



ELASTICIDAD PRIMA PARA SEGUROS DE SALUD GRUPALES EN CHILE

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE
MAGÍSTER EN ECONOMÍA**

**Alumno: Iván Herrera Loyola
Profesor Guía: Fabián Duarte Vásquez**

Santiago, Julio 2022

Contenido

Introducción	4
Revisión de literatura	5
Seguros de salud en Chile	9
Seguros grupales en Chile	10
Metodología y Datos	12
Metodología	12
Estudio de eventos	12
Supuesto de identificación	13
Modelo alternativo y limitaciones	14
Datos	14
Descripción estadística	15
Resultados principales	18
Estudio de eventos	18
Estimación principal	19
Elasticidad	23
Análisis de sensibilidad	24
Discusión de Resultados	25
Discusión teórica	25
Elasticidad	26
Características del plan y afiliados	29
Conclusión	31
Referencias	32
Apéndice	37
Descripción modelos logit y probit	37
Elasticidad	38
Resultados bajos distintos m y s.	38
Análisis de sensibilidad por característica	45

Agradecimientos

Quisiera agradecer a mi profesor guía Fabián Duarte por sus comentarios, paciencia y disposición para avanzar. Adicionalmente, agradezco a ANID por el financiamiento del programa a través de la beca CONICYT-PFCHA/Magíster Nacional/2019 - 22190777.

Introducción

La movilidad de los afiliados es un componente fundamental de los mercados de seguros de salud competitivos, es decir, si los consumidores son sensibles al precio es un requisito importante para el buen funcionamiento de mercado (Keegan et al., 2016). No obstante, en la literatura se ha establecido que no necesariamente una industria con un alto ratio de cambio de plan de salud por parte de los afiliados, implica que exista un nivel de competencia alto en el mercado de seguros, de hecho, un ratio de cambio excesivo implica mayores costos administrativos, y por lo tanto ineficiencias en el mercado de seguros de salud (D. M. I. D. Duijmelinck et al., 2015; Keegan et al., 2016). En efecto, el ratio de cambio en sí, no es lo único importante, sino también comprender quién se cambia, quién no se cambia y sus motivaciones para hacerlo, especialmente si existen diferencia de riesgos o costos de cambio entre el grupo de los que se cambian y los que no (Keegan et al., 2016).

Luego, para este trabajo se consideran estas relaciones entre características de los individuos o del plan de salud para entender las distintas magnitudes entre grupos. Sin embargo, la estimación de la elasticidad prima es el objetivo primordial de este trabajo, ya que es el principal indicador de referencia para comparar con otros mercados de salud. Desafortunadamente, para estimar la elasticidad prima es común enfrentar el problema de la endogeneidad debido a la existencia de selección. De hecho, en presencia de selección adversa, las diferencias en las primas no sólo serían una causa sino también una consecuencia del cambio de asegurados. Por ejemplo, los que corren el riesgo de tener costos de salud elevados podrían elegir una aseguradora con una cobertura más generosa, (van Dijk et al., 2008). Problema que se ve atenuado cuando se estima la elasticidad de una prima comunitaria, como la que se da en grupos (van Dijk et al., 2008).

Precisamente, en Chile existen seguros de salud grupales. Una característica particular de este mercado es que ha existido una alta movilidad en términos del número de planes, y migraciones desde planes de tipo grupal hacia los de tipo individual durante la última década, generándose una tendencia hacia la atomización (Superintendencia de Salud, 2021a). Además, surge la interrogante de por qué el cambio ha sido desde planes grupales hacia individuales, considerando que en el primero se fijan primas comunitarias, mientras que en los últimos se fijan basados en el riesgo. Si bien en Chile, los seguros individuales han sido estudiados previamente, principalmente a través de una

descripción/caracterización del sistema o mediante el cálculo de la elasticidad precio/prima de los seguros de salud, (véase Duarte, 2012; Sapelli & Torche, 2001), los seguros grupales no han sido estudiados con detención. Más aún, cuando el diseño de este tipo de planes permite la posibilidad de ser comparados con seguros de salud similares de otros países. Ejemplo de ellos se pueden encontrar tanto para seguros básicos de salud, tales como los seguros grupales de empresas en Estados Unidos (EE. UU.), seguros individuales en Alemania, y los grupos de compra en Países Bajos. Mientras que para seguros suplementarios de salud se puede tomar como referencia los de países como Australia o Irlanda. Así, al explotar la presencia de los mencionados planes grupales en Chile, y aprovechando la existencia de una fuente de datos longitudinales de tipo administrativa con el universo completo de cotizantes, y otras variables de interés, se estima la elasticidad prima de los seguros de salud grupales, junto con algunas relaciones entre los cambios de plan y variables socioeconómicas de los afiliados.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. En las primeras dos secciones se muestra una revisión de literatura y una breve descripción de los seguros de salud en Chile, respectivamente. En la siguiente sección son presentadas la metodología, y la base de datos a utilizar. Posteriormente, se expone una descripción estadística de la muestra, junto a los principales resultados obtenidos. Finalmente, se discuten los resultados mencionados, y se sintetiza los principales hallazgos y conclusiones.

Revisión de literatura

Los estudios se dividen en cuatro categorías según el sistema de seguros en el que se enmarcan. Estos son: primario opcional (EE. UU.); primario obligatorio (Alemania, Suiza, Países Bajos); complementario, es decir, un seguro que aumenta los niveles de reembolso (Medicare Part D¹) y, por último, el seguro médico duplicado y/o complementario que coexiste con un Servicio Nacional de Salud (NHS) u otra institución pública única, es decir, el seguro médico privado ofrece las mismas prestaciones (duplicadas) o ampliadas (complementario) en comparación con la alternativa pública alternativa. Según esta clasificación, el seguro de salud duplicado es el caso del sistema chileno².

¹ Es un plan complementario de medicamentos para las personas mayores en EE. UU.

² Clasificación basada en (Penzialek, 2016).

En la mayoría de los casos los seguros de salud están subvencionados a través de las primas, por ejemplo, un empleador o el gobierno. Por lo tanto, hay que distinguir entre la elasticidad prima desde la perspectiva del individuo y la elasticidad prima desde la perspectiva de la aseguradora. Ambas elasticidades difieren cuando cualquier cambio en la prima no se reparte entre el afiliado y el patrocinador de la misma manera que la prima anterior. Esto se da especialmente en los EE. UU., en los que el empresario paga una contribución fija en dólares (que no cambia cuando la prima aumenta), lo que da lugar a una elasticidad mucho mayor desde el punto de vista de la aseguradora en comparación con la elasticidad precio (prima) desde el punto de vista del trabajador (Pendzialek et al., 2016).

En término de magnitudes, en la literatura se encuentran diversos rangos para la elasticidad prima. Mientras que para seguros opcionales³ primarios en EE. UU. se estiman rangos entre -0.2 y -1⁴, para seguros obligatorios primarios la elasticidad se ubica en rangos entre -0.6 y -4.2 para Alemania y alrededor de -2 para Suiza (Pendzialek et al., 2016). Por su parte, para Países Bajos se encuentran elasticidades menores a -0.5 (véase Douven et al., 2007; Schut & Hassink, 2002; van Dijk et al., 2008). Tal vez uno de los primeros cálculos reconocidos fue el de Cutler & Reber (1998), quienes estimaron la elasticidad prima en un -2% para los trabajadores de la Universidad de Harvard. O el que se llevó a cabo en la Universidad de California, por Buchmueller & Feldstein (1996), donde encontraron un aumento en la probabilidad de cambio desde 5.2% a 25% como resultado de un cambio de contribución desde 0 a 10 dólares. Sin embargo, debido a lo específico del entorno universitario, posterior a estos estudios hubo un intento por estimar una elasticidad que tuviera mayor validez externa.

Pese a que posterior a esto se publicaron una cantidad considerable de estudios, es difícil encontrar algo en la literatura que sirva como referencia para realizar una comparación internacional. Especialmente, porque muchos estudios son de datos provenientes de encuestas o siguen viniendo de campos laborales específicos como universidades o el sector público. Además, existe una alta heterogeneidad en cada país tanto en la regulación de los mercados de seguros de salud, como en las opciones que enfrentan los asegurados al considerar el cambio. No obstante, a pesar de las diferencias, se pueden encontrar algunos casos para tener un grado de referencia. Por ejemplo, los mencionados

³ En EE. UU. no es obligatorio contar con un seguro de salud.

⁴ Solo considerando perspectiva del consumidor. Para la perspectiva del asegurador se encuentra magnitudes más altas

seguros en EE. UU., que en su mayoría son grupales dentro de una empresa. No obstante, no existe ni el grado de concentración en el mercado de aseguradoras, ni es el mismo tipo de seguro, ya que además de ser opcional, no compite con el seguro público como en Chile y además el seguro de salud en sí, es considerado como uno de los beneficios más importantes en las condiciones que ofrecen la empresa a sus trabajadores (Fronstin & Helman, 2015). Por su parte, en Países Bajos existe una figura llamada *Purchasing Groups*, donde se concentra un grupo que contrata a un asesor para que tome las decisiones de cambiar de aseguradora o plan. Esto se asemeja en el sentido colectivo a la administración de los planes grupales en Chile, no obstante, existen diferencias de regulación. Por último, en Alemania, coexiste un sistema público con un sistema privado, en donde solo algunas personas pueden optar por afiliarse al sistema privado⁵ (Bünnings & Tauchmann, 2015), teniendo participaciones del 80% el sector público, y 15% el privado, similar a las de Chile. Además, también existe una alta cantidad de planes en el mercado de seguros (Schut et al., 2003). Sin embargo, los seguros no son grupales.

A continuación, se presentan una lista reducida de estudios que sirven como referencia para el cálculo de la elasticidad. La idea es mostrar alguno que tuviera una fuente de datos a nivel individual, otro que no provengan de una encuesta⁶, y por último uno en que la cantidad de planes sea un número similar a lo que se enfrenta un asegurado en Chile⁷.

La

lista se presenta en la tabla 1:

⁵ Funcionarios públicos, trabajadores independientes y empleados con altos ingresos. Un punto importante es que en Alemania no existe tanta flexibilidad para cambiar de planes (algo parecido a afiliados cautivos)

⁶ A excepción de un estudio de Chile y el de Alemania.

⁷ Pese a que existen miles de planes, debido a la discriminación de precios en los planes individuales y la opción de pertenecer a un grupal, el conjunto de elección disminuye considerablemente.

TABLA 1: EVIDENCIA

Autores	Artículo	País	Tipo	Año	Datos	N° planes	Elasticidad
(Goldman et al., 2004)	Employee Responses to Health Insurance Premium Increases	USA	Financiado por el empleador	1989-91	Datos de los empleados de un único gran empleador (total 14.221)	4	-0.7 ⁸
(van Dijk et al., 2008)	Consumer price sensitivity in Dutch health insurance	Países Bajos	Seguro obligatorio y complementario de los Países Bajos	1993-2002	Datos individuales de "Sickness fund switcher"	20	Entre -0.08 (hombres entre 55 y 84 años) Y -0.41 (mujeres entre 25 y 34 años)
(Fernández, 2012)	Three essays on competition and health insurance Markets	Chile	Seguro individual duplicado	2009	Datos administrativos del sector privado (1.5 millones de afiliados)	877	-1.57 (modelo preferido por el autor)
(Schwarze & Andersen, 2001)	Kassenwechsel in der Gesetzlichen Krankenversicherung: Welche Rolle spielt der Beitragssatz?	Alemania	Seguro obligatorio de Alemania	1999-2000	Los datos fueron recogidos a través de un panel socioeconómico anual	420-642	-4.20
(Sapelli & Torche, 2001)	The Mandatory Health Insurance System in Chile: Explaining the Choice between Public and Private Insurance	Chile	Seguro individual duplicado	1994-1996	CASEN	Sin especificar	-0.41 para 1994 -0.33 para 1996
(Duarte, 2012)	Price elasticity of expenditure across health care services	Chile	Elasticidad en el gasto en seguro individual duplicado. No es elasticidad prima	2007	Datos administrativos del sector privado (1.5 millones de afiliados)	Sin especificar	-2.08 a -0.32 en Atención Electiva. -0.028 a -0.07 en Cuidados intensivos

Por otra parte, existe una rama de la literatura que no necesariamente calcula las magnitudes, sino que se dedica a estudiar el comportamiento de cambio de los afiliados, a esta se le menciona a veces como "literatura de switching". Allí se mencionan algunas relaciones entre la elección del seguro de salud y características de los individuos. Las

⁸ Cálculo basado en (Pendzialek et al., 2016)

más mencionadas son la edad y la condición de salud, si bien existen más variables que influyen, tales como el ingreso, género, o educación, no está tan clara la dirección de la relación de estas últimas. Por ejemplo, se menciona a los costos del cambio como una de las razones de por qué los jóvenes se cambian con más frecuencia que las personas mayores (véase Schut et al., 2003; van Dijk et al., 2008). En efecto, en D. M. Duijmelinck & van de Ven (2016) encuentran que los costos psicológicos de cambio para los viejos son mayores que para los jóvenes (hábitos, tradiciones y costos hundidos). En la misma línea, los resultados de Beaulieu (2002) o Frank & Lamiraud (2009) quienes muestran que una mayor permanencia en la empresa reduce continuamente la probabilidad de cambio. D. M. I. D. Duijmelinck et al. (2015) señalan que un exceso de cambios puede dar lugar a elevados costos administrativos, además, señalan que se han observado bajas tasas de cambio tanto en mercados competitivos, como no competitivos. Los costos de búsqueda y cambio suelen ser mayores para los individuos de alto riesgo, por ejemplo, los ancianos y los enfermos (Lako et al., 2011). Estos grupos pueden tener más dificultades para orientarse en el mercado o estar más preocupados por las cuestiones relacionadas con la continuidad de la cobertura y, por lo tanto, es menos probable que cambien (Keegan et al., 2016). Por último, en Lako et al. (2011) los autores sugieren que, en lugar de aprovechar la oportunidad de ser consumidores críticos activos, es más probable que los individuos eviten este papel cediendo esta actividad a una organización de compra colectiva.

Seguros de salud en Chile

En el sistema de salud chileno coexisten dos sectores; el público, que asegura a 15.142.528 personas al 2021, abarcando el 77.8% de la población y es administrado por FONASA, y el privado, el cual cubre a 3.339.226 personas, es decir, el 17.2% de la población, y que está a cargo de 9 empresas llamadas Instituciones de Salud Previsional (ISAPRES) (Superintendencia de Salud, 2021b). La población restante es cubierta por el sistema de salud de las fuerzas armadas y de orden (5%) (Superintendencia de Salud, 2021b). En Chile el seguro de salud es obligatorio para los trabajadores dependientes y pensionados. Así, el sistema de seguros de salud en Chile es especial en el mundo tanto por el nivel de selección que existe entre sectores público y privado (Bronfman, 2014; Sapelli & Torche, 2001), como por sus niveles de descreme, a través de una diferenciación de precios, dentro del sistema privado (Bitran et al., 2017; Superintendencia de Salud, 2021a). Dentro del sistema privado existen dos tipos de aseguradoras; 6

abiertas y 3 cerradas, estando estas últimas asociadas a una empresa en particular o a una comunidad. Además, los seguros obligatorios se dividen en individuales (90.6% de los afiliados) y los seguros grupales (9.4% de los afiliados) (Superintendencia de Salud, 2021a). Los seguros individuales han sido estudiados previamente en Chile, principalmente a través de una descripción/caracterización del sistema, mediante el cálculo de la elasticidad prima de los seguros Sapelli & Torche (2001), y la elasticidad del gasto en servicios (Duarte, 2012). No obstante, los seguros grupales no han sido estudiados con detención. Más aún, cuando el diseño de estos planes abre la posibilidad de ser comparados con otros seguros alrededor del mundo, tales como los seguros contratados por empresas en EE. UU., o a los grupos de compra para seguros voluntarios en Países Bajos.

El mercado de seguros de salud en Chile es posible clasificarlo como un mercado moderadamente concentrado según la normativa de la Fiscalía Nacional Económica (FNE)⁹, con asimetrías de información que pueden tener implicancias negativas de eficiencia, como la selección adversa y riesgo moral (Aedo & Sapelli, 1999; Bronfman, 2014). Sapelli & Torche (2001) encuentran que los determinantes de elección entre el sistema público y privado son el ingreso, el precio (gasto esperado) y el área de residencia, concluyendo que mientras mayor es el gasto esperado y menor el ingreso, más probable es la elección del sistema público, siendo FONASA el asegurador de último recurso que alberga a los individuos aversos al riesgo (Bronfman, 2014). No obstante, Sanhueza & Ruiz-Tagle, (2002) encuentran lo contrario, que la gente con mejor estado de salud se registra en FONASA. También podemos encontrar casos donde se muestra la evidencia de riesgo moral Höfter (2006; Sanhueza & Ruiz-Tagle (2002) y selección adversa (Sapelli & Vial, 2003). Por su parte, Pardo (2019) muestra que la selección adversa disminuyó con la implementación de las Garantías Explícitas en Salud (GES). Finalmente, en Chile se han estimado elasticidades en mercados de salud, tanto prima de seguros y elasticidad precio para servicios médicos, cuya evidencia se mostró en la sección anterior.

⁹ La FNE define un mercado moderadamente concentrado si tiene un índice de Herfindahl-Hirschman ("HHI") superior a 1500 y menor a 2500. Al 2019 el índice era de 2.158 si se considera el mercado de las aseguradoras abiertas con planes en stock. Véase [Guia-para-el-Analisis-de-Operaciones-de-Concentracion-Horizontales-mayo-VF.pdf \(fne.gob.cl\)](#) [20220203. Informe de prohibición F271-2021.pdf \(fne.gob.cl\)](#) [Informe-de-Salud.pdf \(fne.gob.cl\)](#)

Seguros grupales en Chile

Para algunas empresas existe la posibilidad de entrar a un seguro grupal, cuya prima es preferencial y donde existe la lógica de compartimiento de riesgo. La entrada a este es opcional, y es administrado en general por un ente de la empresa o del sindicato. Al igual que con los planes individuales, es posible realizar un cambio de plan al año.

Según la (Superintendencia de Salud, 1997) los planes grupales son aquellos planes cuya finalidad es el otorgamiento de beneficios distintos de los que podría obtener el trabajador con su sola cotización individual de no mediar dicha circunstancia, la que deberá constar expresamente en el plan de salud.

Según R. Fischer (1998); R. D. Fischer & Serra (1997), como los beneficios que reciben los afiliados a los planes colectivos dependen de las características medias del grupo, y no de las de cada individuo, el asegurador gasta menos recursos en identificar los riesgos de salud de cada afiliado y sus beneficiarios, donde una fracción de los menores costos de transacción¹⁰ es traspasada a los afiliados. Además, las primas no necesariamente consideran tablas de factores de riesgo (esta podría ser fijada a través de negociación con algún representante de la agrupación).

Respecto a este tipo de planes grupales, Aedo & Sapelli (1999) mencionan que el problema de no disponer de toda la información requerida para la fijación de las primas puede disminuirse si los aseguradores captan a sus asegurados en forma aleatoria desde el punto de vista de su salud o riesgo, como ocurre en los casos de seguros para grupos de trabajadores de una misma empresa. Como en estos grupos prácticamente no existe posibilidad de selección adversa de los consumidores, ya que los asegurados se seleccionan por actividad laboral y no por estado de salud o riesgo, el problema de la selección por riesgo y descreme del mercado pierde importancia (Aedo & Sapelli, 1999).

Además, para los planes grupales es posible la comparación con los *Purchasing Groups* de Países Bajos, en donde en ambos casos se ahorran los costos de búsquedas por parte del afiliado, ya que en ambos es un encargado quien debe realizar el esfuerzo de tomar decisiones por el grupo. Luego, comparten en común el hecho de que los individuos buscan de alguna forma además de compartir el riesgo, al ser asesorados para evitar tomar decisiones que involucren tanta información. También es posible compararlos con seguros colectivos de empresas en EE. UU. En estos seguros se fija la prima considerando el historial de prestaciones de la empresa o el grupo que lo contrata,

¹⁰ Además, mencionan que los gastos de administración y venta son menores

generándose esfuerzos colectivos por contener costos para evitar el aumento de la prima. No obstante, una diferencia importante con los seguros grupales de EE. UU. es que, en Chile al tener contratos individuales se permite mayor movilidad laboral. Además, una diferencia importante en Chile con los otros seguros es el conjunto de elección es distinto. En el mercado nacional es posible acceder a una variedad amplia de distintos planes de salud, aunque la capacidad de descarte de las ISAPRES provoca que el conjunto de planes sea más acotado.

Por último, está como referencia Australia, que, a principios del 2000, Sapelli & Torche (2001) proponían comparar con Chile. En efecto, allá existe un sistema de salud mixto al igual que acá, sin embargo, es distinto en el sentido de que allá existe un “piso de seguro público”, y luego es posible optar por un seguro privado para hospitalización privada y/o servicios complementarios (dental, fisioterapia, oftalmológico). Difiere a Chile en que aquí se debe elegir entre público y privado, no es obligatorio contar con un seguro público.

Metodología y Datos

Metodología

Para estimar la elasticidad prima se calcula el efecto que tiene un cambio en la prima o adecuación del plan grupal en la tasa de cambio de los afiliados. Siguiendo la terminología de evaluación de programas, se define al aumento de prima como un evento, donde existe un grupo de afiliados que recibe este cambio de prima (tratamiento), mientras que otro grupo no lo recibe (control). En efecto, durante el periodo estudiado es posible recibir más de un tratamiento, es decir, tener más de un cambio de prima en los tres años de la base, el cual podría suceder en distintos momentos del tiempo para cada plan grupal. Goodman-Bacon (2018), demostró que los efectos del tratamiento que son heterogéneos en el tiempo, en contextos en los que los tratamientos se adoptan en diferentes periodos de tiempo, en diferentes grupos, pueden dar lugar a estimaciones que están sesgadas, alejándose de un promedio ponderado del efecto medio del tratamiento en los tratados, un problema que se resuelve en el diseño de estudio de eventos de panel (Clarke & Tapia-Schythe, 2021; Goodman-Bacon, 2018). Por esta razón es que se utiliza la metodología de estudio de eventos, que se presenta a continuación.

Estudio de eventos

El enfoque de estudio de eventos es una extensión más general del modelo de efectos fijos bidireccionales (diferencias en diferencias), donde se permite testear la hipótesis de tendencias paralelas, supuesto clave en la identificación de este tipo de modelos, y adicionalmente se permite medir los efectos dinámicos del tratamiento (Clarke & Tapia-Schythe, 2021).

Para estimar el estudio de evento, se realiza la siguiente regresión:

$$y_{st} = \alpha + \sum_{j=2}^J \beta_j (Lag j)_{st} + \sum_{k=1}^K \beta_k (Lead k)_{st} + \mu_s + \lambda_t + X'_{st} \Gamma + \epsilon_p$$

Donde la variable dependiente u outcome y_{st} es la variable de cambio, es decir, una dummy que indica si el afiliado se mantuvo o no en su plan de salud en el siguiente periodo. Esto es:

$$y_{st} = \{1, \text{ si se mantiene en el mismo plan en el periodo } t + 1, 0, \text{ si se cambia de plan en el periodo } t + 1$$

Se consideran 4 rezagos y 4 adelantos, es decir, $J = 4$, $K = 4$. Así, como la variable que indica el evento es si hubo o no cambio de prima, se define una variable de tiempo T que indica a cuantos periodos del tratamiento se ubica el periodo correspondiente, eliminándose los periodos que estén más allá de los 4 rezagos y 4 adelantos. Vale mencionar que la justificación de $J = 4$, $K = 4$ se debe a que los afiliados son informados de un próximo cambio de prima con tres meses de anticipación, no obstante, se agrega un cuarto mes para comprobar si existe algún efecto anterior al que se debería esperar. Lo mismo se realiza hacia adelante, se agregan cuatro periodos, esto con tal de analizar la estimación con una muestra balanceada. Luego, además de la justificación mencionada, en realidad se podría seguir agregando rezagos y adelantos, no obstante, debido a que se van perdiendo observaciones a medida que se va condicionando la muestra a observar un rango de tiempo mayor, es que se decide llegar hasta 4 periodos.

De esta forma, $T \in \{-4, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3, 4\}$, donde:

Si $T > |4| \rightarrow T =$.

La regresión se estima utilizando efectos fijos del periodo λ_t (a nivel mensual) y efectos fijos por cotizante μ_s . Además, se controla por las siguientes características del cotizante

X'_{st} ; antigüedad en el plan, edad, género, región de residencia, cargas del afiliado y la ISAPRE a la que está afiliado. Por último, la varianza se estima, usando clúster a nivel de planes, donde se asume autocorrelación en el tiempo para individuos del mismo plan, pero ausencia de autocorrelación de individuos de distintos planes.

Supuesto de identificación

Para poder identificar correctamente el parámetro deseado, en el modelo de estudio de eventos se debe cumplir que la ocurrencia del evento en un área particular no está sistemáticamente relacionada con los cambios en los niveles que ocurrirán en el futuro (véase Clarke, 2020). En este caso significaría que la tendencia de la tasa de cambio entre los afiliados que reciben el cambio de prima no debería ser diferente a la tendencia de la tasa de cambio de los afiliados que no reciben el cambio de prima. Luego, para evaluar la validez de este supuesto se realizará una prueba F de significancia conjunta para determinar si estos efectos previos, es decir los adelantos $J=-4,-3,-2$ son en efecto significativamente iguales a 0.

Modelos alternativos y limitaciones del trabajo

Debido a que la naturaleza del problema implica una situación de elección, adicional al modelo lineal con efectos fijos se seguirá el enfoque de los modelos de utilidad aleatoria (RUM¹¹), comúnmente utilizado en esta literatura de switching. Específicamente los modelos logit y probit, de los cuales se dará una breve descripción en el apéndice. Vale mencionar que la especificación para cuando la forma funcional son modelos de elección discretas no se incluirá efectos fijos, por lo que la especificación queda:

$$y_{st} = \alpha + \sum_{j=2}^J \beta_j (Lag j)_{st} + \sum_{k=1}^K \beta_k (Lead k)_{st} + \lambda_t + X'_{st} \Gamma + \epsilon_p$$

Por último, una consideración importante en la estimación de la elasticidad es la relación entre la cobertura del seguro con el riesgo del individuo. En este caso, pese a que debería existir una menor selección en comparación a seguros individuales, se desconoce qué tan importante es este problema, por lo que la estimación obtenida no tendría validez externa.

¹¹ Random Utility Model

Datos

Se utiliza una base de archivos maestro para Cotizantes que maneja la Superintendencia de Salud para los años 2013, 2014 y 2015. Esta base de datos contiene información anonimizada del universo completo de afiliados¹² al sistema privado y sus características demográficas, la cotización pactada y otras condiciones del contrato con la aseguradora. Además, se pueden observar los planes de salud de cada individuo, lo cual permite identificar si existe algún cambio de plan por parte de los afiliados, lo que en la literatura se conoce como *switching*, que sería lo contrario a *afiliación*¹³, es decir, lo contrario a mantenerse en el plan. La base contiene información mensual desde enero del año 2013 hasta diciembre de 2015 (36 periodos). La base de datos final contará solo con los planes grupales del sistema privado, para las 6 principales aseguradoras abiertas. Adicionalmente se tendrán dos submuestras, una no balanceada de 142,007 afiliados y otra balanceada de 14,427 afiliados. Vale mencionar, que se seguirá solo los aumentos de prima, ya que disminuciones de prima representan un porcentaje menor.

Es necesario indicar que una desventaja de la base de datos es que existen errores en algunas variables, por lo que se utiliza una metodología para corregirlo. Específicamente, la variable que indica si es que existió un cambio de prima grupal. Para esto, se considera un cambio de prima si es que para al menos el 70% del plan grupal, se tuvo un aumento en una magnitud de al menos el 20% de la cotización pactada en UF del periodo (mes) anterior. En función de este periodo pivote se crea una variable que indica a cuantos periodos se encuentra del cambio de prima. La elección de la magnitud de cambio (m) se realizó con tal de asegurarse de que efectivamente son cambios grandes de prima, y que no es un simple reajuste periódico, por lo mismo es que se expresaron los montos en UF. Por su parte, se exigió un porcentaje s de afiliados a los que le llega el cambio de plan, para tener seguridad que el cambio le llega a un porcentaje considerable de los afiliados. En análisis de sensibilidad se prueba con distintas combinaciones m y s , con resultados similares para la muestra balanceada, aunque no para la muestra no balanceada.

Descripción estadística

Existen dos muestras, una balanceada, es decir, con igual cantidad de rezagos y adelantos, y otra no balanceada, donde pueden diferir. A continuación, se presenta una

¹² Para efectos de cálculo se quitan las cargas de la base.

¹³ Lo que en la literatura se conoce como “enrollment”

descripción estadística para cada una de las muestras, donde entre paréntesis se refiere la muestra balanceada, y sin paréntesis a la muestra no balanceada.

La muestra está compuesta por 68% (76%) hombres y 31% (24%) de mujeres. El nivel de ingresos promedio de los afiliados es \$1,069,326 (\$1,360,085), mientras que la mediana es \$1,031,521 (\$1,597,412). El número de cargas promedio es de 1.3 (1.8) personas. La cotización pactada mediana es de 3.7 UF (4.2 UF), alrededor de \$119,000 (\$135,000). La edad promedio es 42 (46) años, mientras que la antigüedad promedio en el plan es de 8 años (13 años). El 59% (35%) de la muestra vive en la región metropolitana. Se trabaja con las 6 aseguradoras abiertas principales, que representan el 95% de participación de mercado. Se condiciona la muestra a los afiliados que hayan pertenecido alguna vez a algún plan grupal dentro de la muestra, además de condicionar a enero de 2013 como “periodo pivote”, es decir, el stock de afiliados que se encontraban en ese momento determinado del tiempo, no permitiendo que entren afiliados en periodos posteriores. Por último, se restringió la muestra a afiliados entre 18 y 65 años. A continuación, en la tabla 2 se muestran los valores medios de las variables mencionados anteriormente:

TABLA 2: CARACTERÍSTICAS AFILIADOS

Valor promedio	Muestra		Población	
	No Balanceada	Balanceada	Grupal	Total
Periodo 2013-2015				
Mujer=1 (%)	31.19	23.98	32.65	35.29
Antigüedad (meses)	101.3	160.6	120.8	85.2
Renta Imponible (CLP)	1,069,327	1,360,085	1,097,213	974,456
Edad Cotizante	41.89	45.60	44.35	41.8
Cargas	1.3	1.8	1.2	0.83
Región Metropolitana (%)	59.05	35.19	55.56	59.56
Cotización (UF)	4.028	4.147	42.530	4.192
<i>N</i>	142,007	14,427	287,719	2,253,103
Observaciones	3,735,213	495,761	6,951,934	63,756,918

Fuente: Elaboración propia

En cuanto a la comparación entre las muestras del estudio y la población de afiliados para el periodo relevante (2013 al 2015), se puede observar que la no balanceada no presenta grandes diferencias con la población. No obstante, la muestra balanceada es la que difiere

en una mayor cantidad de variables. Por ejemplo, esta muestra tiene la menor proporción de mujeres (23.98%), los afiliados con mayor antigüedad en el plan (120.8 meses), una renta imponible más grande (\$1,360,085), y un número mayor tanto de cargas (1.8 personas), como en edad de sus afiliados (45.6 años). Por su parte, la población total de afiliados que considera planes de tipo individual y grupales, difiere considerablemente en la cantidad de cargas (1.2), y en la renta imponible (\$974,456), respecto a las otras bases. A continuación, en la tabla 3 se presentan distintos ratios para las dos muestras:

TABLA 3: TASA DE CAMBIO (%)

Muestra	No balanceada	Balanceada
General	0.553	0.412
Dentro de rango	0.877	0.816
Fuera de rango	0.541	0.273
Instantáneo	0.290	0.254
Mujer	0.640	0.513
Hombre	0.513	0.381
Edad (Joven) percentil 25	0.680	1.063
Edad (Mayor) percentil 75	0.505	0.253
Baja antigüedad (percentil 25)	0.621	1.440
Mayor antigüedad (percentil 75)	0.620	0.259
Metropolitana	0.638	0.652
Fuera Metropolitana	0.431	0.282
Sin cargas	0.549	0.833
Con cargas	0.555	0.315
Proporción que cambia de aseguradora	5.805	5.798

Fuente: Elaboración propia

El ratio de cambio general es de 0.41% (0.55%), es decir, para cualquier periodo de la muestra, no importando si existe alguna adecuación o no, se cambia de plan un 0.41% de la muestra. Cuando se está en un intervalo cercano a una adecuación, 4 meses antes o 4 meses después, el ratio de cambio es de 0.82% (0.88%) versus un 0.27% (0.54%) cuando se está fuera de ese rango. Adicionalmente, existen diferencias de género, siendo las mujeres las que tienen mayor porcentaje de cambio en ambas muestras. Además, los

afiliados pertenecientes al cuartil más joven presentan un porcentaje de cambio mayor al del cuartil más viejo. Finalmente, para ambas muestras, solo el 5.8% del switching es realizado hacia un plan de salud de otra aseguradora.

Resultados principales

Estudio de eventos

Con el objetivo de analizar el switching y otras características, ante cambios de prima, se presentan los resultados obtenidos para la estimación del estudio de eventos. Vale recordar que se consideran 4 rezagos y 4 adelantos, y que un cambio de prima se definió como los aumentos de al menos el 20% de la cotización pactada (en UF), para al menos el 70% de los afiliados al plan grupal. Previo a mostrar los resultados principales, se muestran las pruebas de significancia para el supuesto de identificación del estudio de eventos en las submuestras balanceadas y no balanceadas¹⁴:

TABLA 4: TEST DE SIGNIFICANCIA CONJUNTO PARA ADELANTOS $L = \{-4, -3, -2\}$ DE LA MUESTRA NO BALANCEADA	
Estadístico F	3.4870
Valor p	0.0150
Grados de libertad	3,22525

TABLA 5: TEST DE SIGNIFICANCIA CONJUNTO PARA ADELANTOS $L = \{-4, -3, -2\}$ DE LA MUESTRA BALANCEADA	
Estadístico F	1.3033
Valor p	0.2716

¹⁴ La prueba se realiza con una opción posterior a la estimación “estat eventdd”.

Grados de libertad	3,3115
---------------------------	--------

Como se observa en ambas tablas los adelantos no son significativamente distinto de cero al 99% de confianza. Sin embargo, para la muestra no balanceada se puede rechazar que estos parámetros son distintos de cero al 95%, lo que significaría que sí existen diferencias en la tasa de cambio entre afiliados previo a realizarse el cambio de prima, lo que en consecuencia podría representar un problema en la identificación para esta submuestra no balanceada.

Estimación principal

Las estimaciones se realizaron utilizando un modelo lineal con efectos fijos por cotizante y dos modelos de elección discreta; logit y probit. Además, se utilizan dos submuestras; la primera “No balanceada”, que cuenta con todas las observaciones de planes grupales en el periodo 2013-2015. En tanto la segunda se denomina “Balanceada”, y es la base anterior, condicional a que sea posible realizar un seguimiento de 4 meses antes y 4 meses después a la adecuación. Eso último significa que los afiliados se mantengan durante todo el periodo considerado en el sistema privado, y por lo tanto no se cambian al seguro público (FONASA). En la tabla 4 se presentan los resultados principales del evento de estudios:

Muestra	No balanceada			Balanceada		
	lineal	logit	probit	lineal	logit	probit
Antigüedad	0.00039***	0.00000	-0.00002	0.00058***	0.00379	0.00113
Edad Cotizante	0.00018	0.01337***	0.00471***	0.00039	0.01373*	0.00597**
Mujer	-0.00353	-0.09919	-0.03879	0.00305	0.39131**	0.11054*
Metropolitana	0.00278*	-0.31157*	-0.09855	0.00432	-0.34915	-0.13436
Aseguradora	0.00043***	0.01747***	0.00586***	0.00040	-0.00252	-0.00159
Cargas	-0.00276***	-0.03544	-0.01435*	-0.00086	0.22035***	0.07293***
Renta Imponible	0.00000*	-0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
lag4	0.00164	1.17777**	0.39287**	0.00576	1.13047	0.36450
lag3	0.00025	0.78789	0.26173	0.00053	-0.22192	-0.07847
lag2	-0.00044	0.47098	0.15708	-0.00505	-0.69120	-0.24225
lag1	0.00132	0.89890	0.32274*	-0.01700***	-0.25317	-0.13301
lag0	-0.04855***	-2.13485***	-0.83172***	-0.07015***	-4.49369***	-1.85144***
lead2	-0.00116	0.27537	0.06952	-0.00979	-1.74819	-0.59559
lead3	0.00450**	1.48974***	0.52287***	-0.00158	-0.08083	-0.05318
lead4	0.00152*	1.46431***	0.49315***	0.00067	0.37347	0.09551
<i>N</i>	142,007	142,007	142,007	14,427	14,427	14,427
<i>Efectos fijos</i>	Sí	No	No	Sí	No	No
Observaciones	3735213	3735213	3735213	495761	495761	495761

TABLA 6: ESTUDIO DE EVENTOS

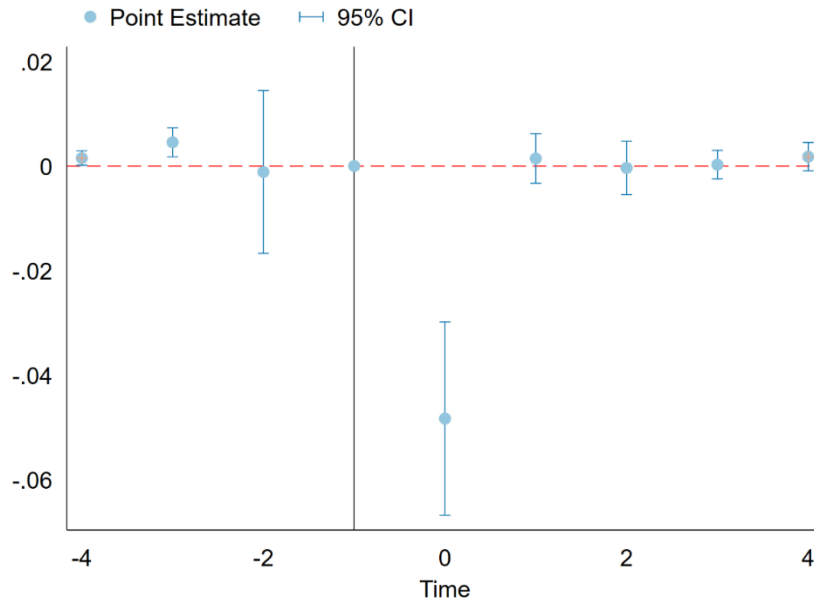
Fuente: Elaboración propia. $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Al observar los resultados de la tabla se encuentra que el parámetro “lag0” (rezago 0), es negativo y significativo en todos los modelos y muestras. Esto es, se encuentra una relación negativa entre un aumento en la prima del seguro de salud, y mantenerse en el plan el periodo siguiente al cambio. En segundo lugar, el resto de los parámetros “lags” (rezagos) y “leads” (adelantos) son sensibles a la especificación usada para la muestra no balanceada. Sin embargo, para la muestra balanceada, el rezago 0 es significativo en los modelos de elección discreta, mientras que, en el modelo lineal con efectos fijos, son significativos tanto el rezago 0 y rezago 1. Esto último se podría interpretar como un retardo en la respuesta del afiliado.

En cuanto a las características se puede apreciar que el parámetro de antigüedad (meses en el plan) es positivo, es decir, llevar más tiempo en el plan de salud disminuye la probabilidad de realizar switching al siguiente periodo tras el aumento de prima, esto se encuentra solo en el modelo lineal de ambas muestras. Con la edad se encuentra el mismo signo, pero ocurre lo contrario en cuanto a la significancia, ya que esta es significativamente distinta de cero para ambas muestras en los modelos de elección discreta, es decir, a mayor edad disminuye la probabilidad de realizar switching tras la adecuación, no obstante, no es significativa para la especificación lineal con efectos fijos. Por su parte la variable “mujer” solo es significativamente distinta de cero en los modelos de elección discreta de la muestra balanceada, disminuyendo la probabilidad de realizar switching al ser mujer. Además, el efecto de la aseguradora parece influir en la afiliación solo en la muestra no balanceada. En cuanto al parámetro que indica si el afiliado es de la región metropolitana, solo es distinto de cero en el modelo lineal y logit de la muestra no balanceada, influyendo negativamente en la probabilidad de switching para el primero, y con el signo contrario para el segundo. En tanto, la presencia de cargas familiares aumenta la probabilidad de realizar switching en la muestra no balanceada, y disminuye la probabilidad de realizar switching en la muestra balanceada, a excepción del modelo lineal. Por último, el ingreso parece incidir positivamente en la decisión de mantenerse en plan.

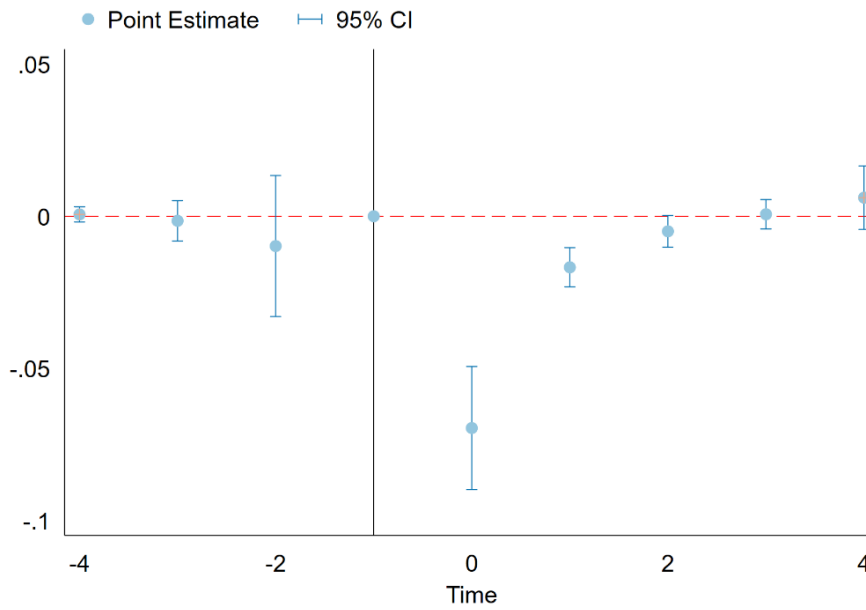
A continuación, se muestran gráficamente los resultados del estudio de eventos bajo la especificación lineal con efectos fijos para ambas muestras:

GRÁFICO 1: EVENTOS DE ESTUDIOS MUESTRA NO BALANCEADA



Fuente: Elaboración Propia

GRÁFICO 2: EVENTOS DE ESTUDIOS MUESTRA BALANCEADA



Fuente: Elaboración propia

Se puede desprender del primer gráfico que para la muestra no balanceada existe un efecto de anticipación 3 meses antes de la adecuación. No obstante, para el segundo gráfico, cuando se condiciona a que la muestra esté balanceada, este efecto deja de ser significativo, siendo el rezago 1, ahora significativo. Por lo tanto, para esta muestra balanceada, es decir, cuando los afiliados se mantienen en el sistema privado, no existe un efecto anterior al cambio de prima, aunque sí un rezago en la respuesta de cambio. Los resultados del gráfico son consistentes con los resultados de la prueba F realizada anteriormente.

Elasticidad

TABLA 7: ELASTICIDAD

Muestra	No Balanceada			Balanceada		
	lineal	Logit	probit	Lineal	logit	probit
Elasticidad	-0.00020***	-0.00004***	-0.00005***	-0.00207***	-0.00025***	-0.00033***
N	142,007	142,007	142,007	14,427	14,427	14,427
Observaciones	3,735.213	3,735,213	3,735,213	495,761	495,761	49,5761

Fuente: Elaboración propia. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Las magnitudes de la elasticidad prima obtenidas en las 3 especificaciones de ambas muestras son significativamente distintas de cero al 99.9% de confianza y con el signo negativo esperado. La magnitud para las especificaciones de elección discreta utilizando la muestra balanceada es cercano al -0.03%, es decir, ante el aumento en un 1% de la prima, el 0.03% del plan se cambia de plan al periodo siguiente. Vale mencionar que se refiere a un incremento del switching (o disminución en la afiliación¹⁵) adicional con respecto a la tasa natural de switching (desafiliación), donde esta última se refiere a la tasa de cambio en general, no necesariamente con cambios de prima.

Vale la pena mencionar que debido al problema de identificación que se adelantó en la prueba F del comienzo de la sección, es que se considera como submuestra preferida a la balanceada. Luego, si se compara los resultados estimados en los modelos de elección discreta (-0,03%) con la tasa de cambio ante variaciones de magnitud se podría comprobar si la elasticidad calculada se encuentra en un rango de referencia razonable. Para esto, se realiza el siguiente ejercicio. Si se considera el caso de un cambio de 25%

¹⁵ Hay que recordar que afiliación se entiende como lo contrario al switching, es decir, mantenerse en el mismo plan.

en la prima, 2 de 598 afiliados en la base de datos se cambian de plan, lo que corresponde un ratio de 0.0033. Luego, proporcionalmente, con un aumento de magnitud de 1%, la tasa sería de 0.00013378 (0.01%), lo cual es una magnitud relativamente cercana a la calculada. Vale mencionar que la elasticidad estimada es un promedio de las diferentes magnitudes, y este último es un caso específico cuando la magnitud de cambio es del 25%.

Análisis de sensibilidad

Las estimaciones mostradas en la sección anterior podrían ser sensibles a la elección de la tasa de switching y magnitudes elegidas para la construcción de la variable que indica si existió un cambio de prima. Para comprobar si los resultados son sensibles a la elección de estas dos variables, se estimaron los resultados para tres casos más de cada una de las dos variables mencionada. Es decir, para las 15 combinaciones entre la magnitud (m), con $m \in \{0.05, 0.1, 0.4\}$, y la tasa de switching (s), con $s \in \{0.35, 0.5, 0.8\}$. Los parámetros calculados para todas las combinaciones se presentan en el apéndice. A continuación, se sintetiza lo encontrado:

En primer lugar, los resultados del análisis de sensibilidad indican que la elasticidad prima (evaluada en el rezago 0) es negativa y significativa al 95% de confianza para todas las combinaciones de m y s , bajo las tres especificaciones (lineal con efectos fijos, logit y probit) de ambas muestras. Para la muestra no balanceada la elasticidad tomó valores en un rango entre -0.00011 ($m=0.4$; $s=0.8$) y -0.0005 ($m=0.05$; $s=0.35$) en el modelo lineal con efectos fijos, para el modelo logit se situó entre -0.00019 ($m=0.05$; $s=0.35$) y -0.00002 ($m=0.4$; $s=0.8$), mientras que para el modelo probit entre -0.00021 ($m=0.4$; $s=0.8$) y -0.00003 ($m=0.05$; $s=0.35$). Para la muestra balanceada en el modelo lineal con efectos fijos, la elasticidad prima se ubicó entre -0.00243 ($m=0.4$; $s=0.8$) y -0.00069 ($m=0.05$; $s=0.5$), en el caso del modelo logit entre -0.00034 ($m=0.05$; $s=0.35$) y -0.00018 ($m=0.4$; $s=0.8$). Finalmente, para el modelo probit los valores estimados de la elasticidad prima estuvieron entre los rangos de -0.00036 ($m=0.1$; $s=0.8$) y -0.00024 ($m=0.4$; $s=0.8$).

En segundo lugar, existen rezagos y adelantos significativos al 95% de confianza, aunque principalmente en la muestra no balanceada. Para la muestra balanceada, cuando hay cambios de magnitud más grandes, $m = \{0.2, 0.4\}$ menos adelantos y rezagos son significativos, específicamente en dos casos, $m = 0.4$; $s = 0.5$ y $m = 0.2$; $s = 0.8$, para los adelantos. En tanto para los rezagos se da en más casos, aunque en el 60% de los

casos es el primer rezago (9/15), siendo los restantes significativos el segundo rezago. Luego, la misma lógica ocurre para el s , ya que cuando el porcentaje de cambio es menor, $m = \{0.35, 0.5\}$ más adelantos y rezagos son significativos.

Por último, en cuanto a las características, hubo cambios de signo para los parámetros de género y renta. En tanto para las variables “metropolitana” y “cargas”, estas ya tienen signos distintos entre modelos o muestras de la estimación principal, por lo que se descarta una relación consistente con el switching. Por su parte, la variable que indica la aseguradora no cambia de signo, sin embargo, por ser el número de esta variable un valor arbitrario, no tiene interpretación su signo positivo, es decir, solo se podría interpretar que influye en la decisión. Únicamente la edad y la antigüedad son las variables que no cambian de signo, pues la edad no dejó de ser significativa al 95% para ninguno de las combinaciones de m y s probados dentro de los modelos de elección discreta, a excepción del modelo logit de la muestra balanceada cuando $m=0.2$ y $s=0.8$. En tanto la antigüedad, incluso resultó significativa para algunos modelos donde no lo era en la estimación principal, como los de elección discreta en la muestra balanceada. Finalmente, tras el análisis de sensibilidad los resultados de las variables asociados a las características son en la mayoría de los casos distintos a los resultados principales. Mientras que para las elasticidades se encuentra que tienen cierta variación en la magnitud para la muestra no balanceada, no obstante, para la muestra balanceada los resultados son más similares a los encontrados bajo la estimación principal. En el apéndice se presentan las estimaciones del análisis de sensibilidad, junto con una breve descripción de los cambios de signo y significancia de las características.

Discusión de Resultados

Esta sección se divide en tres subsecciones. En la primera subsección se discute lo que se esperaría encontrar en la magnitud de la elasticidad de seguros grupales con respecto a la de los seguros individuales. Luego, en la segunda subsección se compara la magnitud de la elasticidad encontrada con la evidencia internacional. Mientras que en la tercera subsección se analizan las relaciones del switching y las características del afiliado o el plan contratado con la evidencia de la literatura.

Discusión teórica

Hay que mencionar que resulta difícil encontrar un contexto similar en donde coexistan tanto sistema de salud público-privado, y adicionalmente seguros individuales-grupales, por lo mismo es que no se encuentra una predicción teórica formal específica a este contexto de la cual esperar alguna relación entre la elasticidad de un seguro de salud grupal y uno individual. No obstante, hay relaciones que podrían influir, por ejemplo, si se consideran los costos de búsqueda como una diferencia entre los planes individuales y los grupales se puede tomar como antecedente el trabajo de Bolhaar et al. (2015) en los Países Bajos, donde se encuentra que a los individuos a los que se les ofrece entrar a un plan grupal tienen menos costos de búsqueda. El mecanismo que mencionan es que los afiliados que reciben una oferta de un contrato grupal pueden utilizar esta oferta para actualizar las creencias sobre la distribución de las primas del mercado, lo que puede inducirles a buscar más opciones (Bolhaar et al., 2015). Luego, si se considera que los costos de búsqueda disminuyen los costos de cambiarse, entonces la gente perteneciente a planes de grupales se esperaría que tuviese una mayor elasticidad que para los planes individuales. Si aplicamos el caso a Chile, la adecuación de prima del plan grupal podría servir de referencia para una hipotética comparación de primas en el mercado de seguros individuales. No obstante, hay que considerar que en el caso de Chile deberían existir más beneficios en los planes grupales, por lo que cambiarse a uno individual sería costoso. En consecuencia, también se esperaría que los afiliados tuviesen una disposición a aceptar aumentos de prima más altos que en el caso de los individuales, lo que operaría en la relación opuesta a los menores costos de búsqueda, es decir, beneficios mayores provocarían mayores costos de cambio para los afiliados de planes grupales. Un punto importante para considerar es que es probable que existan grupos sociodemográficos que tengan mayores costos de cambio. En efecto, si a un afiliado le perjudicaran las tablas de factores de riesgo, una vez que haya ingresado al mercado de planes individuales podría enfrentar barreras de salida, y por lo tanto dificultades para volver a ingresar al mercado de planes grupales, de hecho, aproximadamente el 4.5% de los cambios registrados en la base por parte de los afiliados pertenecientes a un plan individual son hacia un plan grupal. Si bien al interpretar este ratio hay que considerar que la proporción de afiliados de los planes grupales representa solo el 10%, los cambios de estos afiliados hacia planes individuales representan cerca del 50%. En consecuencia, las magnitud encontrada en este trabajo para los seguros grupales no se condice con la predicción teórica esperada

en relación con la evidencia de magnitud de un seguro de salud individual, ya que se esperaba que la elasticidad prima para los seguros grupales fuese mayor a la de los individuales.

Elasticidad

La elasticidad encontrada es baja en comparación a la evidencia internacional de países con mercados de seguro de salud privados con prima comunitaria, tales como Suiza, Alemania, Países Bajos o EE. UU. A continuación, se presentan algunas posibles razones de esta diferencia:

Una primera explicación posible que surge para la magnitud encontrada son las condiciones estipuladas en los contratos. Si bien el contrato es individual y no deberían existir trabas administrativas para la desafiliación, en la base se observa que más de la mitad de los planes tiene una duración de menos de 3 años, lo cual podría ser un indicador que existen rigideces durante un cierto periodo de tiempo, y una vez cumplido este plazo se cambia la mayoría a otro similar. En efecto, se observan casos donde todos los afiliados se cambian a un plan de salud en común, es decir, el plan anterior deja de existir, se crea uno nuevo y todos los afiliados se cambian al nuevo plan. Luego, a pesar de que se buscó evidencia regulatoria para confirmar esta hipótesis, no se pudo corroborar esta información.

Además, en Chile la mayoría de los planes de salud¹⁶ tienen la modalidad de tener un prestador preferente (60,3%), es decir, se acceden a beneficios por atenderse en algún centro de salud o clínica que tenga convenio con la ISAPRE que ofrece el plan (Superintendencia de Salud, 2021a). Esto, implica que cambiar de plan, también significaría revisar o cambiar al prestador preferente, y por lo tanto resultaría en tomar una decisión conjunta para el aseguramiento y provisión de salud. Luego, eso aumentaría los costos de switching. Esta interacción prestador-aseguradora y el efecto que provoca se asemeja al sistema norteamericano, donde existen las PPOs¹⁷, una figura similar a los planes con proveedores preferentes de Chile, y cuya directa relación con el aumento en el costo del switching es mencionada en D. M. I. D. Duijmelinck et al. (2015). Vale mencionar que, si bien esta relación contribuye a un aumento en los costos de switching en EE. UU.,

¹⁶ Ya sea grupal o individual.

¹⁷ Más detalles en <https://www.healthcare.gov/choose-a-plan/plan-types/>

no se encuentran niveles tan bajos en la elasticidad como en Chile por otras razones específicas de su sistema que se mencionan más adelante.

Adicionalmente, otra de las razones podría ser la cantidad de planes de salud que se consideran como alternativas disponibles en el set de elección que enfrenta un afiliado en Chile, la cual es mayor en comparación al resto de los países mencionados. Ciertamente, en Frank & Lamiraud (2009) se hace referencia a una relación de U invertida entre el switching y la cantidad de planes en el set de elección. En el mismo artículo se cita a Kunreuther et al. (2002), donde se encuentra que un exceso de opciones puede impedir a los consumidores hacer cualquier elección. Especialmente cuando la elección implica salud y el dinero -y ambos forman parte de la elección del seguro médico-, los consumidores que se enfrentan a muchas opciones pueden volver a la situación actual, aunque haya opciones superiores. En la misma línea, Frank & Lamiraud (2009) concluyen que una de las consecuencias de sus resultados es que los conjuntos de elección muy amplios pueden reducir la eficacia de la toma de decisiones de los consumidores. Así, al aplicarlo al caso de Chile, esto podría implicar que el set de elección que considera un afiliado afecta su toma de decisiones, incluso pudiendo reducir su set de elección a un conjunto más acotado de alternativas, como por ejemplo los planes de la misma aseguradora que más se asemejen al actual. Esto podría ayudar a explicar el bajo ratio de cambio entre aseguradoras (5% aproximadamente). Finalmente, este sesgo de tipo conductual tendría un efecto de disminuir la elasticidad prima.

Otro punto importante es el timing entre el anuncio del alza de primas y la opción de desafiliarse. En los países mencionados existe un periodo regular determinado para realizar el switching, y este es más promocionado (véase Lako et al., 2011). Más aún, si no existe un periodo limitado para realizar el cambio, el cambio de plan se puede realizar en cualquier momento¹⁸, por lo tanto, se podrían generar rezagos en la respuesta. En la misma línea, podría existir un tipo de sorpresa en la adecuación, ya que podría ser que la persona asimila el cambio cuando aumenta su gasto de bolsillo, y no cuando es anunciado. Vale recordar que el pago del seguro se realiza a través de un descuento por planilla, y no es pagado directamente. Esto podría relacionarse con problemas de análisis de información, y en cómo los contratos podrían mejorarse si se hicieran más simples. Lo anterior está documentado en Laske-Aldershof & Schut (2002), donde entre otras razones

¹⁸ La única restricción legal es que sea 1 años después del comienzo del contrato. Véase circular 116 Superintendencia de Salud, 2010

se encuentra que en Países Bajos la elasticidad es menor en comparación a Alemania debido a la diferencia en el sistema de cobro por parte de la aseguradora. En efecto, los autores argumentan que los afiliados en Países Bajos antes de una reforma, no eran conscientes de los precios del seguro de salud debido a que tenían un sistema de pago a la aseguradora a través de descuento por planilla. Mientras que ahora la compra es directa a la aseguradora, al igual que Alemania, por lo que se siente el gasto de bolsillo más rápido y por lo tanto se toma mayor consciencia de las diferencias de precios entre aseguradoras. Por otra parte, en Lako et al. (2011) se menciona a los grupos de compra en Países Bajos surgidos como una respuesta a este nuevo tipo de problema que enfrentan los asegurados.

Luego, además de estas explicaciones generales recién descritas, a continuación, se presentan características específicas de los mercados de seguros por país, que complementarían la explicación sobre las diferencias de magnitud con la elasticidad encontrada en este trabajo.

EE. UU. (-0.7;): Por un lado, la magnitud de la elasticidad es diferente a la de los planes grupales de EE. UU., debido principalmente a la referencia de cambio de gasto de bolsillo. Mientras que allá existen cambios desde un gasto de bolsillo igual a cero, a un monto mayor a cero, aquí nunca se parte desde un gasto de bolsillo igual a cero. Esto provocaría una magnitud mayor para el caso de EE. UU. Por otro lado, en EE. UU., existe un menor set de elección disponible para elegir el plan de salud, donde incluso en algunos casos no existe otra opción, por lo que se esperaría que esta característica influya en la otra dirección, es decir que disminuya la elasticidad en los seguros de salud de EE. UU. Es más, si se considera la opción de que en Chile se tiene como alternativas los seguros individuales y grupales, las alternativas de elección dentro del mercado se amplía, por su parte para los afiliados en EE. UU., dependen exclusivamente de la aseguradora relacionada a la empresa. Esto último efecto atenuaría la mayor elasticidad de Estados Unidos, y de hecho se esperaba que predominara por sobre el anterior, de modo que la magnitud fuera menor a la de Chile.

Alemania (-4.2): Las diferencias serían aún mayores, ya que se encuentra que en Alemania la elasticidad es un 4.6% más para el seguro de empresas en relación con seguros de otras aseguradoras. Esta última cifra podría servir como mejor comparación con los seguros grupales en Chile. Luego, para explicar esta divergencia, además de las conocidas diferencias en nivel educativo de ambas poblaciones y la influencia de este en

la toma de decisiones económicas, en Chile hay más planes de salud en el mercado, las contribuciones empleador/trabajador son distintas y el grado de competencia entre aseguradoras es distinta. Mientras que en Alemania hay cerca de 25 aseguradoras privadas¹⁹, en Chile hay 6 aseguradoras abiertas.

Países Bajos (-0.08-0.41): La mayor cercanía del mercado de seguros de Chile con los Países Bajos son el carácter grupal de un tipo de planes, y que el seguro es descontado por planilla, y no se realiza el pago directamente del afiliado a la aseguradora. No obstante, existen importantes diferencias en términos de regulación en el mercado de seguros, y en la educación de la población, que provoca un distanciamiento entre ambos sistemas de una comparación de la magnitud para la elasticidad prima. Además, como en Países Bajos la responsabilidad de tomar decisiones de switching recae en un agente externo, disminuyendo algunos costos de cambiarse. No obstante, a pesar de estas consideraciones, sigue siendo el que más se asemeja a Chile en magnitud.

Por último, respecto a los estudios previos realizados en Chile por Sapelli y Fernández, las diferencias se podrían explicar por el tipo de datos utilizados, es decir, datos transversales, el grupo de interés, seguros grupales versus seguros individuales, y diferencias en los periodos de estudio, debido a la mencionada tendencia hacia la atomización de mercado. Finalmente, la diferencia con la magnitud calculada en el trabajo de Duarte es que el tipo de elasticidad precio que calcula es el de servicios médicos específicos, mientras que el de este trabajo es la elasticidad precio del seguro de salud en general.

Características del plan y afiliados

A continuación, se presenta un análisis de las relaciones entre el switching con las características de los afiliados: Notar que en la estadística descriptiva se encontraron diferencias en los ratios según características del afiliado o del contrato.

Edad: Esta debe ser una de las variables en donde existe mayor consenso en la literatura en que el switching disminuye con la edad, (véase D. M. Duijmelinck & van de Ven, 2016; Keegan et al., 2016; Lako et al., 2011; Pendzialek et al., 2016). Aquí, se encuentra el signo esperado para los modelos de elección discreta. Vale mencionar que en este estudio se restringió la muestra hasta 65 años, por lo que se esperaría que esta relación fuese aún más fuerte si se añade a una mayor proporción de gente jubilada. Por último,

¹⁹ Ver <https://www.commonwealthfund.org/international-health-policy-center/countries/germany>

este resultado va en línea con lo encontrado en Duarte, (2012), donde se encuentran diferencias en la elasticidad precio de servicios entre distintos cuartiles de grupos etarios.

Ingresos: En Duarte (2012) se encuentra que la elasticidad precio aumenta con el ingreso, explicando que se debe a que los ingresos están correlacionados con la educación de los afiliados. Luego, los afiliados más educados tomarían mejores decisiones financieras relacionadas al seguro y por ende tendrían menores costo de switching y mayor elasticidad. Sin embargo, en este trabajo no se encuentra una relación estable entre el ingreso y el switching.

Género: En general no está tan clara la dirección de la relación con el switching (véase Pendzialek et al., 2016). Sin embargo, un punto importante a considerar en Chile es que en el periodo 2013-2015 operaban tablas de riesgo diferenciadas para hombres y mujeres, por lo que el costo de cambiarse a un plan individual debería ser mayor para las mujeres que para los hombres. Luego, existe la posibilidad de que hay mayor cambio entre grupales por parte de las mujeres, para evitar que se acaba el plan grupal y llegar a uno de tipo individual, donde operaban las tablas de riesgo, que las perjudicaban. A pesar de lo esperado, no se encuentra una relación entre el género y la probabilidad de switching.

Antigüedad: El signo de este es positivo, es decir, a mayor tiempo en el plan, más probable es de mantenerse, lo cual puede deberse a costos asociados al switching, ya sea por costos administrativos, comodidad con los actuales prestadores (clínicas), o el sesgo del estatus quo, es decir, quedarse con la alternativa actual, pese a no ser la mejor alternativa, debido a los costos de búsqueda por procesar información. Esto se corresponde con evidencia internacional (véase Keegan et al., 2016; Lako et al., 2011), en donde se plantea que los recién llegados a empresas tienen más probabilidad de cambiarse de seguro de salud, que los que llevan más tiempo. Sin embargo, también hay que precisar que, en algunas ocasiones, esta es más bien exógena, ya que depende exclusivamente de la vida útil del plan.

Cargas: Según Keegan et al. (2016), tener seguros con más personas beneficiarias en el contrato tienen mayor probabilidad de cambiarse. En el contexto del sistema chileno se podría considerar como cargas, y por tanto estas deberían aumentar la probabilidad de cambiarse de plan. No obstante, también se podría entender que más cargas, aumenten los costos de switching y por ende disminuyan la probabilidad de cambiarse. Luego, a

pesar de que evidencia predice que existiría una relación entre el switching y las cargas, no es lo que se encuentra en los resultados.

Región: Ex ante se pensaría que los afiliados que viven en la región metropolitana tienen mayor switching debido a que enfrenten menores costos de búsqueda y porque presentan mayor capacidad de elección de centros de atención en prestadores. Luego, se esperaría que exista menores costos de switching y por ende un mayor switching, y mayor elasticidad prima. No obstante, no se encuentra que es la relevante la región en la decisión.

Adicionalmente a las variables analizadas, a pesar de no haber tenido acceso a ella, hay que hacer mención que una de las variables claves en la decisión de switching es el estado de salud, el cual se discute a continuación:

Estado de salud: Si se tuviese acceso a esta variable serviría para analizar si el tipo de afiliado que se cambia tiene mejor o peor estado de salud que el que no se cambia. En general, en la literatura la dirección de la relación es que la gente más sana se cambia más al darle una mayor importancia al precio por sobre la calidad, infiriendo que los afiliados de mayor riesgo no se cambian porque privilegian la calidad por sobre el precio (D. M. Duijmelinck & van de Ven, 2016; Schwarze & Andersen, 2001). Schwarze & Andersen (2001) mencionan que es posible que sean los riesgos buenos los que cambien, y no necesariamente los individuos de alto riesgo. Esto lo afirman al mostrar que los que tienen mayor utilización ambulatoria (no hospitalario) tienen mayor cambio, y podría deberse a medicina preventiva. Vale mencionar que algunos artículos han encontrado que se pierde la relación cuando se controla por la edad (véase De Jong et al., 2008; Dormont et al., 2009; D. M. Duijmelinck & van de Ven, 2016; Hoffmann & Icks, 2011; Rooijen et al., 2011)

Finalmente, los resultados encontrados para la elasticidad prima podrían indicar un aspecto negativo para los afiliados, ya que reflejaría altos costos de switching. Sin embargo, un switching bajo podría también ser positivo ya que significaría bajos costos administrativos y más inversión en salud misma (Brandon et al., 2009; Lako et al., 2011; Pomp et al., 2005). En Lako et al. (2011) se menciona que, aunque es fundamental para el modelo de mercado de seguros de salud, el switching no es del todo positivo desde el punto de vista de la salud pública. En efecto, el switching puede reducir la continuidad de

la atención y no fomentar los servicios de salud que conducen a la mejora de la salud a largo plazo (Lako et al., 2011).

Conclusión

En este trabajo se estimó la elasticidad prima para los seguros de salud grupales en el mercado privado de Chile durante el periodo 2013-2015. Aprovechando la existencia de una base de datos administrativa de tipo longitudinal, se utiliza un estudio de eventos con tres especificaciones diferentes. Los resultados para la submuestra preferida (balanceada) indican que la elasticidad prima del seguro se encuentra en un rango entre -0.2% y -0.03%, dependiendo del modelo utilizado. La magnitud encontrada es baja en comparación a la encontrada en otros países con seguros de salud de referencia, tales como EE. UU, Alemania y Países Bajos. Además, se encuentran relaciones negativas entre la edad y la antigüedad dentro del plan con la probabilidad de realizar switching. Finalmente, este trabajo aporta evidencia del grado de movilidad de los afiliados en los mercados de seguros de salud grupales, implicando que posibles mejoras se pueden realizar en el diseño de estos, con tal de disminuir los costos de cambios de los afiliados.

Referencia

- Aedo, C., & Sapelli, C. (1999). El sistema de salud en Chile: Readecuar el mandato y reformar el sistema de seguros. *Estudios públicos*, 75, 189-227.
<https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=7989281>
- Beaulieu, N. D. (2002). Quality information and consumer health plan choices. *Journal of Health Economics*, 21(1), 43-63. [https://doi.org/10.1016/S0167-6296\(01\)00126-6](https://doi.org/10.1016/S0167-6296(01)00126-6)
- Bitran, E., Duarte, F., Fernandes, D., & Villena, M. (2017). Impacto del Plan Garantizado de Salud con prima comunitaria única en la demanda del seguro privado de salud en Chile. *Revista CEPAL*.
- Bolhaar, J., Lindeboom, M., & van der Klaauw, B. (2015). Insurance Search, Switching Behavior and the Role of Group Contracts. *De Economist*, 163(1), 25-60.
<https://doi.org/10.1007/s10645-014-9244-6>

- Brandon, W. P., Sundaram, R., & Dunham, A. A. (2009). Multiple switching in medicaid managed care: A proportional hazards model. *Journal of Health Care for the Poor and Underserved, 20*(4), 1124-1141.
- Bronfman, J. (2014). *Universal health insurance under a dual system, evidence of adverse selection against the public sector: The case of Chile.*
- Buchmueller, T. C., & Feldstein, P. J. (1996). Consumers' sensitivity to health plan premiums: Evidence from a natural experiment in California. *Health Affairs, 15*(1), 143-151.
- Bünnings, C., & Tauchmann, H. (2015). Who Opts out of the Statutory Health Insurance? A Discrete Time Hazard Model for Germany. *Health Economics, 24*(10), 1331-1347. <https://doi.org/10.1002/hec.3091>
- Clarke, D., & Tapia-Schythe, K. (2021). Implementing the panel event study. *The Stata Journal, 21*(4), 853-884. <https://doi.org/10.1177/1536867X211063144>
- Cutler, D. M., & Reber, S. J. (1998). Paying for health insurance: The trade-off between competition and adverse selection. *The Quarterly Journal of Economics, 113*(2), 433-466.
- De Jong, J. D., Van den Brink-Muinen, A., & Groenewegen, P. P. (2008). The Dutch health insurance reform: Switching between insurers, a comparison between the general population and the chronically ill and disabled. *BMC health services research, 8*(1), 1-9.
- Dormont, B., Geoffard, P.-Y., & Lamiraud, K. (2009). The influence of supplementary health insurance on switching behaviour: Evidence from Swiss data. *Health Economics, 18*(11), 1339-1356.
- Douven, R., Lieverdink, H., Ligthart, M., & Vermeulen, I. (2007). *Measuring annual price elasticities in Dutch health insurance: A new method.* CPB.

- Duarte, F. (2012). Price elasticity of expenditure across health care services. *Journal of Health Economics*, 31(6), 824-841. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2012.07.002>
- Duijmelinck, D. M. I. D., Mosca, I., & van de Ven, W. P. M. M. (2015). Switching benefits and costs in competitive health insurance markets: A conceptual framework and empirical evidence from the Netherlands. *Health Policy*, 119(5), 664-671. Scopus. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2014.11.015>
- Duijmelinck, D. M., & van de Ven, W. P. (2016). Switching rates in health insurance markets decrease with age: Empirical evidence and policy implications from the Netherlands. *Health Economics, Policy and Law*, 11(2), 141-159.
- Fernandez, J. G. (2012). *Three essays on competition and health insurance markets*. Boston University.
- Fischer, R. (1998). "Cómo reformar el sistema ISAPRE". *Perspectivas en Política, Economía y Gestión*, pp 249-261.
- Fischer, R. D., & Serra, P. (1997). *Análisis económico del sistema de seguros de salud en Chile*.
- Frank, R. G., & Lamiraud, K. (2009). Choice, price competition and complexity in markets for health insurance. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 71(2), 550-562. Scopus. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2009.04.005>
- Fronstin, P., & Helman, R. (2015). *Views on the Value of Voluntary Workplace Benefits: Findings from the 2015 Health and Voluntary Workplace Benefits Survey* (SSRN Scholarly Paper N.º 2694760). Social Science Research Network. <https://papers.ssrn.com/abstract=2694760>
- Goldman, D., Leibowitz, A., & Robalino, D. (2004). *Employee responses to health insurance premium increases*.

- Goodman-Bacon, A. (2018). *Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing* (Working Paper N.º 25018). National Bureau of Economic Research.
<https://doi.org/10.3386/w25018>
- Hoffmann, F., & Icks, A. (2011). Do persons that changed health insurance differ from those who did not? The case of diabetes. *Experimental and clinical endocrinology & diabetes*, 119(09), 569-572.
- Höfner, R. H. (2006). Private health insurance and utilization of health services in Chile. *Applied Economics*, 38(4), 423-439.
- Keegan, C., Teljeur, C., Turner, B., & Thomas, S. (2016). Switching insurer in the Irish voluntary health insurance market: Determinants, incentives, and risk equalization. *The European Journal of Health Economics*, 17(7), 823-831.
<https://doi.org/10.1007/s10198-015-0724-7>
- Kunreuther, H., Meyer, R., Zeckhauser, R., Slovic, P., Schwartz, B., Schade, C., Luce, M. F., Lippman, S., Krantz, D., & Kahn, B. (2002). High stakes decision making: Normative, descriptive and prescriptive considerations. *Marketing Letters*, 13(3), 259-268.
- Lako, C. J., Rosenau, P., & Daw, C. (2011). Switching health insurance plans: Results from a health survey. *Health care analysis*, 19(4), 312-328.
- Laske-Aldershof, T., & Schut, F. T. (2002). Switching behavior of consumers in Dutch social health insurance. *4th European conference on health economics, Paris*.
- McFadden, D. (1973). *Conditional logit analysis of qualitative choice behavior*.
- Pardo, C. (2019). Health care reform, adverse selection and health insurance choice. *Journal of health economics*, 67, 102221.
- Pendzialek, J. B., Simic, D., & Stock, S. (2016). Differences in price elasticities of demand for health insurance: A systematic review. *The European Journal of Health Economics*, 17(1), 5-21. <https://doi.org/10.1007/s10198-014-0650-0>

- Pomp, M., Shestalova, V., & Rangel, L. (2005). *Switch on the competition; causes, consequences and policy implications of consumer switching costs*. CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis.
- Rooijen, M. R., de Jong, J. D., & Rijken, M. (2011). Regulated competition in health care: Switching and barriers to switching in the Dutch health insurance system. *BMC health services research*, 11(1), 1-10.
- Sanhueza, R., & Ruiz-Tagle, J. (2002). Choosing health insurance in a dual health care system: The Chilean case. *Journal of Applied Economics*, 5(1), 157-184.
- Sapelli, C., & Torche, A. (2001). The mandatory health insurance system in Chile: Explaining the choice between public and private insurance. *International Journal of Health Care Finance and Economics*, 1(2), 97-110.
- Sapelli, C., & Vial, B. (2003). Self-selection and moral hazard in Chilean health insurance. *Journal of health economics*, 22(3), 459-476.
- Schut, F. T., Gress, S., & Wasem, J. (2003). Consumer price sensitivity and social health insurer choice in Germany and the Netherlands. *International Journal of Health Care Finance and Economics*, 3(2), 117-138.
- Schut, F. T., & Hassink, W. H. J. (2002). Managed competition and consumer price sensitivity in social health insurance. *Journal of Health Economics*, 21(6), 1009-1029. Scopus. [https://doi.org/10.1016/S0167-6296\(02\)00055-3](https://doi.org/10.1016/S0167-6296(02)00055-3)
- Schwarze, J., & Andersen, H. H. (2001). *Kassenwechsel in der Gesetzlichen Krankenversicherung: Welche Rolle spielt der Beitragssatz?* (Working Paper N.º 267). DIW Discussion Papers. <https://www.econstor.eu/handle/10419/18251>
- Superintendencia de Salud. (1997). *Circular N°36*.
- Superintendencia de Salud. (2021a). *Análisis de los Planes de Salud del Sistema Isapre a enero de 2021*.

Superintendencia de Salud. (2021b). *Análisis Estadístico del Sistema Isapre con Perspectiva de Género*.

van Dijk, M., Pomp, M., Douven, R., Laske-Aldershof, T., Schut, E., de Boer, W., & de Boo, A. (2008). Consumer price sensitivity in Dutch health insurance. *International Journal of Health Care Finance and Economics*, 8(4), 225-244.
<https://doi.org/10.1007/s10754-008-9038-y>

Apéndice

Descripción modelos logit y probit

Cada alternativa es representada con una función de utilidad que contiene un componente determinístico (V_i) y un componente estocástico (ε_i). La función de utilidad de cada alternativa se puede representar como:

$$U_i = V_i + \varepsilon_i$$

Basándose en el precepto de la microeconomía tradicional, de que un individuo percibe un cierto nivel de utilidad por la realización de actividades, ya sea el consumo o el disfrute de un bien, y bajo el supuesto que los individuos son homogéneos y que se comportan de forma racional, el individuo elige la alternativa i si $U_i > U_j$ para todo $j \neq i$ si el conjunto de bienes que la componen maximiza su utilidad personal, sujeto a una serie de restricciones físicas, legales, morales y sociales.

En los Modelos de Utilidad Aleatoria (RUM), las elecciones se basan en comparaciones de la utilidad entre las alternativas disponibles. Entonces la probabilidad de un individuo n de elegir la alternativa i , está dada por:

$$P_n(i) = Pr(U_{in} \geq U_{jn}; \forall j \in C, i \neq j) = Pr(V_{in} + \varepsilon_{in} \geq V_{jn} + \varepsilon_{jn}; \forall j \in C, i \neq j)$$

Asumiendo que los términos de error están distribuidos con Valor Extremo tipo I para el logit (McFadden, 1973), y distribución normal para el probit, la probabilidad que el afiliado n elija la alternativa i , está dado por:

$$P_n(i) = \frac{e^{V_{in}}}{\sum_{j \in C} e^{V_{jn}}}, \text{ para el Logit}$$

$$P_n(i) = \int_{\varepsilon_n \in B_{ni}} \phi(\varepsilon_n) d\varepsilon_n, \text{ para el Probit}$$

Donde: $P_n(i)$ es la probabilidad de elegir la alternativa $i \neq$ alternativa j , perteneciente al conjunto de elección C , y V representa el componente determinístico de la alternativa i por el individuo n . (McFadden, 1973). Y donde B_{ni} es el conjunto de valores de los términos de error que producen que la elección del decisor sea la alternativa i , esto es:

$$B_{ni} = \left\{ \varepsilon_n \text{ s. t. } V_{ni} + \varepsilon_{ni} > V_{nj} + \varepsilon_{nj}, \forall j \neq i \right\}.$$

En este caso, como en la base de datos no es posible observar el conjunto de elección de planes que dispone el afiliado, el conjunto de elección C se reducirá a la decisión de quedarse o irse del plan, esto es:

$C = \{i, j\}$ donde: alternativa $i =$ Mantenerse en el mismo plan en el periodo $t + 1$ alternativa $j =$ Cambiar

Elasticidad

Luego, una vez obtenido los parámetros de los modelos descritos anteriormente, es posible computar la elasticidad empleando la siguiente ecuación:

$$\text{Elasticidad prima} = \frac{dP_n(i)}{dz_{n_i}} \frac{z_{n_i}}{P_n(i)}$$

Donde $\frac{dP_n(i)}{dz_{n_i}}$ se refiere al efecto marginal del cambio de prima en la probabilidad de elegir

la alternativa i , es decir, mantenerse en el plan. Mientras que $\frac{z_{n_i}}{P_n(i)}$ representa un ratio entre la cantidad del atributo que cambió z_{n_i} , en este caso la prima del seguro, y la probabilidad de mantenerse en el plan $P_n(i)$. Para computar el cálculo se estima en la media de las variables del modelo.²⁰

Resultados bajos distintos m y s.

$m=0.05;$	No balanceada	Balanceada
-----------	---------------	------------

²⁰ Para esto fue utilizado el comando *margins, eyex* con la opción *at means*

s=0.35						
Modelo	lineal	logit	probit	lineal	logit	probit
Antigüedad	0.00036***	0.00014	0.00004	0.00058***	0.00346**	0.00112
Edad Cotizante	0.00022	0.01313***	0.00461***	0.00032*	0.01767***	0.00597
Renta Imponible	0.00000*	-0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000***	-0.00000
Mujer metropolitana	-0.00186	-0.17504**	-0.06576**	-0.00055	-0.16304**	-0.07023
Aseguradora	0.00248	-0.31792*	-0.10100	0.00336	-0.12428	-0.04482
Cargas	0.00056***	0.02082***	0.00696***	0.00067***	-0.00018	0.00019
lag4	-0.00337***	-0.05802***	-0.02315***	-0.00381***	-0.05307*	-0.02237
lag3	0.00053	0.54148***	0.19280***	0.00006	-0.07209	-0.02105
lag2	-0.00184**	0.19283	0.05524	-0.00078	-0.33285	-0.11868
lag1	-0.00315***	0.00986	-0.00761	-0.00346**	-1.00056***	-0.32224
lag0	-0.00118	0.35630	0.12498*	-0.00074	-0.64505***	-0.15323
lead2	-0.02325***	-1.85673***	-0.67173***	-0.02503***	-3.34651***	-1.10726
lead3	-0.00239*	0.33431	0.08873	-0.00399*	-0.44239	-0.14043
lead4	0.00105	0.72190***	0.25184**	0.00264	0.80469*	0.26912
lead4	-0.00618	-0.34531	-0.11530	-0.00750	-1.07112	-0.37356
N	3230105	3230105	3230105	1731220	1731220	1731220

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

m=0.05; s=0.5		No balanceada			Balanceada		
Modelo	lineal	logit	probit	lineal	logit	probit	
Antigüedad	0.00038***	0.00008	0.00001	0.00056***	0.00298*	0.00095	
Edad Cotizante	0.00016	0.01321***	0.00461***	0.00020	0.01871***	0.00622	
Renta Imponible	0.00000*	-0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000***	-0.00000	
Mujer metropolitana	-0.00248	-0.13931*	-0.05354*	-0.00157	-0.20310**	-0.08258	
Aseguradora	0.00250	-0.33236*	-0.10649*	0.00319	-0.20730	-0.06940	
Cargas	0.00048***	0.01872***	0.00624***	0.00075***	-0.00226	-0.00050	
lag4	-0.00312***	-0.04094*	-0.01679*	-0.00344***	-0.02542	-0.01318	
lag3	0.00132	0.72078***	0.25390***	0.00110	0.18946	0.06206	
lag2	-0.00142*	0.29296*	0.08968*	-0.00051	-0.24398	-0.09284	
lag1	-0.00251**	0.10773	0.02747	-0.00242*	-0.79972***	-0.25429	
lag0	-0.00099	0.43259*	0.14978**	-0.00093	-0.57686**	-0.14056	
lead2	-0.02072***	-1.71626***	-0.61856***	-0.02145***	-3.07685***	-1.01244	
lead3	-0.00313	0.10012	0.01343	-0.00451	-0.77486	-0.23838	
lead4	0.00061	0.63595**	0.22463**	0.00102	0.36349	0.11675	
lead4	-0.00561	-0.31220	-0.10381	-0.00663	-1.11875*	-0.38975	
N	3446584	3446584	3446584	1893011	1893011	1893011	

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

m=0.05; s=0.7		No balanceada			Balanceada		
Modelo	lineal	logit	probit	lineal	logit	probit	
Antigüedad	0.00039***	-0.00007	-0.00004	0.00057***	0.00278*	0.00086	
Edad Cotizante	0.00016	0.01335***	0.00469***	0.00035*	0.01725***	0.00566	
Renta Imponible	0.00000*	-0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000**	-0.00000	
Mujer metropolitana	-0.00313	-0.10868	-0.04157	-0.00178	-0.18876*	-0.07360	
Aseguradora	0.00244	-0.32232*	-0.10394	0.00166	-0.22626	-0.07346	
Cargas	0.00042***	0.01716***	0.00573***	0.00074***	-0.00644	-0.00190	
Cargas	-0.00288***	-0.03303	-0.01369	-0.00311***	0.00196	-0.00500	

lag4	0.00193*	0.85788***	0.29851***	0.00156*	0.37255*	0.12220
lag3	-0.00131*	0.31531*	0.09884*	-0.00055	-0.28947	-0.10684
lag2	-0.00211**	0.16165	0.04577	-0.00196	-0.78577***	-0.24043
lag1	-0.00007	0.58779**	0.20134***	0.00029	-0.36471	-0.06298
lag0	-0.01887***	-1.60733***	-0.58003***	-0.01956***	-3.03155***	-0.99364
lead2	-0.00257	0.18197	0.03973	-0.00372	-0.69348	-0.20243
lead3	0.00047	0.51320	0.19384	-0.00111	-0.22017	-0.07406
lead4	-0.00075	0.48510	0.18023	-0.00154	-0.58042	-0.18365
N	3669372	3669372	3669372	1845883	1845883	1845883

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

$m=0.05$; $s=0.8$	No balanceada			Balanceada		
Modelo	lineal	logit	probit	lineal	logit	probit
Antigüedad	0.00038***	-0.00007	-0.00004	0.00048***	0.00301*	0.00092
Edad Cotizante	0.00017	0.01342***	0.00472***	0.00035*	0.01847***	0.00620
Renta Imponible	0.00000*	-0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000*	-0.00000
Mujer metropolitana	-0.00325	-0.10683	-0.04083	-0.00082	-0.07553	-0.03602
Aseguradora	0.00264	-0.32116*	-0.10249	0.00278	-0.26381	-0.08517
Cargas	0.00042***	0.01700***	0.00569***	0.00095***	-0.00387	-0.00097
lag4	-0.00284***	-0.03255	-0.01366	-0.00303***	0.02149	0.00159
lag3	0.00193*	0.74699***	0.26539***	0.00174*	0.38923*	0.12916
lag2	-0.00150*	0.18102	0.05287	-0.00069	-0.33139	-0.12129
lag1	-0.00269**	-0.08057	-0.03687	-0.00171	-0.81553***	-0.23801
lag0	-0.00005	0.46157*	0.16171**	0.00017	-0.48314	-0.09337
lead2	-0.02126***	-1.80129***	-0.65110***	-0.02272***	-3.22849***	-1.06158
lead3	-0.00226	0.14295	0.02539	-0.00375	-0.75780	-0.22348
lead4	0.00195	0.82338**	0.28842**	0.00070	0.41505	0.13586
lead4	-0.00104	0.34322	0.13336	-0.00147	-0.47196	-0.14685
N	3707468	3707468	3707468	1668787	1668787	1668787

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

$m=0.1$; $s=0.35$	No balanceada			Balanceada		
Modelo	lineal	logit	probit	lineal	logit	probit
Antigüedad	0.00038***	0.00011	0.00001	0.00056***	0.00416***	0.00130**
Edad Cotizante	0.00018	0.01291***	0.00455***	0.00035	0.01144**	0.00402*
Renta Imponible	0.00000*	-0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000*	-0.00000
Mujer metropolitana	-0.00322	-0.13113*	-0.05092*	-0.00188	-0.03594	-0.03730
Aseguradora	0.00273	-0.32352*	-0.10174	0.00212	-0.28015	-0.09753
Cargas	0.00048***	0.01957**	0.00652***	0.00090***	0.00243	0.00104
lag4	-0.00306***	-0.04403*	-0.01784*	-0.00369***	0.01406	-0.00214
lag3	0.00181*	0.80156***	0.26730***	0.00364**	0.76749***	0.26146**
lag2	-0.00119	0.18802	0.05131	0.00066	0.02199	-0.01502
lag1	-0.00206*	0.01250	-0.00703	-0.00134	-0.66973**	-0.20819*
lag0	0.00085	0.58873**	0.20574**	0.00134	0.26266	0.08843
lead2	-0.02673***	-1.95031***	-0.71460***	-0.03276***	-3.37453***	-1.20605*
lead3	-0.00192	0.20367	0.04481	-0.00487	-0.84766	-0.25438
lead4	0.00131	0.56510	0.20774	-0.00175	-0.42493	-0.14426
lead4	0.00159*	1.09471***	0.37109***	0.00183*	0.23749	0.07452
N	3464991	3464991	3464991	1227500	1227500	1227500

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

$m=0.1; s=0.5$	No balanceada			Balanceada		
Modelo	lineal	logit	probit	lineal	logit	probit
Antigüedad	0.00038***	-0.00001	-0.00003	0.00055***	0.00390**	0.00120
Edad Cotizante	0.00013	0.01277***	0.00449***	0.00025	0.01309**	0.00463
Renta Imponible	0.00000*	-0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
Mujer metropolitana	-0.00291	-0.12991*	-0.05035*	-0.00218	-0.01064	-0.02389
Aseguradora	0.00279*	-0.33779*	-0.10677*	0.00312	-0.33070*	-0.11212
Cargas	0.00045***	0.01826***	0.00606***	0.00081***	0.00130	0.00055
lag4	-0.00291***	-0.03560	-0.01481*	-0.00317***	0.03931	0.00710
lag3	0.00215**	0.91517***	0.30578***	0.00389**	0.96938***	0.32257
lag2	-0.00077	0.26728	0.07883	0.00042	-0.00690	-0.02178
lag1	-0.00168	0.03536	0.00250	-0.00103	-0.59264**	-0.17604
lag0	0.00123	0.61646**	0.21739**	0.00254	0.59567	0.21651
lead2	-0.02686***	-1.98195***	-0.72294***	-0.03102***	-3.36656***	-1.19527
lead3	-0.00134	0.25595	0.06253	-0.00372	-0.73683	-0.21454
lead4	0.00101	0.45642	0.17166	-0.00117	-0.27924	-0.09336
lead4	0.00183*	1.13528***	0.38175***	0.00177*	0.37084	0.11416
N	3592606	3592606	3592606	1243202	1243202	1243202

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

$m=0.1; s=0.7$	No balanceada			Balanceada		
Modelo	lineal	logit	probit	lineal	logit	probit
Antigüedad	0.00039***	-0.00001	-0.00002	0.00049***	0.00360**	0.00111*
Edad Cotizante	0.00017	0.01347***	0.00475***	0.00041	0.01815***	0.00656
Renta Imponible	0.00000*	-0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
Mujer metropolitana	-0.00353	-0.10693	-0.04131	-0.00195	0.23276*	0.05990
Aseguradora	0.00267	-0.30329*	-0.09632	0.00319	-0.30715	-0.10928
Cargas	0.00043***	0.01735***	0.00577**	0.00074***	-0.00033	0.00006
lag4	-0.00278***	-0.03547	-0.01441*	-0.00236***	0.06155*	0.01556
lag3	0.00209*	0.91782***	0.31263***	0.00444*	1.05623***	0.35637
lag2	-0.00078	0.33518	0.10253	0.00038	-0.11651	-0.05238
lag1	-0.00131	0.15039	0.04109	-0.00023	-0.38493	-0.11941
lag0	0.00162	0.78565**	0.27279**	0.00235	0.69311	0.23361
lead2	-0.02810***	-1.93497***	-0.71107***	-0.03516***	-3.82514***	-1.39820
lead3	-0.00063	0.37359	0.10618	-0.00358	-1.03996	-0.29016
lead4	0.00379*	1.28974***	0.44223***	0.00149	0.53358	0.17342
lead4	0.00210**	1.31100***	0.44314***	0.00277***	0.59367*	0.18593
N	3710199	3710199	3710199	1009793	1009793	1009793

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

$m=0.1; s=0.8$	No balanceada			Balanceada		
Modelo	lineal	logit	probit	lineal	logit	probit
Antigüedad	0.00039***	0.00001	-0.00002	0.00048***	0.00350*	0.00102
Edad Cotizante	0.00017	0.01321***	0.00465***	0.00037	0.01737**	0.00676
Renta Imponible	0.00000*	-0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
Mujer metropolitana	-0.00347	-0.10054	-0.03934	0.00149	0.30936*	0.08282
Aseguradora	0.00272*	-0.32030*	-0.10251	0.00669	-0.42981	-0.16025
Cargas	0.00043***	0.01755***	0.00583***	0.00058**	-0.00076	-0.00020
Cargas	-0.00275***	-0.03378	-0.01393*	-0.00242**	0.10532**	0.03121

lag4	0.00135	0.71650**	0.24415**	0.00306	0.52789	0.17080
lag3	-0.00200	0.01789	-0.00453	-0.00112	-0.59149	-0.21431
lag2	-0.00317	-0.21381	-0.08458	-0.00138	-0.69147	-0.23420
lag1	0.00116	0.64527	0.23007*	-0.00037	0.11919	0.01176
lag0	-0.03803***	-2.20478***	-0.82737***	-0.04501***	-4.14308***	-1.57382
lead2	-0.00110	0.26633	0.06678	-0.00471	-1.19222	-0.34092
lead3	0.00344*	1.29140***	0.44702***	0.00049	0.13485	0.04985
lead4	0.00173*	1.14689**	0.39123***	0.00230***	0.36337	0.11405
N	3728797	3728797	3728797	749333	749333	749333

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

m=0.2; s=0.35	No balanceada			Balanceada		
	lineal	logit	probit	lineal	logit	probit
Antigüedad	0.00039***	0.00001	-0.00002	0.00058***	0.00350	0.00103
Edad Cotizante	0.00014	0.01288***	0.00451***	0.00027	0.01885***	0.00715
Renta Imponible	0.00000*	-0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
Mujer metropolitana	-0.00347	-0.10537	-0.04223	0.00178	0.33595**	0.08705
Aseguradora	0.00290*	-0.32181*	-0.10165	0.00246	-0.41921	-0.16078
Cargas	0.00044***	0.01753***	0.00585***	0.00061***	-0.00122	-0.00136
lag4	-0.00277***	-0.03544	-0.01473*	-0.00148*	0.20800***	0.06486
lag3	0.00147	1.09133***	0.36729***	0.00421	0.98403	0.31256
lag2	-0.00015	0.66295*	0.22049*	-0.00053	-0.29426	-0.10912
lag1	-0.00077	0.43286	0.14466	-0.00396*	-0.55202	-0.20239
lag0	0.00067	0.78024*	0.28328*	-0.01210***	-0.26846	-0.11257
lead2	-0.05050***	-2.21902***	-0.86373***	-0.06267***	-3.99754***	-1.57679
lead3	-0.00029	0.42744	0.12886	-0.00732	-1.37249	-0.44106
lead4	0.00297	1.06779*	0.36969*	-0.00228	-0.35613	-0.12916
N	0.00109	1.24687***	0.41937***	0.00003	0.16452	0.02907
N	3651120	3651120	3651120	585837	585837	585837

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

m=0.2; s=0.5	No balanceada			Balanceada		
	lineal	logit	probit	lineal	logit	probit
Antigüedad	0.00039***	-0.00001	-0.00002	0.00060***	0.00325	0.00094
Edad Cotizante	0.00016	0.01304***	0.00458***	0.00025	0.02139***	0.00824
Renta Imponible	0.00000*	-0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
Mujer metropolitana	-0.00352	-0.10277	-0.04129	0.00365	0.36728***	0.09609
Aseguradora	0.00277*	-0.32112*	-0.10128	0.00211	-0.39722	-0.15293
Cargas	0.00043***	0.01739***	0.00580***	0.00053**	-0.00102	-0.00127
lag4	-0.00272***	-0.03444	-0.01436*	-0.00130*	0.20812***	0.06450
lag3	0.00144	1.06969***	0.36123***	0.00487	1.06976	0.34805
lag2	-0.00033	0.59424	0.19823	-0.00015	-0.22781	-0.08670
lag1	-0.00066	0.45601	0.15336	-0.00410	-0.50427	-0.18064

lag1	0.00063	0.76973*	0.28149*	-0.01415***	-0.38606	-0.14858
lag0	-0.05163***	-2.26111***	-0.87742***	-0.06586***	-4.16186***	-1.67502
lead2	-0.00009	0.42718	0.12970	-0.00746	-1.46366	-0.48295
lead3	0.00478***	1.59521***	0.55094***	-0.00010	0.18611	0.05481
lead4	0.00158**	1.45268***	0.49133***	0.00106	0.47029	0.14259
N	3692174	3692174	3692174	598107	598107	598107

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

$m=0.2; s=0.8$	No balanceada			Balanceada		
	lineal	logit	probit	lineal	logit	probit
Antigüedad	0.00039***	0.00003	-0.00002	0.00049***	0.00445	0.00122
Edad Cotizante	0.00018	0.01329***	0.00467***	0.00010	0.01375	0.00703
Renta Imponible	0.00000*	-0.00000	-0.00000	0.00000	-0.00000	-0.00000
Mujer metropolitana	-0.00341	-0.09930	-0.03861	0.00460	0.37431***	0.10699
Aseguradora	0.00276*	-0.32068*	-0.10194*	0.00573	-0.68265*	-0.27836
Cargas	0.00042***	0.01715***	0.00575***	0.00058*	-0.00029	0.00067
lag4	-0.00275***	-0.03433	-0.01414*	-0.00104	0.30010***	0.09980
lag3	0.00060	1.05869*	0.34967*	0.00571	0.93582	0.30248
lag2	-0.00061	0.66935	0.22214	-0.00045	-0.37286	-0.13790
lag1	-0.00203	0.23243	0.07345	-0.00753*	-1.00872	-0.37932
lag0	0.00068	0.75942	0.27669	-0.02213***	-0.75065	-0.32116
lead2	-0.06195***	-2.38015***	-0.94452***	-0.09051***	-4.61891***	-1.95755
lead3	-0.00388	0.03660	-0.02292	-0.01446	-1.99130*	-0.72784
lead4	0.00262*	1.22390**	0.43465***	-0.00329	-0.26070	-0.12082
N	0.00060	1.26818***	0.43372***	-0.00036	0.05154	0.00579
N	3739336	3739336	3739336	369354	369354	369354

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

$m=0.4; s=0.35$	No balanceada			Balanceada		
	lineal	logit	probit	lineal	logit	probit
Antigüedad	0.00039***	-0.00004	-0.00002	0.00068***	0.00271	0.00084
Edad Cotizante	0.00017	0.01328***	0.00469***	0.00052	0.01970***	0.00722
Renta Imponible	0.00000*	-0.00000	-0.00000	0.00000*	0.00000	0.00000
Mujer metropolitana	-0.00361	-0.09418	-0.03672	0.00296	0.18568	0.02911
Aseguradora	0.00260	-0.30045*	-0.09563	0.00502	-0.31091	-0.11021
Cargas	0.00043***	0.01806***	0.00608***	0.00028	0.00364	-0.00024
lag4	-0.00274***	-0.03552	-0.01402*	-0.00115*	0.21036***	0.06596
lag3	0.00149	1.23558***	0.41375***	-0.00038	0.20562	0.03070
lag2	-0.00023	0.76717*	0.25614*	-0.00270	-0.37505	-0.14910
lag1	-0.00095	0.48480	0.16487	-0.00740***	-0.85324	-0.30298
lag0	0.00085	0.88638*	0.31432*	-0.01651***	-0.64744*	-0.26364
lead2	-0.03759***	-1.79593***	-0.69962***	-0.05487***	-4.19250***	-1.65927
lead3	0.00625***	2.18873***	0.73155***	0.00142	0.49423	0.16917
N	0.00515***	1.76028***	0.61187***	0.00177	0.51864	0.18535
N						

lead4	0.00107	1.37308***	0.46707***	0.00135	0.36954	0.12974
N	3727583	3727583	3727583	517642	517642	517642

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

$m=0.4; s=0.5$	No balanceada			Balanceada		
	lineal	logit	probit	lineal	logit	probit
Antigüedad	0.00039***	-0.00004	-0.00003	0.00085***	0.00333	0.00095
Edad Cotizante	0.00018	0.01334***	0.00471***	0.00068*	0.02214***	0.00846
Renta Imponible	0.00000*	-0.00000	-0.00000	0.00000*	0.00000	0.00000
Mujer metropolitana	-0.00361	-0.09460	-0.03661	0.00297	0.26604*	0.06151
Aseguradora	0.00258	-0.29763*	-0.09530	0.00440	-0.34511	-0.13070
Cargas	0.00043***	0.01799***	0.00605***	-0.00007	0.00370	0.00065
lag4	-0.00274***	-0.03477	-0.01379*	-0.00111*	0.21995***	0.06931
lag3	0.00156	1.29399***	0.43096***	0.00010	0.28801	0.05240
lag2	-0.00023	0.75893	0.25361	-0.00237	-0.32017	-0.13559
lag1	-0.00118	0.42847	0.14517	-0.00767***	-0.90684	-0.33089
lag0	0.00093	0.87998	0.31098*	-0.01703***	-0.70874*	-0.29440
lead2	-0.03760***	-1.77475***	-0.69308***	-0.05573***	-4.15487***	-1.66697
lead3	0.00627***	2.08205***	0.69738***	0.00169	0.41402	0.14367
lead4	0.00494***	1.67027***	0.58229***	0.00224*	0.49417	0.18030
N	0.00113	1.38202***	0.47131***	0.00193*	0.47096	0.16280
N	3739298	3739298	3739298	493262	493262	493262

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

$m=0.4; s=0.7$	No balanceada			Balanceada		
	lineal	logit	probit	lineal	logit	probit
Antigüedad	0.00039***	-0.00003	-0.00002	0.00078***	0.00338	0.00101
Edad Cotizante	0.00019	0.01366***	0.00483***	0.00047	0.01990**	0.00802
Renta Imponible	0.00000*	-0.00000	-0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
Mujer metropolitana	-0.00358	-0.09634	-0.03647	0.00331	0.22491	0.05410
Aseguradora	0.00267	-0.29804*	-0.09543	0.00845	-0.44599	-0.17852
Cargas	0.00041***	0.01772***	0.00598***	0.00019	0.01049	0.00303
lag4	-0.00275***	-0.03565	-0.01392*	-0.00090	0.29416***	0.09498
lag3	0.00119	1.29757*	0.42500*	0.00018	0.29051	0.05158
lag2	-0.00038	0.77072	0.25586	-0.00250	-0.34532	-0.14007
lag1	-0.00235	0.20638	0.06603	-0.00979**	-1.19795*	-0.43256
lag0	0.00148	0.97021	0.33778	-0.01992***	-0.75555	-0.33256
lead2	-0.03885***	-1.78246***	-0.70155***	-0.06463***	-4.38099***	-1.80257
lead3	0.00690***	2.07382***	0.69406***	0.00191	0.42129	0.14208
lead4	0.00389*	1.48243***	0.52365***	0.00141	0.26811	0.09831
N	0.00079	1.27989***	0.43924***	0.00115	0.16851	0.04829
N	3750120	3750120	3750120	356309	356309	356309

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

$m=0.4; s=0.8$	No balanceada			Balanceada		
	lineal	logit	probit	lineal	logit	probit
Antigüedad	0.00039***	0.00001	-0.00001	0.00075***	0.00471	0.00148

Edad Cotizante	0.00019	0.01354***	0.00479***	0.00042	0.01832**	0.00794
Renta Imponible	0.00000*	-0.00000	-0.00000	0.00000*	0.00000	0.00000
Mujer metropolitana	-0.00358	-0.09882	-0.03751	0.00451	0.29155***	0.07991
Aseguradora	0.00267	-0.31050*	-0.09931	0.01046	-0.69864***	-0.28351
Cargas	0.00041***	0.01743***	0.00587***	0.00015	0.05372	0.01911
lag4	-0.00275***	-0.03543	-0.01391*	-0.00116	0.34459***	0.11051
lag3	0.00061	1.10493	0.35868	0.00072	0.22401	0.03870
lag2	-0.00069	0.66265	0.22052	-0.00232	-0.32092	-0.12494
lag1	-0.00375	-0.03219	-0.01931	-0.01036**	-1.22391*	-0.45462
lag0	0.00136	0.83890	0.29441	-0.02028***	-0.71122	-0.32676
lead2	-0.05382***	-2.14601***	-0.85906***	-0.08818***	-4.26264***	-1.80501
lead3	0.00691***	1.89023***	0.63951***	0.00253	0.41971	0.15128
lead4	0.00200	1.12070*	0.40369**	0.00104	0.15532	0.06340
lead4	0.00004	1.02040**	0.35986**	0.00053	0.09579	0.03701
N	3752064	3752064	3752064	261332	261332	261332

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Análisis de sensibilidad por característica

Antigüedad: Se hace significativa en los modelos de elección discreta para la muestra balanceada en los siguientes casos $m=0.05$; $\forall s$, $m=0.1$; $s = \{0.35, 0.5, 0.7\}$. Y solo para el modelo logit de la muestra balanceada en $m=0.1$; $s = 0.8$.

Edad: Pasa a ser significativa en el modelo lineal con efectos fijos de la muestra balanceada en $m=0.05$; $s = \{0.35, 0.7, 0.8\}$ y $m=0.4$; $s=0.5$. Mientras que únicamente en $m=0.2$; $s=0.8$, el modelo logit de la muestra balanceada deja de ser significativo.

Mujer: La variable de género cambia de signo para los modelos de elección discreta de la muestra balanceada, en $m=0.05$; $s = \{0.35, 0.5, 0.7\}$. Además, pasan a ser significativos y negativos para $m=0.05$; $s=0.35$ y $m=0.1$; $s = \{0.35, 0.5\}$. Pierde la significancia de los modelos de elección discreta de la muestra balanceada en $m=0.4$; $s = \{0.35, 0.7\}$, $m=0.05$, $s=0.8$. También pasan a no ser significativamente solo en el modelo probit de la muestra balanceada en $m=0.4$; $s=0.5$ y $m=0.1$; $s = \{0.7, 0.8\}$.

Renta: El parámetro se hace negativo y significativo en los modelos de elección discreta de la muestra balanceada, (aunque su valor sigue siendo cercano a 0) en $m=0.05$, $\forall s$ y $m=0.1$; $s=0.35$. En $m=0.4$; $\{s=0.35, 0.5; 0.8\}$ el modelo lineal de la muestra balanceada se hace significativo, manteniendo su signo. Pese al cambio de signo, el parámetro tuvo un valor cercano a 0 (menor a 0.00000).

Región metropolitana: Existen signos distintos en la estimación de una misma muestra (lineal positivo, logit negativo). En cuanto a la significancia, el parámetro deja de ser significativo en el modelo lineal de la muestra no balanceada en $m=0.05$; $s= \{0.35, 0.7, 0.8\}$, $m=0.4$; $\forall s$, $m=0.1$; $s= \{0.35, 0.7\}$. Pasa a ser significativo en el modelo probit de la muestra no balanceada en $m=0.2$, $s=0.8$ y $m=0.1$; $s=0.5$. Empieza a ser significativo en los modelos de elección discreta de la muestra balanceada en $m= \{0.4, 0.2\}$; $s=0.8$ y $m=0.1$; $s=0.5$. Además, es significativo solo para el modelo probit de la muestra balanceada en $m=0.1$; $s=0.8$.

Aseguradora: Pasa a ser significativo en el modelo lineal con efectos fijos de la muestra balanceada en $m=0.05$; $\forall s$, $m=0.1$; $\forall s$ y $m=0.2$; $s= \{0.35, 0.8, 0.5\}$.

Cargas: Vale mencionar, que ya existen signos distintos para estimaciones de distintos modelos o muestras en la estimación principal. Además, en el modelo lineal con efectos fijos pasa a ser significativo en la muestra balanceada, así como en el logit en la muestra no balanceada para $m=0.05$; $s= 0.35$. Deja de ser significativo el probit de la muestra no balanceada, y ahora es significativo el modelo lineal de la balanceada, perdiendo la significancia los modelos de elección discreta en la muestra balanceada, en $m=0.05$; $s= \{0.7, 0.8\}$. En $m=0.1$; $s=0.35$, $m=0.05$; $s=0.35$, el parámetro comienza a ser significativo en el modelo logit de la muestra no balanceada y en el lineal de la muestra balanceada, por el contrario, dejan de ser significativo en los modelos de elección discreta de la muestra balanceada. Empieza a ser significativo en el modelo lineal de la muestra balanceada y deja de serlo en los de elección discreta de la muestra balanceada en $m=0.1$; $s=0.5$. Para los casos de $m=0.4$; $s= \{0.35, 0.5\}$, $m=0.2$; $s= \{0.35, 0.5\}$; $m= 0.1$; $s=0.8$ solo el modelo lineal de la muestra balanceada comienza a ser significativa, cambiando de signo para este último en los modelos de elección discreta para la muestra balanceada. Dejan de ser significativo en el modelo probit de la muestra balanceada, y comienza a ser significativo el modelo lineal de esta misma muestra en $m=0.1$; $s=0.7$.