

UNIVERSIDAD DEL PACÍFICO

FACULTAD DE ECONOMÍA Y FINANZAS

ECONOMETRÍA

SECCIÓN: A - 2020-II



# Caso de Estudio: Efecto de contar con seguro de salud complementario sobre los gastos de salud en adultos mayores

Integrantes:

Ricardo Bautista

Stefano Parodi

## Introducción

Usualmente la salud es un tema que se discute en ocasiones bien marcadas como campañas electorales y cuando un familiar o persona cercana padece de una condición médica. Esto es principalmente porque la medicina moderna ha logrado importantes avances en su aplicación extendiendo la esperanza de vida de la población y reduciendo el temor de la población ante un gran número de enfermedades anteriormente mortales. Sin embargo, debido a la pandemia mundial causada por el Covid-19 todo esto ha cambiado. Más de 50 millones de personas en todo el mundo han contraído la enfermedad y más de 1 millón ha perdido la vida. Esta enfermedad y otras de caro tratamiento implican un gran gasto. Es por ello por lo que es importante diseñar políticas que protegen a la población de los gastos catastróficos. En el sector privado esto lo hacen seguros complementarios que ante las limitaciones de los seguros de salud permiten a los portadores recibir el apoyo médico necesario. Para evaluar este efecto positivo el objetivo del presente paper es evaluar el efecto de contratar un seguro de salud complementario sobre los gastos médicos totales incurrido por la población de adultos mayores (mayores a 65 años).

En la literatura académica podemos ver distintas evaluaciones del impacto de los seguros complementarios en la población. Primero, es importante determinar que tener un seguro independiente de si este es complementario o es básico reduce los gastos médicos incurridos por los agentes. Un estudio elaborado en China comprueba que usando la data de 1991 al 2006 concluye que tener seguro de salud reduce el gasto de bolsillo esperado reduce en 29.42% incondicionalmente, bajo la condición de un gasto positivo en salud este se reduce en 44.38% (Jung & Streeter, 2015). También, según un estudio del efecto del seguro médico en gastos de salud catastróficos usando data del 2012 al 2016 de China se obtiene el resultado que los residentes cubiertos por un seguro complementario se enfrentan a una probabilidad menor de enfrentas gastos catastróficos (Sun & Lyu, 2020).

En Suiza donde los seguros de salud básicos como los complementarios son vendidos por los mismos aseguradoras se ha encontrado que estas buscan integrar ambos seguros a través de descuentos a ciudadanos de bajo riesgo por lo que bajo un análisis teórico se pueden lograr resultados Pareto superiores si los ahorros son suficientes (Kifmann, 2006). Esto apoyo la noción de que el seguro complementario puede tener efectos positivos en el gasto de los agentes. En el caso francés existe un sistema dual que les permite tener en promedio los menores gastos de bolsillo de la OECD (9% del gasto médico) y en combinación con la protección pública (78% de todo el gasto médico del país) se reduce el gasto incurrido por la población y la equidad de acceso a estos servicios. El seguro complementario cubre los costos no cubiertos por el seguro proveído por el estado, reembolsando del 10% al 30% de los gastos a médicos, de 35% a 85% de los gastos en medicamentos con receta por lo que le 95% de la población posee este seguro (Or & Pierre, 2020).

## Experimento Empírico

El objetivo es investigar el efecto de contratar un seguro de salud complementario sobre los gastos médicos totales en los cuales incurren as personas mayores de 65 años. Para poder realizar esto, se trabajará con los datos de la Encuesta de Gasto en Salud que contiene a 10391 personas mayores de 65 años que ya tienen seguro básico de salud.

Antes de comenzar tuvimos que ajustar algunos registros de la base de datos. Sucede que distintos individuos marcaron más de una vez en el estado de salud mostrado lo que conllevó a la existencia de registros donde el individuo está simultáneamente muy bien de salud y mal de salud simultáneamente por lo que hemos optado usar el mínimo. Además, hemos encontrado casos donde el ingreso es negativo por lo que hemos optado por marcar el registro del ingreso como no habido para tener resultados más adecuados.

No obstante, es importante considerar que no se tiene una variable exacta del gasto de bolsillo, pero si una proxy que mide los gastos en medicamentos anuales de una persona (*drugexp*) que tomaremos como variable dependiente y como variable independiente o explicativa a *comp\_insurance* que es una *dummy* que toma el valor de 1 si la persona tiene un seguro de salud complementario al básico. Asimismo, se sabe que existen muchos factores más que influyen en el gasto médico y que son necesarios que sean incluidos como controles en la regresión, en particular debido a la disponibilidad y relevancia de los datos se usaron: la edad (*age*), el sexo (*female*: dummy que toma 1 si la persona es mujer y 0 de otro modo), los años de

educación (*educyr*), si la persona vive en una zona metropolitana (*msa*: dummy que toma el valor de 1 si la persona vive en una zona metropolitana y 0 de otro modo) y el número de condiciones crónicas o limitantes de salud (*totchr*). De la misma manera, se realizaron dos estimaciones por MCO: una sin variables de control y otra con variables de control para analizar la dirección de este primer sesgo de *comp\_insurance*. Asimismo, se trabajó con el gasto de medicamentos anuales en logaritmos (*ldrugexp*) y no en niveles para una mayor estabilidad en la variable y reducir sensibilidad.

Un problema que encontramos en la base de datos es uno de endogeneidad. Existen tres fuentes principales de endogeneidad que pueden presentar un modelo que vamos a explicar. El primero es el error de medición en la explicativa. Como mencionamos antes *drugexp* es un proxy más no refleja exactamente todo el gasto médico en el que incurre una persona y esta puede presentar distintas dificultades. Por ejemplo, una persona puede gastar una gran cantidad de medicamentos, pero al consumirlos en acorde a las instrucciones del doctor esto reduciría sus gastos médicos generales (visitas, operaciones, internamiento, etc.) a comparación de un individuo que no gasta mucho en medicina, pero puede tener que gastar comparativamente más en tratamiento. Luego, en bicausalidad podemos ver un efecto del seguro complementario sobre el gasto en medicamentos debido a que, si compro un seguro complementario, este me va a reembolsar en mi gasto en medicinas, reduciéndolo y como la explicada no incluye el gasto efectuado en aquellos factores esta no va a reflejar adecuadamente el incremento en gasto médico que este seguro implica y si efectivamente está reduciendo mis gastos. Finalmente se puede dar por omisión de variables que en este caos puede ser una variedad de ellas por ejemplo los costos de medicina locales varían dependiendo de donde viva el individuo, la cantidad de medicinas consumidas que cubre el seguro complementario en cuestión y la cobertura de cada seguro complementario particular entre otras variables que podrían ayudarnos a entender mejor la relación entre la explicada y la explicativa.

Tras exponer los problemas posibles que surgen de la endogeneidad respecto a nuestro análisis se expondremos los resultados por estimación de MCO. En los primeros resultados del Anexo 1 se puede observar que en ambos casos la variable binaria de seguro complementario es significativa al 99.99% de confianza y podemos concluir, en primera instancia, que el tener un seguro de salud complementario hace que, en promedio, el gasto en medicina mensual aumente en 9.7 puntos porcentuales (sin controles) y 9.1 puntos porcentuales (con controles).

No obstante, es razonable pensar que la variable *comp\_insurance* esté sesgada por doble causalidad y variable omitida. Como se mencionó anteriormente, la primera razón se puede dar por el hecho de que tener un seguro de salud complementario tiene un efecto directo en el gasto de salud anual porque supone un desembolso de dinero que entra en esta categoría; pero de igual manera, el hecho de tener altos gastos en medicina o de salud podrían implicar que la persona se vea más incentivada a tener un seguro de salud complementario de tal manera de que los pueda cubrir sin tener que gastar más o que la persona sea más consciente de la importancia de su salud y que tenga aversión a un posible siniestro que la lleva a contratar un seguro extra. Por la parte de endogeneidad por variable omitida, es necesario recalcar que hay variables de las que no se disponen datos o no se consideraron (estas estarían incluidas en el término de perturbación) que se pueden intuir que guardan relación con la variable dependiente como: mejor salud, nivel socioeconómico, consumo de medicamentos, calidad de medicamentos, operaciones cubiertas, nivel de consciencia sobre el estado de salud propio, inmunidad hacia alguna enfermedad, etc. Para comprobar el sesgo por variable omitida se realizó el test de Ramsey RESET (Anexo 2) para probar que existen variables omitidas: se rechaza la hipótesis nula y con 95% de confianza podemos rechazar que el modelo no presenta variables omitidas.

En términos de sesgo, es factible asumir que el estimador esté sobreestimado: las variables omitidas le quitarían poder explicativo a la principal variable independiente. Entonces, controlar estas variables se vuelve imprescindible para lograr un estimador consistente e insesgado, de lo contrario se tendrá un valor mayor al verdadero. Dentro de la disponibilidad de datos, usar variables instrumentales resulta una forma eficiente de resolver este problema de endogeneidad.

Para poder escoger una buena variable instrumental debe cumplir con las condiciones de: relevancia y exclusión. Es por lo que, para tener una primera aproximación de cuales variables podrían usarse como instrumentos debemos corroborar una correlación alta; así como, una razón intuitiva del porqué presentaría cambios al moverse la variable independiente. Usamos las correlaciones como primer criterio para la selección (Anexo 3).

Dentro de las posibles instrumentos están: *private* (dummy de seguro privado) que presenta una correlación de 0.609 significativa al 90%, *vegood* (dummy de estado de salud muy bueno) con correlación de 0.033 significativa al 90% y *multlc* (dummy de si la persona se atendió en más de un establecimiento) significativa al 90% con correlación de 0.119.

En el caso del primero, es factible pensar que una persona tenga un seguro privado si tiene un seguro complementario por temas de querer cubrir por completo los gastos y poder presentar una mayor aversión al riesgo por un posible siniestro; sin embargo, recae en la doble causalidad que nos llevó a descartar la variable endógena y aún presenta factores no observables con las que se relaciona. Para el segundo, tiene sentido afirmar que una persona tendrá un mejor estado de salud si cuenta con un seguro complementario que le cubra necesidades médicas y copagos de servicios. Por último, se puede afirmar que el tener un seguro de salud complementario incrementa el número de establecimientos visitados porque, al estar asegurado y tener gastos cubiertos, la persona podría ir a varios establecimientos sin que tenga que preocuparse por que sea costoso o se asegure que el seguro básico cubra un aspecto en específico o también que, como se ve en la realidad, para realizarse análisis o pruebas normalmente se necesitan ir a distintos lugares en donde si se tengan los laboratorios o la maquinaria necesaria o podría buscar varias opiniones médicas en cuanto estén cubiertas y no solo en el establecimiento de salud público.

Luego, es importante hablar en términos de exclusión o exogeneidad. Para probarla es necesario notar que los instrumentos no se correlacionan con variables dentro del término de perturbación y que el instrumento tiene capacidad predictiva en la variable independiente a través de la variable endógena. En cuanto a *private* podemos intuir que estaría correlacionado con variables de nivel socioeconómico (una persona con mejores ingresos puede gastar más en salud) y otras por medio de los canales de transmisión parecidos al de tener un seguro de salud complementario. Para *vegood* parece resolverse este problema y con las posibles variables no observables (podría ser el caso de que una persona con mayor nivel socioeconómico gaste más en salud y por eso tenga un mejor estado de salud, no obstante, vemos que *highincome*, dummy que toma el valor de 1 si *lowincome* y *midincome* son 0, se correlaciona poco con *vegood*: 0.017). Asimismo, se puede argumentar que afecta a los gastos médicos anuales a través del seguro complementario porque el hecho de que una persona goce de mejor estado de salud no se basa directamente en el gasto en salud en sí, sino en qué se usa como seguros de salud o medicamentos que puedan tener un impacto positivo en la salud. Y para *multlc* se puede afirmar que no hay relación en las variables no observadas de mencionadas anteriormente (podrían existir casos de personas que atiendan a más lugares porque sus ingresos se los permite o que estén más conscientes de su salud, pero como son personas mayores de 65 resulta razonable asumir que esto se descarta porque ya presentan afinidad a un lugar o se les dificulta ir a otro). De la misma manera, se espera que no haya relación directa con gastos en medicinas porque el hecho de visitar varios establecimientos no condiciona que gastes más. También, hay que mencionar que *private* y *multlc* presentan correlaciones bajas con *ldrugexp* 0.023 y -0.049 y que *vegood* una relativamente baja -0.087.

Tras probar en una forma teórica la validez de los instrumentos se optará por usar a *vegood* y *multlc* para el cálculo de la regresión con VI. Antes de discutir los cambios y sus causas se considera importante probar la relevancia de los instrumentos y su fortaleza en las regresiones. Tras ya haber expuesto su correlación con la variable endógena podemos comprobar si los instrumentos son significativos al momento de la primera etapa de la regresión MCO por dos etapas y que la variable, ya instrumentalizada, también lo sea.

Como se puede apreciar en los Anexos 4 y 5. En el caso del primer instrumento parece tener debilidad en cuanto a significancia dentro de la regresión en dos etapas, lo cual nos indica que su capacidad predictiva a través de la variable endógena es baja. De manera opuesta, el segundo instrumento parece tener una gran capacidad predictiva en cuanto es incluido en la regresión por dos etapas: presenta ser significativa al 99.99% de confianza, lo que confirma aún más la validez y fortaleza del último instrumento.

Para el caso de *vegood* es esperable pensar que tener un muy buen estado de salud explique tener un seguro complementario, de ahí su signo positivo; sin embargo, el coeficiente que acompaña en la segunda etapa de la regresión a *comp\_insurance* resulta negativo. En cuanto a *multlc* se obtiene un resultado parecido: coeficiente positivo en la primera etapa (atenderse en varios establecimientos aumenta la posibilidad de tener un seguro complementario), pero en la segunda etapa *comp\_insurance* también resulta negativo, aunque en menor medida que el primer instrumento.

El resultado, en parte, es el esperado desde un principio. El hecho de considerar el seguro de salud complementario generaba inconsistencia y un sesgo positivo porque había muchas variables que le quitan poder explicativo. Al instrumentalizar la variable endógena se estaría corrigiendo esto; sin embargo, la interpretación cambia abruptamente, ahora tener un seguro complementario de salud reduce en ambos casos a los gastos médicos anuales y significativamente con el segundo instrumento. Este resultado nos acerca más a la realidad, una persona incurre en un seguro de salud complementario para poder cubrir gastos extras de salud que pueda ocasionar un siniestro o guardar un mejor estado de salud, asimismo podemos afirmar que el gasto de la prima inicial del seguro complementario se ve absorbido por los gastos ahorrados que cubre el seguro (es por esto que el signo resulta negativo), podemos concluir que el efecto del mismo reduce el gasto en salud anual, en promedio, en 626 puntos porcentuales y 140 puntos porcentuales para *vegood* y *multlc* respectivamente siendo instrumentalizado a través de *comp\_insurance*.

No obstante, una de las implicancias al usar variables instrumentales que se debe tomar en cuenta es que efecto estimado es uno local, mas no representativo. Por lo tanto, se estaría asumiendo, respectivamente en cada grupo local, que las personas mayores de 65 años han optado o han conseguido un seguro de salud por su muy buen estado de salud y por sus visitas a múltiples establecimientos y no por otras razones. De esta forma, se “aisla” el efecto por parte de los instrumentos con tal de corregir la endogeneidad.

Como se demostró antes, un instrumento resulta débil y el otro no. Existen una variedad de pruebas para demostrar que tan fuerte es uno, para relevancia de este estudio y para demostrar cuál de los instrumentos propuestos es más fuerte se usará la prueba de Hausman para evaluar correspondencia y consistencia y estadísticos R y F para medir la relevancia y no debilidad del instrumento (Anexos 6, 7, 8 y 9).

Se puede apreciar que la endogeneidad ha sido corregida con 95% de confianza en ambos casos; pero al constatar la fortaleza de los instrumentos por medio del estadístico F *vegood* presenta uno de 2.04539; mientras que, el de *multlc* es de 48.9736. Esto resalta una fuerte debilidad por parte del primer instrumento considerando la no significancia de la prueba F de este (los instrumentos incluidos en la primera etapa de la regresión no aportan poder explicativo significativo hacia *comp\_insurance* al incluir los controles). Esto genera un problema y exige formas de poder corregirlo o de poder tener una buena inferencia.

Un problema que podríamos enfrentar al hacer la regresión consiste en la debilidad de la variable instrumental *vegood* que se da a través de una correlación cercana a 0 entre esta y la variable explicativa. Para estos casos existen múltiples estrategias que podríamos usar para mejorar la inferencia. Para medir la debilidad de la variable instrumental existen distintos métodos, pero el más común es la prueba F a la regresión de primer nivel y consiste en ver si el valor F es menor a  $10^2$ . En caso de comprobar la debilidad del instrumento proponemos dos estrategias para poder trabajar con esta.

Bajo el caso que no podemos encontrar otra variable instrumental para poder llevar a cabo nuestro experimento podemos usar un estimador diferente al TSLS para medir el sesgo de la variable instrumental como el estimador LIML que es menos sensible a instrumentos débiles (Baltagi, 2008). Un ejemplo de esta estrategia radica en la interpretación de los resultados de retornos de la educación de Angrist y Krueger (1991). En el caso del estimador TSLS con varios instrumentos se acerca al estimador MCO de 6%. En cambio, el estimador LIML que es más seguro, fue usado con menos instrumentos y dio resultados entre 8% y 10% con un intervalo de confianza de 95% (Staiger & Stock, 1997). Los autores mencionados anteriormente recomiendan además usar el test F bajo la forma de Durbin para medir adecuadamente las diferencias entre los estimadores TSLS y LIML. Finalmente recomiendan lo mismo que Baltagi, al concluir que el sesgo del estimador es menos problemático en el LIML que en el TSLS. Por ello, utilizando un estimador que es menos sensible a la debilidad del instrumento podemos conseguir resultados que responden mejor a la data y de esa forma obtener resultados más certeros que nos permitan hacer inferencias más cercanas a la realidad.

Luego de analizar la diferencia entre aquellos que poseen seguro complementario y aquellos que no en promedio en el Anexo 10 podemos ver una diferencia importante en el gasto médico efectuado entre los dos grupos, que, a primera vista, resulta mayor en los que si tienen seguro. Pero, a través de nuestros instrumentos, al localizar el efecto en muy buen estado de salud y visitas a múltiples establecimientos resulta que el efecto se torna negativo en una magnitud considerable, en este caso se podría decir que los *compliers* son los que consiguen el seguro complementario únicamente a través de estos canales de transmisión con efecto reductivo en sus gastos médicos anuales dependiendo cual sea su razón.

Esto resulta importante si el hacedor de políticas quiere reducir estos gastos en salud “catastróficos” o de bolsillo de las personas mayores de 65 años. Adquirir un seguro complementario hará que persona tenga una reducción grande en sus gastos si los canales de transmisión para tenerlo son los mencionados anteriormente. Entonces se vuelve importante separar el Local average treatment effect (LATE) del efecto general para conseguir que los resultados buscados en la política se lleguen a croncetar.

### **Conclusiones e implicancias**

Hemos retenido la conclusión de que la tenencia de un seguro complementario conlleva a menores gastos médicos. Esto se debe a que un seguro complementario te permite reducir los pagos efectuados por la compra de medicinas que en edades avanzadas son necesarias, el costo de las visitas rutinarias al doctor y eventualidades que mediante incrementa la edad se hacen más probables. A través de esto la principal conclusión de política a la que llegamos consiste en la importancia de los seguros complementarios para la reducción de los gastos incurridos por los adultos mayores cosa que es particularmente importante en este grupo de edad por las dificultades para generar ingresos luego de la jubilación y debido a una reducción de las capacidades físicas. Para solucionar esto es importante hacer campañas de concientización de los beneficios de estos seguros o analizar los beneficios sociales que proveería expandir la cobertura del seguro básico en las poblaciones de adulto mayor. Otra solución que podría ser efectiva es usar métodos duales que incentiven al individuo a contrata seguros complementarios de forma que la mayoría del gasto es absorbido por el gobierno, pero los individuos obtienen mayor cobertura tanto en visitas médicas como en gasto en medicamentos. Además, mediante la variable multlc podemos ver la importancia de poder acceder a múltiples instituciones médicas que reducen costos a través de la tenencia del seguro complementario que permite esto en primer lugar cosa que en el caso de tener un seguro básico no es posible puesto que las opciones son limitadas a las proveídas por el estado por ende expandir los beneficios a distintas instituciones médicas no necesariamente públicas implicaría una mejora del bienestar y reducción de costos.

En base a este resultado que consideramos es importante para mejorar el bienestar de la población adulta tenemos que reconocer las limitaciones de nuestro estudio, principalmente la carencia de la variable directa explicada, el gasto médico anual y no el proxy que utilizamos podemos llegar a resultados que reflejen mejor la realidad. Además, como posibles líneas de investigación proponemos experimentos que evalúen la relación precio-beneficio en los paquetes de seguros complementarios ofrecidos, el impacto de la regulación en el mercado de seguros sobre el gasto médico anual y finalmente experimentar con campañas de concientización como recomendamos anteriormente para ver si existe un efecto positivo por parte de la población. A través de estudios empíricos podemos obtener mejores formas de asegurar a la población y mejorar el bienestar general del adulto mayor en nuestras sociedades.

## Bibliografia

- Baltagi, B. H. (2008). *Econometrics*. <https://doi.org/10.1007/978-3-540-76516-5>
- Jung, J., & Streeter, J. L. (2015). of China The Case of China Expenditure Risk in Developing Countries ? *Southern Economic Journal*, 82(2), 361–384.
- Kifmann, M. (2006). Risk Selection and Complementary Health Insurance : The Swiss Approach. *International Journal of Health Care Finance and Economics*, 6(2), 151–170.
- Or, Z., & Pierre, A. (2020). The Public-Private Mix in France: A Case for Two-Tier Health Care? In B. Thomas & C. M. Flood (Eds.), *Is Two-Tier Health Care the Future?* (pp. 237–266). Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/j.ctt5hjk9x.8>
- Staiger, B. Y. D., & Stock, J. H. (1997). Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica*, 65(3), 557–586.
- Sun, J., & Lyu, S. (2020). The effect of medical insurance on catastrophic health expenditure: Evidence from China. *Cost Effectiveness and Resource Allocation*, 18(1), 1–11. <https://doi.org/10.1186/s12962-020-00206-y>

## Anexos

### Anexo 1

VARIABLES	(1) ldrugexp	(2) ldrugexp
comp_insurance	0.097*** (0.028)	0.091*** (0.026)
age		-0.002 (0.002)
female		0.053** (0.025)
educyr		0.009** (0.004)
income		-0.000 (0.001)
msa		-0.069** (0.028)
totchr		0.443*** (0.009)
Constant	6.443*** (0.017)	5.706*** (0.151)
Observations	10,391	10,385
R-squared	0.001	0.177

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### Anexo 2

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ldrugexp

Ho: model has no omitted variables

$$F(3, 10374) = 23.24$$

$$\text{Prob} > F = 0.0000$$

### Anexo 3



## Pairwise Correlations

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
(1) ldrugexp	1.000																
(2) comp_insurance	0.034* (0.000)	1.000															
(3) private	0.023* (0.021)	0.609* (0.000)	1.000														
(4) hisp	-0.036* (0.000)	-0.078* (0.000)	-0.150* (0.000)	1.000													
(5) marry	-0.027* (0.006)	0.174* (0.000)	0.120* (0.000)	0.006 (0.520)	1.000												
(6) poor	0.118* (0.000)	-0.029* (0.003)	-0.038* (0.000)	0.015 (0.117)	-0.006 (0.516)	1.000											
(7) fair	0.124* (0.000)	-0.046* (0.000)	-0.045* (0.000)	0.042* (0.000)	-0.026* (0.008)	-0.128* (0.000)	1.000										
(8) good	0.013 (0.199)	-0.004 (0.648)	-0.011 (0.283)	0.006 (0.542)	0.010 (0.322)	-0.191* (0.000)	-0.342* (0.000)	1.000									
(9) vegood	-0.087* (0.000)	0.033* (0.001)	0.057* (0.000)	-0.031* (0.002)	0.017 (0.076)	-0.159* (0.000)	-0.284* (0.000)	-0.424* (0.000)	1.000								
(10) poverty	0.001 (0.910)	-0.153* (0.000)	-0.131* (0.000)	0.078* (0.000)	-0.189* (0.000)	0.064* (0.000)	0.067* (0.000)	-0.002 (0.843)	-0.061* (0.000)	1.000							
(11) lowincome	0.006 (0.560)	-0.114* (0.000)	-0.086* (0.000)	0.034* (0.001)	-0.083* (0.000)	0.031* (0.001)	0.044* (0.000)	0.017 (0.075)	-0.041* (0.000)	-0.221* (0.000)	1.000						
(12) midincome	0.025* (0.012)	0.036* (0.000)	0.030* (0.002)	-0.015 (0.125)	0.043* (0.000)	-0.009 (0.336)	-0.005 (0.587)	0.010 (0.307)	0.016 (0.107)	-0.316* (0.000)	-0.325* (0.000)	1.000					
(13) highincome	-0.027* (0.005)	0.056* (0.000)	0.039* (0.000)	-0.013 (0.201)	0.024* (0.014)	-0.016 (0.112)	-0.029* (0.003)	-0.023* (0.020)	0.017 (0.084)	0.466* (0.000)	-0.475* (0.000)	-0.678* (0.000)	1.000				
(14) firmsz	-0.035* (0.000)	0.037* (0.000)	0.026* (0.008)	0.030* (0.002)	0.012 (0.235)	-0.013 (0.192)	0.000 (0.971)	-0.007 (0.456)	0.009 (0.342)	-0.015 (0.125)	-0.008 (0.426)	-0.011 (0.252)	0.017 (0.092)	1.000			
(15) multlc	-0.049* (0.000)	0.119* (0.000)	0.075* (0.000)	0.013 (0.198)	0.008 (0.432)	-0.060* (0.000)	-0.045* (0.000)	0.000 (0.965)	0.033* (0.001)	-0.093* (0.000)	-0.061* (0.000)	0.008 (0.413)	0.040* (0.000)	0.187* (0.000)	1.000		
(16) priolist	0.279* (0.000)	0.002 (0.838)	-0.012 (0.225)	-0.017 (0.080)	-0.035* (0.000)	0.068* (0.000)	0.075* (0.000)	0.051* (0.000)	-0.075* (0.000)	0.018 (0.073)	0.001 (0.886)	0.014 (0.141)	-0.015 (0.138)	-0.005 (0.596)	-0.024* (0.013)	1.000	
(17) black	-0.016 (0.104)	-0.016 (0.101)	-0.090* (0.000)	-0.061* (0.000)	-0.102* (0.000)	-0.001 (0.896)	0.066* (0.000)	0.007 (0.465)	-0.037* (0.000)	0.125* (0.000)	0.015 (0.116)	-0.020* (0.038)	0.007 (0.482)	-0.007 (0.456)	0.044* (0.000)	0.030* (0.002)	1.000

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

# Anexo 4

## MCO 2 etapas para *vegood*

VARIABLES	(1) comp_insurance	(2) ldrugexp
vegood	0.015 (0.011)	
age	-0.009*** (0.001)	-0.060 (0.044)
female	-0.078*** (0.010)	-0.442 (0.379)
educyr	0.019*** (0.001)	0.131 (0.092)
income	0.002*** (0.000)	0.014 (0.011)
msa	0.074*** (0.010)	0.402 (0.362)
totchr	0.014*** (0.004)	0.525*** (0.066)
comp_insurance		-6.261 (4.788)
Constant	0.755*** (0.056)	10.531*** (3.656)
Observations	10,385	10,385
R-squared	0.074	

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

# Anexo 5

## MCO 2 etapas para *multlc*

VARIABLES	(1) comp_insurance	(2) ldrugexp
multlc	0.143*** (0.020)	
age	-0.008*** (0.001)	-0.016*** (0.005)
female	-0.077*** (0.009)	-0.063 (0.045)
educyr	0.019*** (0.001)	0.038*** (0.010)
income	0.002*** (0.000)	0.003*** (0.001)
msa	0.072*** (0.010)	0.042 (0.046)
totchr	0.013*** (0.004)	0.462*** (0.012)
comp_insurance		-1.403***

		(0.445)
Constant	0.698***	6.841***
	(0.056)	(0.381)
Observations	10,385	10,385
R-squared	0.079	

---

Robust standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

#### Anexo 6

##### Test de Hausman para *vegood*

Tests of endogeneity

Ho: variables are exogenous

Robust score chi2(1) = 11.9089 (p = 0.0006)

Robust regression F(1,10376) = 11.9304 (p = 0.0006)

#### Anexo 7

##### Prueba F de no debilidad de instrumentos para *vegood*

###### First-stage regression summary statistics

Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	F(1,10383)	Prob > F
Comp_insurance	0.0743	0.0737	0.0002	2.04539	0.1527

#### Anexo 8

##### Test de Hausman para *multlc*

Tests of endogeneity

Ho: variables are exogenous

Robust score chi2(1) = 15.3163 (p = 0.0001)

Robust regression F(1,10376) = 15.6333 (p = 0.0001)

#### Anexo 9

##### Prueba F de no debilidad de instrumentos para *multlc*

###### First-stage regression summary statistics

Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	F(1,10383)	Prob > F
Comp_insurance	0.0787	0.0781	0.0050	48.9736	0.0000

#### Anexo 10

##### Balancetable de Seguro complementario

	No tiene seguro comp. (1)	Tiene seguro comp. (2)	Diff. promedio (3)
ldrugexp	6.443 (1.370)	6.540 (1.350)	0.097*** (0.028)
Observations	6,446	3,945	10,391