necesario calcular los efectos marginales, los cuales se muestran en la Tabla 4.

Tabla 4: Efectos marginales en los modelos heckprobit por tipo de aseguramiento

Modelos heckprobit por tipo de aseguramiento				
	Efectos marginales en la mediana			
	General	Público	SIS	EsSalud
Probabilidad¹³ en la mediana	0.108958	0.1081493	0.1028647	0.0941412
Seguro Mediana: 1	.05371*** (-0.00645)	-	-	-
Seguro público Mediana: 1	-	.04915*** (-0.00627)	-	-
Seguro SIS Mediana: 1	-	-	.00944* (-0.00515)	-
Seguro EsSalud Mediana: 0	-	-	-	.03868*** (-0.00541)
Índice de riqueza normalizado Mediana: 0.4253886	.20365*** (-0.01344)	.20336*** (-0.01337)	.18902*** (-0.01405)	.15297*** (-0.01255)
Educación (años) Mediana: 7	.0064*** (-0.00069)	.00641*** (-0.00069)	.0067*** (-0.0007)	.0049*** (-0.00064)
Edad (años) Mediana: 46	0.00004 (-0.00016)	0.00005 (-0.00016)	.00029* (-0.00015)	-0.00003 (-0.00014)
Sexo (mujer=1) Mediana: 1	.03406*** (-0.00565)	.03424*** (-0.00562)	.03704*** (-0.00547)	.03435*** (-0.00516)
Ámbito (rural=1) Mediana: 0	0.00445 (-0.00704)	0.0049 (-0.00698)	0.00526 (-0.0067)	0.00435 (-0.00629)
Valores de la mediana para el conjunto de observaciones seleccionadas (adultos con depresión)				
<i>Los errores estándar están en los paréntesis</i>				
<i>*** p<.01, ** p<.05, * p<.1</i>				

¹³ Las probabilidades calculadas y los efectos marginales presentados corresponden a la probabilidad condicional en tanto es la que más se ajusta a la muestra de estudio. Al respecto, ver el Anexo 5: Tipos de probabilidades.

En línea con lo hallado para los coeficientes, en el caso de los efectos marginales también se observa que existe una diferencia para el SIS en comparación con los otros indicadores de aseguramiento. Específicamente, es el único de los tipos de seguros analizados cuyo efecto marginal resulta no significativo. No obstante, el efecto marginal de la edad no es significativo, pese a que su coeficiente sí lo era. Asimismo, el efecto marginal del sexo es significativo en todos los modelos, como también el del índice de riqueza y el de la educación. Por su parte, el efecto del ámbito de residencia no presenta significancia para ningún modelo.

En particular, el que tres de las cuatro variables de aseguramiento presenten efectos significativos y positivos permite confirmar que el contar con un seguro de salud incrementa el acceso al tratamiento de la depresión, lo cual coincide con lo planteado en el modelo de riesgo moral ex post de Zweifel et al. (2009a) y contrastado por la literatura empírica (Machnicki et al., 2011; DiCola et al., 2013; Fry y Sommers, 2018). Al respecto, la literatura permite atribuir dicho efecto de los seguros en el tratamiento a que estos reducen los gastos de bolsillo (Chu et al., 2005; Finkelstein y McKnight, 2008; Galárraga et al., 2010).

A su vez, el efecto significativo y positivo del índice de riqueza se debe a que esta variable sirve como *proxy* del ingreso, el cual es un factor predisponente, facilitador y relacionado con las necesidades (DiCola et al., 2013). Por su parte, el efecto positivo de la educación se debe a que esta afecta como la persona percibe el tratamiento en tanto le permite reconocer mejor los beneficios generados por este (Gonzalez et al., 2011). Finalmente, la significancia del sexo y que el ser mujer incrementa la probabilidad de recibir tratamiento puede deberse a que los hombres suelen reportar más actitudes negativas respecto a la búsqueda de tratamiento profesional (Pattyn et al., 2015).

4 CONCLUSIONES

El presente trabajo ha buscado analizar el efecto de los seguros de salud en el acceso al tratamiento de la depresión para el caso de Perú. Como se ha mencionado, la teoría señala que el contar con un seguro de salud beneficia a los individuos porque les permite mitigar la incertidumbre característica del mercado de servicios de salud (Arrow, 1963) y acceder a ciertos servicios que de otra forma estarían fuera de su alcance (Nyman, 1999b, 2001). En particular, el modelo teórico de riesgo moral de Zweifel et al. (2009a) explica, a partir de un proceso de maximización de la utilidad, cómo es que la cantidad de servicios médicos demandados mantiene una relación negativa con el nivel de copagos que debe enfrentar el individuo. Dicho de otra manera, mientras más protección financiera sea ofrecida por el seguro de salud, mayor será la cantidad de servicios médicos que se adquieren.

No obstante, esta idea ya había sido propuesta anteriormente. Específicamente, Pauly (1968) la desarrolla cuando menciona que los seguros reducen el costo marginal de adquirir servicios de salud, si bien no se refiere directamente al nivel de copagos. En la práctica, lo que estas ideas implican es que el mecanismo por el cual los seguros incrementan el acceso a los servicios de salud es la reducción de los gastos de bolsillo que estos requieren, los cuales son un factor limitante (McDaid, 2017). Al respecto, la literatura empírica señala que efectivamente los seguros reducen dichos gastos (Chu et al., 2005; Finkelstein y McKnight, 2008; Galárraga et al., 2010).

Ahora bien, pese a que la literatura internacional parece indicar que los seguros incrementan el acceso también en el caso específico de la depresión (Machnicki et al., 2011; DiCola et al., 2013; Fry y Sommers, 2018), el análisis de esta relación para el caso peruano en particular resulta importante no solo por los efectos de esta enfermedad en las personas, tales como el elevado nivel de AVISAS perdidos (MINSa, 2018), o por las pérdidas agregadas que le genera a la economía nacional (MINSa, 2017), sino porque el canal por el cual los seguros incrementan la demanda efectiva de servicios de salud (los costos) no es el principal motivo por el cual las personas con depresión no reciben el tratamiento requerido (IESM, 2003, 2004). Entonces, es lógico preguntarse si los seguros conservan el efecto que les

atribuye la teoría y los estudios empíricos. Además, de acuerdo con la revisión de la literatura empírica llevado a cabo, este es el primer trabajo que estudia este tema para el caso de Perú.

Por ello, en línea con lo que señala la literatura, la hipótesis que buscaba comprobarse era que los seguros incrementaban el acceso al tratamiento de la depresión. Con el fin de poder realizar un análisis empírico, se emplearon las ENDES correspondientes a los años desde el 2013 hasta el 2019, ya que es recién a partir de 2013 que dicha base de datos incluye información sobre la presencia de depresión. A su vez, fue necesario utilizar metodologías de elección binaria porque la información sobre el tratamiento se encontraba en forma dicotómica.

Sin embargo, el análisis preliminar con las especificaciones logit y probit generaron la sospecha de que la selección de una submuestra conformada únicamente por los adultos con depresión podría haber ocasionado que exista un sesgo de selección. Debido a esto, se utilizó la metodología heckprobit o probit con sesgo de selección. Al respecto, de acuerdo con lo sugerido a la literatura, además del aseguramiento se incluyeron como variables explicativas del recibir tratamiento el índice de riqueza normalizado (como *proxy* del ingreso (DiCola et al., 2013)), los años de educación (Gonzalez et al., 2011), la edad en años, el sexo y el ámbito de residencia, siendo estas tres últimas variables de control. A su vez, en la ecuación de selección se incluyeron estas mismas variables (salvo el aseguramiento) en tanto la literatura las asocia a una mayor probabilidad de presentar depresión. Adicionalmente, también se incluyó un indicador dicotómico sobre la presencia de discapacidades y uno categórico relacionado al estado civil debido a los requerimientos de la metodología heckprobit.

Luego, se procedió a estimar distintos modelos que diferían en cuanto al indicador de aseguramiento incluido. Pese a que se unieron las ENDES de siete años diferentes, el número de observaciones disponibles solo permitió estimar modelos para el aseguramiento general, público, del SIS y de EsSalud. Los resultados corroboraron la sospecha del sesgo de selección en tanto que los valores obtenidos en el test de Wald permitieron rechazar la independencia de ecuaciones y justificaron el uso de la metodología heckprobit. Por otro lado, el modelo de aseguramiento general fue el que obtuvo el menor criterio de información de Akaike (AIC) y el que predijo la mayor probabilidad promedio de recibir tratamiento.

En cuanto a las variables explicativas, el aseguramiento general, el público y el de EsSalud obtuvieron efectos marginales significativos y positivos en la probabilidad de recibir

tratamiento. Por el contrario, el efecto del aseguramiento del SIS resultó no significativo. Además, también se halló un efecto positivo y significativo para el índice de riqueza normalizado, los años de educación y el ser mujer, lo cual se encuentra en línea con las correlaciones sociodemográficas presentadas en los Hechos Estilizados.. Contrariamente, ni la edad ni el ámbito de residencia generaron efectos marginales significativos a pesar de que los estadísticos de la muestra empleada parecían mostrar la existencia de una relación entre estas variables y el recibir tratamiento.

Finalmente, el presente trabajo podría ser ampliado si se evaluara el efecto de los seguros en los gastos de bolsillo que las personas deben desembolsar para recibir tratamiento con el objetivo de evaluar si es que los seguros protegen a las personas con depresión de gastos catastróficos, lo cual es importante si se tiene en cuenta que esta es una enfermedad cuya prevalencia es mayor entre las personas más pobres, como el presente trabajo ha mostrado. A su vez, también podría estudiarse el efecto de los seguros en el tratamiento de la depresión de acuerdo con el tipo de tratamiento (psicoterapia, farmacológica o ambas), lo cual ayudaría a caracterizar la atención que brinda el sistema de salud peruano. No obstante, la ENDES no brinda la información necesaria para llevar a cabo dichos estudios.

5 REFERENCIAS

- Akhtar-Danesh, N., & Landeen, J. (2007). Relation between depression and sociodemographic factors. *International journal of mental health systems*, 1(1), 1-9.
- Arrow, K. (1963). Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care. *The American Economic Review*, 53(5), 941-973. www.jstor.org/stable/1812044
- Andersen, R., & Aday, L. A. (1978). Access to medical care in the US: realized and potential. *Medical care*, 533-546.
- Barrionuevo-Rosas, L., Palència, L., & Borrell, C. (2013). ¿Cómo afecta el tipo de seguro de salud a la realización del Papanicolaou en Perú? *Revista Panamericana de Salud Pública*, 34, 393-400. <https://www.scielosp.org/article/rpsp/2013.v34n6/393-400/es/>
- Baicker, K., Allen, H. L., Wright, B. J., Taubman, S. L., & Finkelstein, A. N. (2018). The effect of Medicaid on management of depression: evidence from the Oregon Health Insurance Experiment. *The Milbank Quarterly*, 96(1), 29-56.
- Becker, G. S. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of political economy*, 70(5, Part 2), 9-49.
- Becker, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The economic journal*, 493-517. <https://www.jstor.org/stable/2228949>
- Belle, D., & Doucet, J. (2003). Poverty, inequality, and discrimination as sources of depression among US women. *Psychology of Women Quarterly*, 27(2), 101-113.
- Bentham, J. (1996). *An introduction to the principles of morals and legislation*. Clarendon Press. (Trabajo original publicado en 1823)
- Berk, M. L., Schur, C. L., & Cantor, J. C. (1995). Ability to obtain health care: recent estimates from the Robert Wood Johnson Foundation National Access to Care Survey. *Health Affairs*, 14(3), 139-146.
- Bernal, N., Carpio, M. A., & Klein, T. J. (2017). The effects of access to health insurance: evidence from a regression discontinuity design in Peru. *Journal of Public Economics*, 154, 122-136. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2017.08.008>
- Blomqvist, Å. (2001). Does the economics of moral hazard need to be revisited? A comment on the paper by John Nyman. *Journal of Health Economics*, 20(2), 283-288.
- Buchmueller, T. C., Grumbach, K., Kronick, R., & Kahn, J. G. (2005). Book review: The effect of health insurance on medical care utilization and implications for insurance expansion: A review of the literature. *Medical care research and review*, 62(1), 3-30.

- Calderón, M., Gálvez-Buccollini, J. A., Cueva, G., Ordoñez, C., Bromley, C., & Fiestas, F. (2012). Validación de la versión peruana del PHQ-9 para el diagnóstico de depresión. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 29, 578-579
- Castillo-Martell, H., & Cutipé-Cárdenas, Y. (2019). Implementación, Resultados Iniciales Y Sostenibilidad De La Reforma De Servicios De Salud Mental en El Perú, 2013-2018. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 36(2), 326–333. <https://doi.org/10.17843/rpmpesp.2019.362.4624>
- Cetrángolo, O., Bertranou, F., Casanova, L., & Casalí, P. (2013). *El sistema de salud del Perú: situación actual y estrategias para orientar la extensión de la cobertura contributiva*. OIT.
- Chu, T. B., Liu, T. C., Chen, C. S., Tsai, Y. W., & Chiu, W. T. (2005). Household out-of-pocket medical expenditures and national health insurance in Taiwan: income and regional inequality. *BMC Health Services Research*, 5(1), 60.
- Davis, K., & Russell, L. B. (1972). The substitution of hospital outpatient care for inpatient care. *The Review of Economics and Statistics*, 109-120.
- Delvaux, T., Buekens, P., Godin, I., & Boutsen, M. (2001). Barriers to prenatal care in Europe. *American journal of preventive medicine*, 21(1), 52-59.
- DeVoe, J. E., Fryer, G. E., Phillips, R., & Green, L. (2003). Receipt of preventive care among adults: insurance status and usual source of care. *American journal of public health*, 93(5), 786-791.
- DiCola, L. A., Gaydos, L. M., Druss, B. G., & Cummings, J. R. (2013). Health insurance and treatment of adolescents with co-occurring major depression and substance use disorders. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 52(9), 953-960.
- Estado Peruano. (2020, 29 de julio). *Seguros de salud del Perú*. Recuperado el 23 de setiembre del 2020 desde <https://www.gob.pe/281-seguros-de-salud-del-peru>
- Everson, S. A., Maty, S. C., Lynch, J. W., & Kaplan, G. A. (2002). Epidemiologic evidence for the relation between socioeconomic status and depression, obesity, and diabetes. *Journal of psychosomatic research*, 53(4), 891-895.
- Feldman, R., & Dowd, B. (1991). A new estimate of the welfare loss of excess health insurance. *The American economic review*, 81(1), 297-301.
- Feldstein, M. S. (1971). Hospital cost inflation: A study of nonprofit price dynamics. *The American Economic Review*, 853-872.
- Fernández, D., Vigo, D., Sampson, N. A., Hwang, I., Aguilar-Gaxiola, S., Al-Hamzawi, A. O., Alonso, J., Andrade, L. H., Bromet, E. J., de Girolamo, G., de Jonge, P., Florescu, S., Gureje, O., Hinkov, H., Hu, C., Karam, E. G., Karam, G., Kawakami, N., Kiejna, A., ... Haro, J. M. (2020). Patterns of care and dropout rates from outpatient mental healthcare in low-, middle- and high-income countries from the World Health Organization's World Mental Health Survey Initiative. *Psychological Medicine*, 1–13. <https://doi.org/10.1017/S0033291720000884>

- Finkelstein, A., & McKnight, R. (2008). What did Medicare do? The initial impact of Medicare on mortality and out of pocket medical spending. *Journal of public economics*, 92(7), 1644-1668.
- Frank, R., & Gertler, P. (1991). An Assessment of Measurement Error Bias for Estimating the Effect of Mental Distress on Income. *The Journal of Human Resources*, 26(1), 154-164.
- Frank, R. G., & McGuire, T. G. (2000). Economics and mental health. *Handbook of health economics*, 1, 893-954.
- Freiberg, L., & Scutchfield, F. D. (1976). Insurance and the demand for hospital care: an examination of the moral hazard. *Inquiry*, 13(1), 54-60.
- Freeman, J. D., Kadiyala, S., Bell, J. F., & Martin, D. P. (2008). The causal effect of health insurance on utilization and outcomes in adults: a systematic review of US studies. *Medical care*, 1023-1032.
- Fry, C. E., & Sommers, B. D. (2018). Effect of Medicaid expansion on health insurance coverage and access to care among adults with depression. *Psychiatric Services*, 69(11), 1146-1152.
- Fryers, T., Melzer, D., Jenkins, R., & Brugha, T. (2005). The distribution of the common mental disorders: social inequalities in Europe. *Clinical Practice and Epidemiology in Mental Health*, 1(1), 1-12.
- Fuchs, V. R. (1966). The contribution of health services to the American economy. *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, 44(4), 65-103. <https://www.jstor.org/stable/3349060>
- Galárraga, O., Sosa-Rubí, S. G., Salinas-Rodríguez, A., & Sesma-Vázquez, S. (2010). Health insurance for the poor: impact on catastrophic and out-of-pocket health expenditures in Mexico. *The European Journal of Health Economics*, 11(5), 437-447.
- Gilbody, S., Richards, D., Brealey, S., & Hewitt, C. (2007). Screening for depression in medical settings with the Patient Health Questionnaire (PHQ): a diagnostic meta-analysis. *Journal of general internal medicine*, 22(11), 1596-1602.
- Gonzalez, J. M., Alegría, M., Prihoda, T. J., Copeland, L. A., & Zeber, J. E. (2011). How the relationship of attitudes toward mental health treatment and service use differs by age, gender, ethnicity/race and education. *Social psychiatry and psychiatric epidemiology*, 46(1), 45-57.
- Greenlick, M. R., & Darsky, B. J. (1968). A comparison of general drug utilization in a metropolitan community with utilization under a drug prepayment plan. *American Journal of Public Health and the Nations Health*, 58(11), 2121-2136.
- Grossman, M. (1972). The demand for health: a theoretical and empirical investigation. *NBER Occasional Paper 119*. New York: <https://www.nber.org/books/gros72-1>
- Grossman, M. (2000). The human capital model. In Culyer, A. y Newhouse, J. (Ed.), *Handbook of health economics* (Vol. 1, pp. 347-408). Elsevier.

- Golberstein, E., & Busch, S. H. (2014). Mental health, determinants of. In *Encyclopedia of Health Economics* (pp. 275-278). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-375678-7.00303-5>
- Haas-Wilson, D., Cheadle, A., & Scheffler, R. (1989). Demand for Mental Health Services: An Episode of Treatment Approach. *Southern Economic Journal*, 56(1), 219-232.
- Halpern, M. T., Renaud, J. M., & Vickrey, B. G. (2011). Impact of insurance status on access to care and out-of-pocket costs for US individuals with epilepsy. *Epilepsy & Behavior*, 22(3), 483-489.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 153-161.
- Hernández-Vásquez, A., & Chacón-Torrico, H. (2019). Manipulación, análisis y visualización de datos de la encuesta demográfica y de salud familiar con el programa R. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Publica*, 36, 128-133.
- Institute for Health Metrics and Evaluation. (2020). *Global Health Data Exchange: Discover the World's Health Data*. Recuperado el 18 de octubre del 2020 desde <http://ghdx.healthdata.org/gbd-results-tool>
- Instituto Especializado de Salud Mental “Honorio Delgado-Hideyo Noguchi”. (2002). Estudio epidemiológico metropolitano en salud mental 2002. Informe General. *Anales de Salud Mental* 17(1 y 2), 1-197
- Instituto Especializado de Salud Mental “Honorio Delgado-Hideyo Noguchi”. (2003). Estudio epidemiológico de salud mental en la sierra peruana 2003. Informe General. *Anales de Salud Mental* 19(1 y 2), 1-216
- Instituto Especializado de Salud Mental “Honorio Delgado-Hideyo Noguchi”. (2004). Estudio epidemiológico de salud mental en la selva peruana 2004. Informe General. *Anales de Salud Mental* 21(1 y 2), 1-212
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2011-2020a). Condiciones de Vida en el Perú
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2013). Reflexiones sobre la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar – ENDES
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2018). Manual de la Entrevistadora – ENDES 2018
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2020b). *HISTORIA*. Recuperado el 29 de octubre de 2020 desde <https://proyectos.inei.gob.pe/endes/anthist.asp>
- Instituto Nacional de Salud Mental “Honorio Delgado-Hideyo Noguchi”. (2005). Estudio epidemiológico de salud mental en fronteras 2005. Informe General. *Anales de Salud Mental* 22(1-2), 1-227
- Instituto Nacional de Salud Mental “Honorio Delgado-Hideyo Noguchi”. (2006). Estudio epidemiológico de salud mental en la costa peruana 2006. Informe General. *Anales de Salud Mental* 23(1-2), 1-226

- Instituto Nacional de Salud Mental “Honorio Delgado-Hideyo Noguchi”. (2007). Estudio Epidemiológico de Salud Mental en Lima Rural 2007. Informe General. *Anales de Salud Mental* 24(1-2):1-247.
- Instituto Nacional de Salud Mental “Honorio Delgado-Hideyo Noguchi”. (2012). Estudio epidemiológico de salud mental en Lima metropolitana y Callao (EESMLMR-2012). Replicación 2012. *Anales de Salud Mental*, 29(1), 1–392.
- Jacobson, L. (2000). The family as producer of health—an extended Grossman model. *Journal of health economics*, 19(5), 611-637.
- Jütting, J. P. (2004). Do community-based health insurance schemes improve poor people’s access to health care? Evidence from rural Senegal. *World development*, 32(2), 273-288.
- Kataoka, S. H., Zhang, L., & Wells, K. B. (2002). Unmet need for mental health care among US children: Variation by ethnicity and insurance status. *American Journal of Psychiatry*, 159(9), 1548-1555.
- Keeler, E. B., Manning, W. G., & Wells, K. B. (1988). The demand for episodes of mental health services. *Journal of health economics*, 7(4), 369-392.
- Knapp, M. (1999). Economic evaluation and mental health: sparse past... fertile future?. *The journal of mental health policy and economics*, 2(4), 163-167.
- Kondo, A., & Shigeoka, H. (2013). Effects of universal health insurance on health care utilization, and supply-side responses: evidence from Japan. *Journal of Public Economics*, 99, 1-23.
- Leach, L. S., Butterworth, P., & Whiteford, H. (2012). Private health insurance, mental health and service use in Australia. *The Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 46(5), 468–475.
- Lee, J., & Kim, J. (2020). The role of health insurance in mental health care for young adults. *Applied Economics*, 1-17.
- Levy, H., & Meltzer, D. (2008). The impact of health insurance on health. *Annu. Rev. Public Health*, 29, 399-409.
- Lieu, T. A., Newacheck, P. W., & McManus, M. A. (1993). Race, ethnicity, and access to ambulatory care among US adolescents. *American Journal of Public Health*, 83(7), 960-965.
- Liljas, B. (1998). The demand for health with uncertainty and insurance. *Journal of Health economics*, 17(2), 153-170.
- Liljas, B. (2000). Insurance and imperfect financial markets in Grossman's demand for health model—a reply to Tabata and Ohkusa. *Journal of Health Economics*, 19(5), 821-827.
- Liu, G. G., Zhao, Z., Cai, R., Yamada, T., & Yamada, T. (2002). Equity in health care access to: assessing the urban health insurance reform in China. *Social science & medicine*, 55(10), 1779-1794.

- Machnicki, G., Dillon, C., & Allegri, R. F. (2011). Insurance status and demographic and clinical factors associated with pharmacologic treatment of depression: associations in a cohort in Buenos Aires. *Value in Health, 14*(5), S13-S15.
- Manning, W. G., & Marquis, M. S. (1989). *Health Insurance: the trade-off between risk pooling and moral hazard*. RAND (pp. 00497-3). R-3729-NCHSR.
- Manning, W. G., Newhouse, J. P., Duan, N., Keeler, E. B., Benjamin, B., Leibowitz, A., Marqus, M. & Zwanziger, J. (1988). *Health insurance and the demand for medical care: Evidence from a randomized experiment*. Rand Corporation.
- Marcotte, D. E., & Wilcox-Gök, V. (2001). Estimating the employment and earnings costs of mental illness: recent developments in the United States. *Social Science & Medicine, 53*(1), 21–27.
- McAlpine, D. D., & Mechanic, D. (2000). Utilization of specialty mental health care among persons with severe mental illness: the roles of demographics, need, insurance, and risk. *Health services research, 35*(1 Pt 2), 277. PMID: 10778815
- McDaid, D. (2017) Financing Mental Health in Low- and Middle-Income Countries: Making an Economic Case to Support Investment. In D. Razzouk (Ed.). *Mental health economics: the costs and benefits of psychiatric care* (pp. 193-204). Springer.
- Miller, N. A., Kirk, A., Kaiser, M. J., & Glos, L. (2014). The relation between health insurance and health care disparities among adults with disabilities. *American Journal of Public Health, 104*(3), e85-e93.
- Ministerio de Salud. (2017). Programa Presupuestal 0018. Enfermedades No Transmisibles. https://www.minsa.gob.pe/presupuestales2017/archivos_apelacion/anexo2/anexo2-ENFERMEDADES%20NO%20TRANSMISIBLE.pdf
- Ministerio de Salud. (2018). Lineamientos De Política Sectorial En Salud Mental. PERÚ 2018. <http://bvs.minsa.gob.pe/local/MINSA/4629.pdf>.
- Mushkin, S. J. (1962). Health as an Investment. *Journal of political economy, 70*(5, Part 2), 129-157.
- Neelsen, S., & O'Donnell, O. (2017). Progressive universalism? The impact of targeted coverage on health care access and expenditures in Peru. *Health economics, 26*(12), e179-e203. <https://doi.org/10.1002/hec.3492>
- Newacheck, P. W., Stoddard, J. J., Hughes, D. C., & Pearl, M. (1998). Health insurance and access to primary care for children. *New England Journal of Medicine, 338*(8), 513-519.
- Newhouse, J. P., Manning, W. G., Morris, C. N., Orr, L. L., Duan, N., Keeler, E. B., Leibowitz, A., Marquis, K., Marquis, S., Phelps, C. & Brook, R. H. (1981). Some interim results from a controlled trial of cost sharing in health insurance. *New England Journal of Medicine, 305*(25), 1501-1507.
- Newhouse, J. P., Phelps, C. E., & Schwartz, W. B. (1974). Policy options and the impact of national health insurance. *New England Journal of Medicine, 290*(24), 1345-1359.

- Nocera, S., & Zweifel, P. (1998). The demand for health: an empirical test of the Grossman model using panel data. In *Health, the medical profession, and regulation* (pp. 35-49). Springer, Boston, MA. https://doi.org/10.1007/978-1-4615-5681-7_2
- Noh, J. W., Kwon, Y. D., Park, J., Oh, I. H., & Kim, J. (2016). Relationship between physical disability and depression by gender: a panel regression model. *PLoS One*, *11*(11), e0166238.
- Nyman, J. A. (1999a). The economics of moral hazard revisited. *Journal of health economics*, *18*(6), 811-824.
- Nyman, J. A. (1999b). The value of health insurance: the access motive. *Journal of health economics*, *18*(2), 141-152.
- Nyman, J. A. (2001). The income transfer effect, the access value of insurance and the Rand health insurance experiment. *Journal of Health Economics*, *20*(2), 295-295.
- Ohrnberger, J., Anselmi, L., Fichera, E., & Sutton, M. (2020). The effect of cash transfers on mental health: Opening the black box—a study from South Africa. *Social Science & Medicine*, 113181. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2020.113181>
- Ohrnberger, J., Fichera, E., & Sutton, M. (2017). The relationship between physical and mental health: A mediation analysis. *Social Science & Medicine*, *195*, 42-49. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2017.11.008>
- Organización Mundial de la Salud (2014). Social determinants of mental health.
- Organización Mundial de la Salud (2019). The WHO Special Initiative for Mental Health (2019-2023): Universal Health Coverage for Mental Health.
- Patel, V., Lund, C., Hatherill, S., Plagerson, S., Corrigan, J., Funk, M., & Flisher, A. J. (2010). Mental disorders: equity and social determinants. *Equity, social determinants and public health programmes*, *115*, 134. https://www.who.int/social_determinants/tools/EquitySDandPH_eng.pdf#page=125
- Pattyn, E., Verhaeghe, M., & Bracke, P. (2015). The gender gap in mental health service use. *Social psychiatry and psychiatric epidemiology*, *50*(7), 1089-1095.
- Piazza, M., & Fiestas, F. (2014). Prevalencia Anual De Trastornos Y Uso De Servicios De Salud Mental en El Perú: Resultados Del Estudio Mundial De Salud Mental, 2005. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, *31*(1), 30–38. <https://doi.org/10.17843/rpmesp.2014.311.5>
- Pauly, M. V. (1968). The economics of moral hazard: comment. *The American economic review*, *58*(3), 531-537.
- Phelps, C. E., & Newhouse, J. P. (1974). Coinsurance, the price of time, and the demand for medical services. *the Review of Economics and Statistics*, 334-342.
- Probst, J. C., Laditka, S. B., Moore, C. G., Harun, N., Powell, M. P., & Baxley, E. G. (2006). Rural-urban differences in depression prevalence: implications for family medicine. *Family Medicine-Kansas City*, *38*(9), 653. Rancans, E., Vrublevska, J., Snikere, S.,

- Koroleva, I., & Trapencieris, M. (2014). The point prevalence of depression and associated sociodemographic correlates in the general population of Latvia. *Journal of affective disorders*, 156, 104-110.
- Razzouk, D. (2017). Introduction to Mental Health Economics. In D. Razzouk (Ed.). *Mental health economics: the costs and benefits of psychiatric care* (pp. 3-18). Springer.
- Romans, S., Cohen, M., & Forte, T. (2011). Rates of depression and anxiety in urban and rural Canada. *Social psychiatry and psychiatric epidemiology*, 46(7), 567-575.
- Rondón M. B. (2006) Salud mental: un problema de salud pública en el Perú. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Publica*, 23, 237–238.
- Rosett, R. N., & Huang, L. F. (1973). The effect of health insurance on the demand for medical care. *Journal of Political Economy*, 81(2, Part 1), 281-305.
- Rowan, K., McAlpine, D. D., & Blewett, L. A. (2013). Access and cost barriers to mental health care, by insurance status, 1999–2010. *Health affairs*, 32(10), 1723-1730.
- Saavedra, J. E., & Galea, J. T. (2020). Access of Mental Health Services by the Adult Population in Metropolitan Lima, Peru: Characteristics, Perceptions and Need for Care. *Community Mental Health Journal*. <https://doi.org/10.1007/s10597-020-00639-y>
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American economic review*, 1-17. <https://www.jstor.org/stable/1818907>
- Seguro Integral de Salud. (n.d.). *SIS Gratuito*. Recuperado el 23 de setiembre del 2020 desde <http://www.sis.gob.pe/portal/productos/sisgratis/sis-gratuito-aus/beneficios.html>
- Seguro Integral de Salud. (2018, 27 de febrero). *Afiliarte al SIS Microempresas: Inscripción de trabajadores*. Recuperado el 18 de setiembre del 2020 desde <https://www.gob.pe/185-afiliarte-al-sis-microempresas-inscripcion-de-trabajadores>
- Seguro Integral de Salud. (2019a, 29 de noviembre). *Afiliarte al SIS Independiente: Afiliación Familiar*. Recuperado el 18 de setiembre del 2020 desde <https://www.gob.pe/299-afiliarte-al-sis-independiente-afiliacion-familiar>
- Seguro Integral de Salud. (2019b, 29 de noviembre). *Afiliarte al SIS Independiente: Afiliación Individual*. Recuperado el 18 de setiembre del 2020 desde <https://www.gob.pe/176-afiliarte-al-sis-independiente-afiliacion-individual>
- Seguro Integral de Salud. (2020a, 7 de mayo). *Afiliarte al SIS Para Todos*. Recuperado el 18 de setiembre del 2020 desde <https://www.gob.pe/8970-afiliarte-al-sis-para-todos>
- Seguro Integral de Salud. (2020b, 29 de julio). *Afiliarte al SIS Emprendedor: Descripción*. Recuperado el 18 de setiembre del 2020 desde <https://www.gob.pe/152-sis-emprendedor>
- Seguro Integral de Salud. (2020c, 29 de julio). *Afiliarte al SIS Gratuito: Descripción*. Recuperado el 18 de setiembre del 2020 desde <https://www.gob.pe/131-sis-gratuito>

- Seguro Integral de Salud. (2020d, 29 de julio). *Afiliarte al SIS Independiente: Descripción*. Recuperado el 18 de setiembre del 2020 desde <https://www.gob.pe/172-sis-independiente>
- Seguro Integral de Salud. (2020e, 29 de julio). *Afiliarte al SIS Microempresas: Descripción*. Recuperado el 18 de setiembre del 2020 desde <https://www.gob.pe/180-sis-microempresas>
- Seguro Social de Salud. (n.d). *Nuestra historia*. Recuperado el 3 de setiembre del 2020 desde <http://portal.essalud.gob.pe/index.php/nuestra-historia/>
- Seguro Social de Salud. (2020a, 17 de setiembre). *Seguro Agrario*. Recuperado el 18 de setiembre del 2020 desde <http://www.essalud.gob.pe/seguro-agrario/>
- Seguro Social de Salud. (2020b, 17 de setiembre). *+Salud. Seguro Potestativo*. Recuperado el 18 de setiembre del 2020 desde <http://www.essalud.gob.pe/salud/>
- Seguro Social de Salud. (2020c, 17 de setiembre). *+Seguro. Seguro Regular*. Recuperado el 18 de setiembre del 2020 desde <http://www.essalud.gob.pe/seguro-regular/>
- Seguro Social de Salud. (2020d, 23 de setiembre). *Servicio de Salud Mental*. Recuperado el 23 de setiembre del 2020 desde <http://www.essalud.gob.pe/servicio-de-salud-mental/>
- Sherrill, E., & Gonzales, G. (2017). Recent Changes in Health Insurance Coverage and Access to Care by Mental Health Status, 2012-2015. *JAMA Psychiatry*, 74(10), 1076–1079. <https://doi.org/10.1001/jamapsychiatry.2017.2697>
- Shin, H., Song, H., Kim, J., & Probst, J. C. (2005). Insurance, acculturation, and health service utilization among Korean-Americans. *Journal of immigrant health*, 7(2), 65-74.
- Silbersdorff, A., & Schneider, K. S. (2019). Distributional Regression Techniques in Socioeconomic Research on the Inequality of Health with an Application on the Relationship between Mental Health and Income. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(20). <https://doi.org/10.3390/ijerph16204009>
- Solís, R., Sánchez, S. E., Carrión, M., Samatelo, E., Rodríguez-Zubiate, R., & Rodríguez, M. (2009). Cobertura de seguros de salud en relación con el uso de servicios médicos, condiciones de vida y percepción de la salud en Lima, Perú. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Publica*, 26(2), 136-144.
- StataCorp, L. P. (n.d). *heckprobit — Probit model with sample selection*.
- Steele, L. S., Dewa, C. S., Lin, E., & Lee, K. L. (2007). Education level, income level and mental health services use in Canada: Associations and policy implications. *Healthcare Policy*, 3(1), 96.
- Stordal, E., Mykletun, A., & Dahl, A. A. (2003). The association between age and depression in the general population: a multivariate examination. *Acta psychiatrica scandinavica*, 107(2), 132-141.

- Superintendencia de Entidades Prestadoras de Salud. (2002). Boletín Estadístico. Octubre-Diciembre 2002. *Año 3*(4).
- Superintendencia Nacional de Aseguramiento en Salud. (2012). Boletín Estadístico. Octubre, noviembre y diciembre 2012. *Año 13*(4).
- Tabata, K., & Ohkusa, Y. (2000). Correction note on “the demand for health with uncertainty and insurance”. *Journal of Health Economics*, *19*(5), 811-820.
- Tian, D., Qu, Z., Wang, X., Guo, J., Xu, F., Zhang, X., & Chan, C. L. W. (2012). The role of basic health insurance on depression: an epidemiological cohort study of a randomized community sample in Northwest China. *BMC psychiatry*, *12*(1), 151.
- Toyama, M., Castillo, H., Galea, J., Brandt, L., Mendoza, M., Herrera, V., Mitrani, M., Cutipé, Y., Cavero, V., Diez-Canseco, F., Miranda, J. (2017). Peruvian Mental Health Reform: A Framework for Scaling-up Mental Health Services. *International Journal of Health Policy and Management*, *6*(9), 501-508.
- Van de Ven, W. P., & Van Praag, B. M. (1981). The demand for deductibles in private health insurance: A probit model with sample selection. *Journal of econometrics*, *17*(2), 229-252.
- Vega, W. A., Kolody, B., & Aguilar-Gaxiola, S. (2001). Help seeking for mental health problems among Mexican Americans. *Journal of immigrant health*, *3*(3), 133-140. <https://doi.org/10.1023/A:1011385004913>
- Velásquez, A., Suarez, D., & Nepo-Linares, E. (2016). Reforma del sector salud en el Perú: derecho, gobernanza, cobertura universal y respuesta contra riesgos sanitarios. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, *33*, 546-555.
- Villarreal-Zegarra, D., Copez-Lonzoy, A., Bernabé-Ortiz, A., Melendez-Torres, G. J., & Bazo-Alvarez, J. C. (2019). Valid group comparisons can be made with the Patient Health Questionnaire (PHQ-9): A measurement invariance study across groups by demographic characteristics. *PloS one*, *14*(9), e0221717.
- Wade, T. J., & Cairney, J. (2000). The effect of sociodemographics, social stressors, health status and psychosocial resources on the age-depression relationship. *Canadian Journal of Public Health*, *91*(4), 307-312.
- Wagstaff, A. (1986). The demand for health: some new empirical evidence. *Journal of Health economics*, *5*(3), 195-233. [https://doi.org/10.1016/0167-6296\(86\)90015-9](https://doi.org/10.1016/0167-6296(86)90015-9)
- Wang, N., & Xie, X. (2019). Associations of health insurance coverage, mental health problems, and drug use with mental health service use in US adults: an analysis of 2013 National Survey on Drug Use and Health. *Aging & Mental Health*, *23*(4), 439–446. <https://doi.org/10.1080/13607863.2018.1441262>
- Ware, D., Rueda, S., Plankey, M., Surkan, P., Okafor, C. N., Teplin, L., & Friedman, M. R. (2020). The longitudinal impact of employment, retirement and disability status on depressive symptoms among men living with HIV in the Multicenter AIDS Cohort Study. *PloS one*, *15*(10), e0239291.

- Williams Jr, J. W., Noël, P. H., Cordes, J. A., Ramirez, G., & Pignone, M. (2002). Is this patient clinically depressed?. *Jama*, 287(9), 1160-1170.
- Winkelman, T. N., & Chang, V. W. (2018). Medicaid expansion, mental health, and access to care among childless adults with and without chronic conditions. *Journal of general internal medicine*, 33(3), 376-383.
- Zweifel, P. (2012). The Grossman model after 40 years. *European Journal of Health Economics*. 2012;13(6):677–682.
- Zweifel, P., Breyer, F., & Kifmann, M. (2009a). Optimal Insurance Coverage with Unobservable State of Health. In *Health Economics* (pp. 237-238). Springer, Berlin, Heidelberg.
- Zweifel, P., Breyer, F., & Kifmann, M. (2009b). The Access Motive. In *Health Economics* (pp. 213-214). Springer, Berlin, Heidelberg.

6 ANEXOS

6.1 Anexo 1: Construcción de las variables en base a la ENDES

6.1.1 Anexo 1.1: Variables de aseguramiento

Indicadores	Módulo (y variables) de la ENDES y construcción
Seguro en general	RECH4 (sh11a, sh11b, sh11c, sh11d, sh11e, sh11y, sh11z)
	Dicotómica: Cuenta o no con cualquier seguro de salud
Seguro público	RECH4 (sh11a, sh11b, sh11c)
	Dicotómica: Cuenta o no con cualquier seguro público de salud
Seguro del SIS	RECH4 (sh11c)
	Dicotómica: Cuenta o no con cualquier seguro del SIS
Seguro de EsSalud	RECH4 (sh11a)
	Dicotómica: Cuenta o no con cualquier seguro del EsSalud

6.1.2 Anexo 1.2: Otras variables explicativas

Indicadores	Módulo (y variables) de la ENDES y construcción
Índice de riqueza normalizado	RECH23 (hv271) y REC0111 (v191)
	Continua: Índice de riqueza normalizado. Se prioriza la información de RECH23 y se utiliza la de REC0111 para valores faltantes y precisión decimal.
Educación (años)	RECH4 (sh15n, sh15y, sh15g), RECH1 (hv108), CSALUD01 (qs24, qs25n, qs25a, qs25g) y REC91 (s108n, s108y, s108g)
	Discreta: Años de educación aprobados. Se prioriza la información de RECH4 y se utiliza RECH1 para valores faltantes. Se utiliza CSALUD01 en caso la diferencia sea menor a un año debido al tiempo que lleva recoger la ENDES. Se utiliza REC91 como confirmación en otros casos de contradicción.
Edad (años)	CSALUD01 (qs23), RECH1 (hv105) y REC0111 (v012)
	Discreta: Años cumplidos. Se prioriza la información de CSALUD01 y se utiliza RECH1 para los valores faltantes y para los casos de contradicción en caso se confirme con REC0111.
Sexo	CSALUD01 (qssexo) y RECH1 (hv104)
	Dicotómica: Toma el valor de 1 si es mujer y 0 si es hombre. Se prioriza CSALUD01 y se utiliza RECH1 para los valores faltantes.
Ámbito de residencia	RECH0 (hv025) y REC0111 (v025)
	Dicotómica: Habita en zona rural o no. Se prioriza RECH0 y se utiliza REC0111 para los valores faltantes.

6.1.3 Anexo 1.3: Variable de tratamiento

Indicadores	Módulo (y variables) de la ENDES y construcción
Tratamiento	CSALUD01 (qs707, qs708)
	Dicotómica. Toma el valor de 1 si recibe tratamiento para la depresión y de 0 en el caso contrario.

6.1.4 Anexo 1.4: Variables adicionales de la ecuación de selección

Indicadores	Módulo (y variables) de la ENDES y construcción
Presencia de depresión	CSALUD01 (qs703, qs704a, qs704b, qs704c, qs704d, qs704e, qs704f, qs704g, qs704h, qs704i)
	Dicotómica. Toma el valor de 1 si la persona presenta depresión a doce meses. En base al PHQ9 con punto de corte diez.
Presencia de discapacidad	RECH1 (qh13a1, qh13a2, qh13a3, qh13a4, qh13a5, qh13a6a, qh13a6) y CSALUD01 (qs25c1, qs25c2, qs25c3, qs25c4, qs25c5, qs25c6)
	Dicotómica: Toma el valor de 1 si la persona al menos una discapacidad. La información se encuentra en RECH1 de 2013 a 2016. Luego, se encuentra en CSALUD01 de 2017 a 2019. La variable qh13a6a cambia de nombre a qh13a6 a partir de 2015.
Estado civil	RECH1 (hv115)
	Categoría no ordenada: Estado civil. Se agrupan las categorías de la siguiente manera: conviviente o casado (1), soltero (2), separado o divorciado (3) y viudo (4). Esta agrupación se basa en los trabajos de Akhtar-Danesh y Landeen (2007) y Rancans et al. (2014).

6.2 Anexo 2: Modelos probit y logit de aseguramiento general

	Modelos sin errores robustos				Modelos con errores robustos			
	Probit		Logit		Probit		Logit	
	(1) Sin selección	(2) Con selección	(3) Sin selección	(4) Con selección	(5) Sin selección	(6) Con selección	(7) Sin selección	(8) Con selección
Cualquier seguro	.191*** (.015)	.276*** (.03)	.444*** (.036)	.509*** (.058)	.191*** (.015)	.276*** (.03)	.444*** (.035)	.509*** (.058)
Índice de riqueza normalizado	.478*** (.04)	1.031*** (.082)	1.09*** (.092)	1.9*** (.154)	.478*** (.04)	1.031*** (.083)	1.09*** (.094)	1.9*** (.157)
Años de educación	.011*** (.002)	.034*** (.003)	.024*** (.004)	.063*** (.006)	.011*** (.002)	.034*** (.003)	.024*** (.004)	.063*** (.006)
Edad	.005*** (0)	.001 (.001)	.011*** (.001)	.002 (.002)	.005*** (0)	.001 (.001)	.011*** (.001)	.002 (.001)
Sexo	.307*** (.013)	.196*** (.028)	.723*** (.03)	.377*** (.054)	.307*** (.013)	.196*** (.028)	.723*** (.031)	.377*** (.054)
Ámbito	-.021 (.018)	.012 (.035)	-.063 (.042)	.006 (.069)	-.021 (.018)	.012 (.036)	-.063 (.044)	.006 (.072)
Constante	-2.792*** (.034)	-2.427*** (.074)	-5.572*** (.079)	-4.331*** (.14)	-2.792*** (.034)	-2.427*** (.074)	-5.572*** (.078)	-4.331*** (.14)
Nº de Obs	189022	21018	189022	21018	189022	21018	189022	21018
Pseudo R ²	.03	.066	.03	.065	.03	.066	.03	.065
<i>Los errores estándar (robustos cuando corresponda) están en los paréntesis</i>								
<i>*** p<.01, ** p<.05, * p<.1</i>								

6.3 Anexo 3: Observaciones disponibles por tipo de aseguramiento

Tipo de seguro	Cuenta con el seguro	
	N° de Obs	Porcentaje
Cualquier seguro	16351	77.56%
Seguro público	16274	77.19%
SIS	12563	59.59%
EsSalud	3554	16.86%
Fuerzas Armadas o Policía Nacional	168	0.80%
Privado (Cualquiera)	199	0.94%
EPS	104	0.49%
Privado (Distinto a EPS)	98	0.46%
<i>Valores para la submuestra seleccionada (adultos con depresión)</i>		

6.4 Anexo 4: Ecuaciones de selección

Modelos heckprobit por tipos de aseguramiento				
Ecuación de selección (Presenta depresión:dep12m=1)	Coeficientes estimados			
	General	Público	SIS	EsSalud
Índice de riqueza normalizado	-.33924*** (-0.02819)	-.33923*** (-0.02819)	-.33909*** (-0.02819)	-.33918*** (-0.02819)
Educación (años)	-.01459*** (-0.00119)	-.01459*** (-0.00119)	-.01459*** (-0.00119)	-.01459*** (-0.00119)
Edad (años)	.00716*** (-0.0003)	.00716*** (-0.0003)	.00715*** (-0.0003)	.00716*** (-0.0003)
Sexo (mujer=1)	.34075*** (-0.00876)	.34075*** (-0.00876)	.34074*** (-0.00877)	.34076*** (-0.00876)
Ámbito (rural=1)	.02886** (-0.01186)	.02886** (-0.01186)	.02883** (-0.01186)	.02885** (-0.01186)
Discapacidad (Sí=1)	.35837*** (-0.02083)	.35842*** (-0.02083)	.36008*** (-0.02074)	.35902*** (-0.02079)
Estado civil				
Conviviente/Casado	-	-	-	-
Soltero	.12692*** (-0.01255)	.12688*** (-0.01255)	.12561*** (-0.01257)	.12647*** (-0.01255)
Separado/Divorciado	.28451*** (-0.01271)	.2845*** (-0.01271)	.28396*** (-0.01274)	.28428*** (-0.01272)
Viudo	.23622*** (-0.01609)	.23619*** (-0.01609)	.23613*** (-0.01611)	.23614*** (-0.0161)
Constante	-1.53786*** (-0.02238)	-1.53786*** (-0.02238)	-1.53737*** (-0.02238)	-1.5377*** (-0.02238)
<i>Los errores estándar robustos están en los paréntesis</i>				
*** p<.01, ** p<.05, * p<.1				

6.5 Anexo 5: Tipos de probabilidades

Tipo de seguro	N° de Obs			
	Tratamiento	21069	Media	Mediana
General	Probabilidad univariada	21032	0.3095704	0.2895727
	Probabilidad bivariada	19526	0.0150035	0.0125606
	Probabilidad condicional	19526	0.1125071	0.0896131
Público	Probabilidad univariada	21032	0.3093081	0.289387
	Probabilidad bivariada	19526	0.0150031	0.0125696
	Probabilidad condicional	19526	0.1124983	0.0897621
SIS	Probabilidad univariada	21032	0.2808637	0.2596713
	Probabilidad univariada	19526	0.0150198	0.0129211
	Probabilidad condicional	19526	0.1125229	0.0913004
EsSalud	Probabilidad univariada	21032	0.2997015	0.2771281
	Probabilidad bivariada	19526	0.0150114	0.012583
	Probabilidad condicional	19526	0.1124965	0.0898602
<i>Valores calculados para las observaciones seleccionadas (adultos con depresión)</i>				

- 1) Probabilidad univariada: de éxito. En el caso particular del presente trabajo, calcula la probabilidad de recibir tratamiento
- 2) Probabilidad bivariada: de éxito y de selección. En el caso particular del presente trabajo, calcula la probabilidad de recibir tratamiento y de presentar depresión.
- 3) Probabilidad condicional: de éxito, a la selección. En el caso particular del presente trabajo, calcula la probabilidad de recibir tratamiento condicional a presentar depresión.