



UNIVERSIDAD DE CHILE
FACULTAD DE CIENCIAS FÍSICAS Y MATEMÁTICAS
DEPARTAMENTO DE INGENIERÍA INDUSTRIAL

ANÁLISIS MICROECONOMÉTRICO DEL GRADO DE SUSTITUCIÓN EN EL
MERCADO DE LA SALUD EN CHILE

TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE MAGÍSTER EN ECONOMÍA APLICADA

ANÍBAL ALEXIS CABBADA BERGEZ

PROFESOR GUÍA:
CARLOS NOTON NORAMBUENA

MIEMBROS DE LA COMISIÓN:
PATRICIO VALENZUELA AROS
BENJAMÍN VILLENA ROLDÁN

SANTIAGO DE CHILE
2017

RESUMEN DE LA MEMORIA PARA OPTAR
AL TÍTULO DE MAGÍSTER EN ECONOMÍA APLICADA
POR: ANÍBAL ALEXIS CABBADA BERGEZ
FECHA: 2017
PROF. GUÍA: SR. CARLOS NOTON NORAMBUENA

ANÁLISIS MICROECONOMÉTRICO DEL GRADO DE SUSTITUCIÓN EN EL MERCADO DE LA SALUD EN CHILE

Este trabajo es un estudio descriptivo y exploratorio del grado de sustitución por parte de la demanda en el mercado de la salud en Chile. Para realizar este estudio se utilizaron archivos maestros facilitados por la Superintendencia de Salud de Chile. A través de estadísticas descriptivas y la construcción de matrices de Markov se estiman probabilidades tales como: La probabilidad de persistencia hospitalaria (2 visitas consecutivas en el mismo prestador de salud) y la probabilidad de persistencia en aseguradoras (afiliación por 2 años consecutivos en la misma isapre). Se halla que en promedio, los pacientes persisten en su prestador el 64,08% de los casos y en su aseguradora el 92,37% de los casos. Se hallan estas probabilidades por prestador y por isapre, y además, se exponen estas probabilidades con respecto a diferentes características de los beneficiarios, con el fin de hallar heterogeneidad entre ellas.

Por otro lado, se caracteriza esta decisión a través de atributos tanto de los pacientes (sexo, edad, cotizante/carga, diagnóstico, índice de Charlson, región, etc), de los prestadores (verticalmente integrado, público/privado) y las aseguradoras (abierta/cerrada) ajustando en primera instancia un modelo lineal con efectos fijos por paciente, por prestador y por isapre, y luego un modelo logit con enfoque de verosimilitud condicional.

De estas regresiones se concluye que las características de los pacientes tales como el sexo, la edad y el tipo de beneficiario (cotizante/carga) no generan ningún impacto en la persistencia hospitalaria, no así la presencia de comorbilidades, las cuales generan una disminución significativa y enfermedades específicas, las cuales son determinantes. Se observa que la pertenencia al sistema público del prestador genera una disminución significativa al igual que la condición de estar verticalmente integrado a una aseguradora.

Con respecto a la persistencia en aseguradoras, se concluye que las características de los beneficiarios tales como el sexo y la edad resultan ser significativas solo en el modelo lineal. Se observa que los trabajadores independientes persisten más que los trabajadores dependientes, mientras más ingresos percibe el beneficiario, más tiende a persistir y a mayor número de cargas, menor es la persistencia. Además, la presencia de comorbilidades impacta positivamente en la persistencia en aseguradoras.

Por último, realizando una descomposición de la varianza del modelo lineal de probabilidad, se concluye que las características de los pacientes son las que explican con mayor magnitud la varianza de la persistencia hospitalaria y por lo tanto, son las características de los beneficiarios las que son mayormente consideradas al momento de la toma de decisión.

A mis padres, por su amor y apoyo incondicional.

Tabla de Contenido

1. Introducción	1
1.1. Motivación	1
1.2. Objetivos	2
1.3. Metodología	3
2. Literatura	4
3. Data	6
3.1. Fuentes	6
3.2. Modificaciones y variables	7
3.3. Estadísticas descriptivas	9
3.3.1. Archivo maestro Egresos Hospitalarios	9
3.3.2. Archivo maestro Cotizantes	13
4. Especificación	20
4.1. Modelo lineal de probabilidad (MLP)	21
4.1.1. Persistencia hospitalaria	21
4.1.2. Persistencia en aseguradoras	23
4.2. Modelo no-lineal: Logit	24
4.2.1. Persistencia hospitalaria	24
4.2.2. Persistencia en aseguradoras	26
Conclusión	27
Bibliografía	31
Anexo	32

Índice de Tablas

3.1. Construcción variable rango de edad.	8
3.2. Construcción variable rango de renta imponible.	9
3.3. Variable persistencia hospitalaria.	9
3.4. Variable sexo beneficiario.	10
3.5. Variable rango de edad beneficiario.	10
3.6. Variable persistencia v/s sexo del beneficiario.	10
3.7. Variable persistencia v/s rango de edad beneficiario.	11
3.8. Variable persistencia v/s variable triage.	11
3.9. Variable prestador de salud.	12
3.10. Estadísticas de probabilidades de reinserción hospitalaria.	12
3.11. Variable persistencia a aseguradoras.	13
3.12. Variable sexo cotizante.	13
3.13. Variable rango de edad cotizante.	13
3.14. Variable persistencia v/s sexo cotizante.	14
3.15. Variable persistencia v/s rango edad cotizante.	14
3.16. Variable persistencia v/s tipo de trabajador.	14
3.17. Variable persistencia v/s región del cotizante.	15
3.18. Variable persistencia v/s rango de renta del cotizante.	15
3.19. Distribución del índice de Charlson con respecto a la edad del cotizante.	15
3.20. Diferencia en la persistencia entre los distintos grupos etarios con respecto al índice de Charlson.	16
3.21. Distribución del índice de Charlson con respecto a la renta del cotizante.	16
3.22. Diferencia en la persistencia entre los distintos grupos económicos con respecto al índice de Charlson.	17
3.23. Variable aseguradora por año.	17
3.24. Matriz de sustitución de aseguradoras.	18
3.25. Matriz de transición de Markov.	18
4.1. Descomposición de varianza de la variable h_{it}	22
4.2. Media de los efectos marginales por variable.	25
4.3. Comorbilidades de Charlson y ponderadores.	32
4.4. Resultados regresiones de persistencia hospitalaria con MLP.	33
4.5. Estimación de efectos fijos de los prestadores TOP 20 por participación de mercado con regresión de persistencia hospitalaria con MLP.	35
4.6. Estimación de efectos fijos por isapre con regresión de persistencia en aseguradoras con MLP.	35

4.7. Resultados regresiones de persistencia en aseguradoras con MLP.	36
4.8. Resultados regresiones de persistencia hospitalaria con Modelo Logit.	37
4.9. Resultados regresiones de persistencia en aseguradoras con Modelo Logit. . .	39

Capítulo 1

Introducción

1.1. Motivación

El mercado de la salud es un mercado fundamental para el bienestar social, Ringel *et al.* (2002) concluyen empíricamente que la demanda por servicios de salud en Estados Unidos es prácticamente inelástica al precio, lo cual reafirma el papel indispensable que juega y por ende, la necesidad de regulaciones básicas y de un sector público sólido.

Es un mercado que por su propia naturaleza, presenta una gran cantidad de imperfecciones, Stiglitz (1999) reconoce que el sector de la salud es muy diferente a cualquier otro sector de la economía, esto debido especialmente a la naturaleza de los riesgos a los que se enfrentan los pacientes por la presencia de fallos de información, particularmente a la asimetría de información existente entre pacientes y prestadores/aseguradoras.

Kolstad & Chernew (2009) encuentran evidencia de que los pacientes no toman óptimas decisiones con respecto a la calidad de los planes de salud y sus proveedores, lo cual se puede explicar por el estudio de Handel & Kolstad (2015), quienes concluyen empíricamente que los clientes tienen una vaga noción de cómo operan los seguros de salud y no tienen conocimiento del deducible correspondiente. Por otro lado, Zweifel & Manning (2000) incluyen dentro de las imperfecciones la del riesgo moral a la que incurren los pacientes con seguros de salud.

En particular, Arrow (1963) realiza un análisis teórico del grado de competitividad en el mercado de la salud en Estados Unidos utilizando la teoría del bienestar social, concluyendo que el mercado se distancia de la competencia perfecta, argumentando que dada la incertidumbre sobre la ocurrencia de enfermedades y la eficacia de los tratamientos, el mercado no garantiza una asignación eficiente de los recursos.

Por su parte, la OMS (2014) entregó evidencia empírica que sugiere que la libre competencia no ofrece los mejores resultados en cuanto a eficiencia y bienestar, contrastando los gastos en salud como porcentaje del PIB con respecto a los niveles de indicadores de salud, como esperanza de vida o mortalidad infantil, recalcando el sistema de salud estadounidense, que se aleja astronómicamente en comparación con países de Europa. Si bien el modelo eco-

nómico no es lo único en que difieren, queda clara la necesidad de políticas intervencionistas. Es por esto último que, dadas las deficiencias del mercado, percibidas en los altos gastos en salud, la cobertura limitada del sistema actual y los bajos niveles en los indicadores, se originó en Estados Unidos una reforma al sistema de salud, comúnmente denominada “*Obamacare*”.

Considerando todo lo anterior, queda claro que el mercado de la salud es un mercado imperfecto en muchas dimensiones y que los agentes por parte de la demanda toman decisiones potencialmente subóptimas, lo cual afecta la eficiencia del sector.

Contextualizado al modelo económico chileno, el cual se basa en la “libre elección” de los consumidores como fundamento de la competitividad de los mercados, y considerando la complejidad de la oferta del mercado en cuestión, la cual exige a los pacientes enfrentarse a 3 grandes niveles de decisión: El profesional (médico), el prestador (hospital o clínica) y la aseguradora (Isapre o Fonasa), es válido preguntarse por el nivel de competitividad existente actualmente en el mercado de la salud en Chile, específicamente, por el grado de sustitución que se está ejerciendo por parte de la demanda, ya que si la población chilena muestra un grado de persistencia muy alto hacia sus respectivos prestadores o aseguradoras, se estaría vulnerando el sostén del modelo económico que actualmente rige en nuestro país.

1.2. Objetivos

El objetivo de este trabajo es realizar un estudio descriptivo de la persistencia por parte de los pacientes hacia los agentes de la oferta del mercado de la salud en Chile, entendiendo por persistencia el acto por parte de los pacientes de atenderse nuevamente al mismo prestador de salud o mantener la afiliación con la misma aseguradora, lo cual nos dará una noción del nivel de sustitución hospitalaria y de aseguradoras efectuada por parte de los pacientes, acto imprescindible por parte de la demanda para asegurar la competitividad dentro del mercado de la salud.

Es importante señalar las implicancias de este comportamiento, ya que una baja persistencia implicaría pacientes que optimizan activamente resultando un mercado más competitivo, y por otro lado, una alta persistencia es menos clara, pudiendo ser explicada por un comportamiento de lealtad (en el cual los pacientes persisten por satisfacción, producto de una optimización activa) o por un comportamiento de inercia (en el cual los pacientes persisten por pasividad, producto de una nula optimización o por un factor externo, como por ejemplo una preexistencia).

Además, hay que tener en cuenta que la decisión de atenderse en cierto prestador y de afiliarse a cierta aseguradora no es independiente, y es importante esclarecer la jerarquía existente entre ambas decisiones. En nuestro caso, no poseemos el *timing* de las decisiones de cada paciente y por ende, este problema no puede ser abordado con un modelo nested.

También se estudiará la existencia de heterogeneidad con respecto a las características de los beneficiarios (género, grupos etarios, ingreso, etc). Cabe mencionar que dentro de las características de la oferta no poseemos el precio del servicio, por lo tanto en éste estudio no

capturaremos la sensibilidad al precio de la demanda.

Por otro lado, se caracterizará este hecho a través de atributos tanto de los pacientes, de los prestadores y las aseguradoras, y se identificará qué actor incide con mayor impacto. Además se identificarán las características que impactan con mayor intensidad en esta decisión por cada actor en el mercado, respondiendo preguntas tales como: ¿Los pacientes muestran mayor persistencia a los prestadores del sistema público o privado?, ¿Son más persistentes en los prestadores verticalmente integrados?, ¿Son más persistentes los cotizantes o las cargas?, etc.

Con este trabajo se espera generar una mejor panorámica de lo que actualmente sucede en nuestro país, como un estudio exploratorio para futuras investigaciones en pro de identificar la optimalidad de las decisiones por parte de los pacientes, evaluar el nivel de competencia existente entre los actores de la oferta y saber cómo fomentarla para obtener un mayor bienestar entre los consumidores, aún más en un contexto de reforma, la cual está siendo trabajada desde abril del 2014 y actualmente se encuentra en una fase pre-legislativa.

1.3. Metodología

Para llevar a cabo este estudio se utilizaron los archivos maestros de la Superintendencia de Salud (SdS) desde el año 2007 hasta el 2014, específicamente el archivo de Egresos hospitalarios, el cual contiene la información de las admisiones hospitalarias de los beneficiarios del sistema de isapres¹ bonificadas por estas y el archivo Cotizantes, el cual contiene información relacionada con las afiliaciones que poseen los beneficiarios del sistema privado de salud en Chile.

De estas bases de datos se extrajeron las estadísticas descriptivas más relevantes con respecto a la participación de los diferentes actores en el mercado y a la persistencia por parte de la demanda, presentando también la interacción con las características de los pacientes con el fin de evaluar la existencia de heterogeneidad.

También se construyeron las matrices de Markov² asociadas a la transición de prestadores, a la transición de aseguradoras y a la sustitución de aseguradoras, con el fin de obtener las probabilidades de reincidencia³ y de sustitución dentro de ambos sectores del mercado.

Finalmente, para identificar qué sector del mercado es el que mejor explica la persistencia de la demanda y qué características de los actores del mercado son los que influyen con mayor magnitud se realizó un ajuste del modelo lineal de probabilidad con efectos fijos por beneficiario y del modelo logit con efectos fijos condicionales con datos de panel.

¹Durante todo el documento se utilizará la sigla ISAPRE como un acrónimo incorporado a la lengua como nombre común, es decir, se escribirá en minúscula y se formará el plural de modo regular.

²Cada elemento x_{ij} de la matriz de Markov representa la probabilidad (en el caso de los prestadores, por ejemplo) de que un paciente arbitrario se atienda en el hospital j dado que la vez anterior se atendió en el hospital i .

³Se utilizará como sinónimo de persistencia en el documento.

Capítulo 2

Literatura

Este trabajo se inserta en la literatura como un estudio pionero con respecto a los prestadores, ya que existe una vaga investigación al respecto dada la dificultad de trabajar con agentes tan numerosos y específicos. Sapelli & Vial (1998) realiza un estudio sobre la utilización de prestaciones de salud en Chile con respecto a los ingresos de los beneficiarios, concluyendo que no existe una diferencia significativa entre los quintiles de ingreso. Es más, construye un índice de desigualdad, el cual se asemeja al índice promedio en los sistemas europeos.

Con respecto a las aseguradoras, Duarte (2011) realiza un análisis de los determinantes en los cambios de plan de los beneficiarios con el sistema mixto de salud en Chile, concluyendo que el sistema público juega un rol fundamental en la protección de los beneficiarios frente a shocks inesperados. Concluye que la pérdida del empleo es un determinante fundamental en los cambios del sistema privado al público y que la prima, el ingreso, la edad, la educación y la frecuencia de visitas son factores importantes en la decisión de cambiar el plan de salud.

Sapelli & Torche (1998) realizan un análisis de los determinantes en la elección de un seguro público o privado en Chile, concluyendo que las variables más importantes son el ingreso, edad, sector de residencia y el estado de salud, donde el ingreso y el hecho de vivir en zonas urbanas aumentan la probabilidad de adscripción a alguna isapre, en tanto que la edad y el estado de salud juegan un rol contrario.

Gaynor *et al.* (2012) estudian el impacto de la reforma del sistema de salud en Inglaterra, la cual promueve la libertad de elección de los pacientes, aumentando la información y otorgando opciones alternativas al momento de consultar por un médico o algún prestador, concluyendo que la mayor capacidad de elección por parte de los pacientes causó un aumento en la elasticidad de la demanda por prestadores de salud, los pacientes se volvieron más sensibles a la calidad de las prestaciones otorgando incentivos a los prestadores para mejorar su atención.

Como dijimos anteriormente, con respecto a los prestadores este es un estudio exploratorio, por lo tanto no podemos inferir potenciales resultados en función de otros autores. En

cambio, con respecto a las aseguradoras, de Duarte (2011) y Sapelli & Torche (1998) sabemos que el ingreso, la edad y el estado de salud son variables determinantes en la sustitución de planes de salud y en el cambio del sistema público al privado y viceversa, y por lo tanto, se espera que también lo sean en la sustitución de isapres.

Por otro lado, lo que aún no sabemos y se espera responder con este estudio es si el género, el tipo de trabajador, la región y el número de cargas que posea el cotizante son variables determinantes en la sustitución de isapres.

Capítulo 3

Data

3.1. Fuentes

Para realizar este estudio se utilizaron 2 bases de datos, facilitadas por la SdS. Los datos corresponden a la recopilación que realiza la SdS, la cual exige a las Instituciones de Salud Previsional (isapres), a través del DFL N°1 de 2005, la entrega de información relativa a cada archivo maestro. Las fuentes corresponden a los archivos maestros de Egresos Hospitalarios y Cotizantes.

El archivo maestro Egresos Hospitalarios contiene información detallada y mensual relativa a “las altas médicas por las cuales, un beneficiario estuvo hospitalizado por alguna enfermedad y/o condición de salud principal y/o secundaria” y “aquellos egresos hospitalarios que incluye a los pacientes fallecidos durante la hospitalización”¹, es decir, el archivo maestro contiene datos de panel de los egresos hospitalarios de cada beneficiario del sistema privado de salud.

Específicamente, el archivo maestro contiene entre otros campos: Código de la isapre, código del beneficiario, sexo y edad del beneficiario, tipo de beneficiario (cotizante o carga), código del prestador de salud, tipo de prestador (perteneciente al sistema público o privado de salud), código de diagnóstico principal, fecha de ingreso y de egreso.

Por otro lado, el archivo maestro Cotizantes contiene información detallada y mensual relativa a la cartera de cotizantes de cada isapre. Específicamente, el archivo maestro contiene entre otros campos: Código de la isapre, código del cotizante, sexo y edad del cotizante, tipo de trabajador (independiente, dependiente, etc), comuna y región, renta imponible y el número de cargas que posee.

Cabe destacar que las bases del convenio entre la SdS y el Centro de Modelamiento Matemático (CMM) para la compartición de los archivos maestros, establecen que por motivos de seguridad y confidencialidad de la información, los identificadores de beneficiarios, prestadores e isapres deben estar encriptados, es por esto que el archivo maestro contiene solo

¹Compendio de normas administrativas en materia de información, SdS.

sus códigos.

Por parte de la SdS se otorgó la identificación de algunos prestadores de salud junto a la integración, que nos indica si el prestador está verticalmente integrado y a qué aseguradora, la identificación de todas las isapres junto al tipo de aseguradora (abierta o cerrada) y la identificación de los diagnósticos principales de cada egreso hospitalario.

3.2. Modificaciones y variables

Con respecto al archivo maestro Egresos Hospitalarios, se eliminaron todos los egresos hospitalarios duplicados en función del beneficiario y la fecha de ingreso y egreso, los cuales en general estaban duplicados por tener diferentes prestadores (asumo que de laboratorios o por el prestador desde el cual fueron derivados), conservando los egresos hospitalarios desde los prestadores identificados con el fin de poder unificar cada ingreso hospitalario.

Además, fueron excluidos los pacientes *outliers*, los cuales fueron hospitalizados más de una vez al mes en promedio durante los 8 años, con el fin de obtener una mayor validez de la muestra y también los pacientes que hayan sido hospitalizado solo una vez durante los 8 años, ya que estos últimos son irrelevantes para el estudio.

Con respecto al archivo maestro Cotizantes, dada la alta persistencia por parte de los beneficiarios en sus respectivas isapres, se redujo la variable temporal a solo años, es decir, se consideraron solo las primeras observaciones anuales, por lo tanto, si el beneficiario mantuvo la afiliación con la misma isapre, se registran las variables para enero de aquel año y en su defecto, si cambió de aseguradora, se registran las variables para ese mes en cuestión.

Nuestra variable dependiente h_{it} , en el archivo Egresos Hospitalarios, es una dummy, la cual da cuenta de la persistencia hospitalaria de cada beneficiario y viene dada por:

$$h_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } k_{it} = k_{it-1} \\ 0 & \text{si } k_{it} \neq k_{it-1} \end{cases}$$

Donde k_{it} indica el prestador donde el paciente i se atendió en el tiempo t .

Similarmente, nuestra variable dependiente a_{it} , en el archivo Cotizantes, es una dummy, la cual da cuenta la persistencia de cada beneficiario con su respectiva aseguradora y viene dada por:

$$a_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } w_{it} = w_{it-1} \\ 0 & \text{si } w_{it} \neq w_{it-1} \end{cases}$$

Donde w_{it} indica la isapre donde el paciente i estuvo afiliado en el año t .

Por otro lado, en vez de trabajar con la variable Edad, se creó la variable Rango de Edad en

ambos archivos, agrupando a las personas por grupo etario, con el fin de otorgar mayor libertad explicativa a esta variable. Específicamente, se construyeron 6 grupos etarios detallados en la tabla 3.1:

Grupo etario	Rango	Data
1	0 a 14 años	7,61 %
2	15 a 29 años	36,46 %
3	30 a 44 años	33,72 %
4	45 a 59 años	16,84 %
5	60 a 74 años	4,44 %
6	75 años o más	0,92 %

Tabla 3.1: Construcción variable rango de edad.

En la tabla anterior también se presentan los porcentajes en cada rango de edad de las personas incluidas en este estudio².

Dada la dificultad computacional de controlar por más de 9.200 diagnósticos diferentes conducentes a hospitalización, se construyó una variable más pequeña con los 200 diagnósticos más frecuentes.

Además, en el archivo de Egresos Hospitalarios se creó una variable que da cuenta del número de días previos a la última hospitalización y otra que da cuenta del número de hospitalizaciones previas a la hospitalización actual, con el fin de controlar por hospitalizaciones que corresponden al mismo evento médico.

También se construyó una variable *dummy*, denominada triage, que da cuenta de si el evento médico tuvo un carácter de emergencia (infartos, politraumatismos, fracturas graves, peritonitis, etc) o un carácter programado (partos, dolores localizados, cirugías varias, etc) con el fin de analizar la persistencia hospitalaria con respecto a las diferentes circunstancias.

En el archivo de cotizantes, en vez de trabajar con la variable Renta Imponible, se construyó la variable Rango de Renta Imponible. Específicamente, se construyeron 8 grupos detallados en la tabla 3.2:

²Dado que tenemos datos de panel, se consideró la edad del primer año en que aparece cada persona, sea en una afiliación o algún egreso hospitalario.

Grupo	Rango	Data
1	\$0 a \$249.999	28,71 %
2	\$250.000 a \$499.999	21,06 %
3	\$500.000 a \$749.999	17,49 %
4	\$750.000 a \$999.999	11,12 %
5	\$1.000.000 a \$1.249.999	16,6 %
6	\$1.250.000 a \$1.499.999	2,84 %
7	\$1.500.000 a \$1.749.999	1,64 %
8	\$1.750.000 o más	0,56 %

Tabla 3.2: Construcción variable rango de renta imponible.

Por último, a partir de los datos de panel se pudo deducir un historial médico por paciente, lo que permitió la construcción de variables que dan cuenta de la presencia de comorbilidades, o de la severidad de cada paciente previa al ingreso hospitalario. La variable utilizada en este estudio es el índice de Charlson, el cual pondera (con valores del 1 al 6) según la presencia de 17 comorbilidades predefinidas (ver tabla 4.3 para obtener más detalles de las comorbilidades y ponderaciones respectivas) la cual perdura en el tiempo. El algoritmo del índice utilizado está basado en el artículo de Quan *et al.* (2005).

3.3. Estadísticas descriptivas

3.3.1. Archivo maestro Egresos Hospitalarios

La muestra consta de 988.700 beneficiarios del sistema privado de salud, 556.504 mujeres (56,29 %) y 432.196 hombres (43,71 %), los cuales registran 1.591.110 hospitalizaciones desde el año 2007 hasta el 2014.

En la tabla 3.3 podemos observar que la media de h_{it} es $\bar{h} = 0,6408$, en promedio, los pacientes optan consecutivamente por el mismo prestador 2 veces más. En términos económicos, podríamos inferir que los modelos no-lineales se concentrarán en el centro y no tenderán a acumularse en los extremos, por lo que el modelo lineal podría ser una buena aproximación.

h_{it}	Freq.	Percent
0	216.389	35,92 %
1	386.021	64,08 %
Total	602.410	100 %

Tabla 3.3: Variable persistencia hospitalaria.

En la tabla 3.4 podemos ver la distribución de las hospitalizaciones por género, la población³ y la probabilidad de hospitalización.

	Freq.	Percent	Población	Prob.
Femenino	895.540	56,28 %	11.042.879	8,11 %
Masculino	695.570	43,72 %	12.618.168	5,51 %
Total	1.591.110	23.661.047	6,72 %	

Tabla 3.4: Variable sexo beneficiario.

Y en la tabla 3.5 podemos ver la distribución de las hospitalizaciones por grupo etario, la población⁴ y la probabilidad de hospitalización.

	Freq.	Percent	Población	Prob.
[0, 15)	307.787	19,34 %	5.275.135	5,83 %
[15, 30)	281.287	17,68 %	6.100.167	4,61 %
[30, 45)	448.258	28,17 %	6.323.514	7,09 %
[45, 60)	307.674	19,34 %	4.220.024	7,29 %
[60, 75)	178.767	11,24 %	1.437.514	12,44 %
[75, ∞)	67.337	4,23 %	304.692	22,10 %
Total	1.591.110	100 %	23.661.046	6,72 %

Tabla 3.5: Variable rango de edad beneficiario.

En la tabla 3.6 podemos observar que los hombres tienden a persistir levemente más que las mujeres, pero no existe heterogeneidad considerable por género en la persistencia hospitalaria.

h_{it}	Femenino	Masculino
0	37,28 %	34,16 %
1	62,72 %	65,84 %
Total	339.036	263.374

Tabla 3.6: Variable persistencia v/s sexo del beneficiario.

Por otro lado, en la tabla 3.7 podemos observar que existe una heterogeneidad con respecto a los grupos etarios, es más, podemos ver que existe una convexidad en la persistencia hospitalaria con respecto a los grupos etarios.

³Corresponde a la suma de beneficiarios en diciembre de cada año por sexo, SdS.

⁴Corresponde a la suma de beneficiarios en diciembre de cada año en el rango de edad, SdS.

h_{it}	Edad[0, 15)	Edad[15, 30)	Edad[30, 45)	Edad[45, 60)	Edad[60, 75)	Edad[75, ∞)
0	35,51 %	38,66 %	39,08 %	35,36 %	32,06 %	31,13 %
1	64,49 %	61,34 %	60,92 %	64,64 %	67,94 %	68,87 %
Total	79.162	75.728	163.274	136.137	103.166	44.943

Tabla 3.7: Variable persistencia v/s rango de edad beneficiario.

También, en la tabla 3.8 se puede apreciar que los eventos médicos con un carácter de emergencia, vienen acompañados con una mayor sustitución hospitalaria.

	Programado	Emergencia
0	35,81 %	40,15 %
1	64,19 %	59,85 %
Total	301.415	47.267

Tabla 3.8: Variable persistencia v/s variable triage.

Además, se construyó la matriz de transición de Markov, la cual nos indica la probabilidad p_{ab} de que un paciente arbitrario asista en el período t al prestador b , condicional a que en el período $t - 1$ se atendió en el prestador a . De su diagonal se pudo extraer la probabilidad p_{xx} de dos visitas consecutivas en el prestador x , es decir, es la probabilidad de que un paciente arbitrario comience a presentar un comportamiento de persistencia hacia el prestador x .

Se expone en la tabla 3.9 el ranking TOP 20 de los prestadores con mayor participación de mercado, con su respectiva probabilidad p de reinserción⁵ mencionada anteriormente y de estar verticalmente integrada, a la integración que pertenecen⁶.

⁵Reinserción será utilizado como sinónimo de 2 visitas consecutivas.

⁶Integraciones extraídas de Galetovic & Sanhueza (2013).

Prestador	Freq.	Percent	p	Integración
Clínica Santa María	144.278	9,07 %	0,74537	Banmédica
Clínica Alemana de Santiago	136.957	8,61 %	0,78023	No integrada
Clínica Dávila	135.868	8,54 %	0,73465	Banmédica
Clínica Las Condes	86.619	5,44 %	0,75452	No integrada
Clínica Indisa	77.282	4,86 %	0,60135	No integrada
Hospital Clínico Universidad de Chile	76.993	4,84 %	0,69308	No integrada
Hospital Clínico Universidad Católica	58.728	3,69 %	0,65947	No integrada
Hospital Clínico Fusat	50.299	3,16 %	0,93243	Fusat
Clínica Tabancura	41.986	2,64 %	0,48835	Consalud
Clínica Avansalud	32.925	2,07 %	0,44261	Consalud
Clínica Reñaca	31.074	1,95 %	0,5905	Cruz Blanca
Clínica Vespucio	29.829	1,87 %	0,51197	Banmédica
Clínica Sanatorio Alemán	27.183	1,71 %	0,45792	No integrada
Clínica Alemana de Temuco	26.985	1,70 %	0,72152	No integrada
Clínica UC San Carlos de Apoquindo	22.448	1,41 %	0,52402	Colmena
Clínica hospital del Profesor	21.454	1,35 %	0,44709	No integrada
Clínica Ciudad del Mar	21.365	1,34 %	0,50061	Banmédica
Clínica Bicentenario	19.686	1,24 %	0,65273	Consalud
Clínica Antofagasta	18.774	1,18 %	0,60536	Cruz Blanca
Clínica Las Lilas	18.495	1,16 %	0,50314	Másvida

Tabla 3.9: Variable prestador de salud.

Podemos observar que la probabilidad de dos visitas consecutivas posee una media de $\bar{p} = 0,61735$, lo cual está por debajo, a mi juicio, de la creencia colectiva.

Finalmente, en la tabla 3.10 se destacan detalles de las probabilidades con respecto a la ubicación e integración de los prestadores de salud (utilizando los prestadores de la tabla 3.9), donde podemos observar contra-intuitivamente que los prestadores verticalmente integrados poseen una probabilidad de reinserción media menor a los que no lo están y también poseen una mayor dispersión. Por otro lado, los prestadores de la región metropolitana poseen una probabilidad de reinserción menor que los prestadores de región, donde estos últimos poseen una mayor dispersión.

	Integrados	No integrados	R.M	Región
Promedio	0,60265	0,63940	0,60990	0,63472
Desv. Estándar	0,14226	0,12788	0,12177	0,17218

Tabla 3.10: Estadísticas de probabilidades de reinserción hospitalaria.

Cabe destacar que al realizar la prueba de hipótesis para la diferencia de medias con varianzas desconocidas pero iguales⁷ se concluyó que la diferencia entre las medias no es significativa,

⁷Ya que al realizar la prueba de hipótesis para el cociente de las varianzas no se rechazó la hipótesis nula.

con un nivel de significancia del 5% para ambos casos, por integración y por región.

3.3.2. Archivo maestro Cotizantes

La muestra consta de 2.551.836 beneficiarios del sistema privado de salud, 881.810 mujeres (34,56 %) y 1.670.026 hombres (65,44 %), los cuales registran 12.852.190 afiliaciones desde el año 2007 hasta el 2014.

En la tabla 3.11 podemos observar la persistencia que existe en el mercado de las isapres por parte de sus beneficiarios, la cual posee una media de $\bar{a} = 0,9237$.

a_{it}	Freq.	Percent
0	785.468	7,63 %
1	9.514.879	92,37 %
Total	10.300.347	100 %

Tabla 3.11: Variable persistencia a aseguradoras.

En la tabla 3.12 podemos observar la participación por género en el sistema privado de salud, donde la participación masculina es mayor, casi duplicando la participación femenina.

	Freq.	Percent
Femenino	4.505.112	35,05 %
Masculino	8.347.078	64,95 %
Total	12.852.190	100 %

Tabla 3.12: Variable sexo cotizante.

En la tabla 3.13 se muestra la distribución por rango de edad en la participación en el sistema privado de salud. Podemos observar que existe una concavidad en los rangos de edad con respecto a la participación en las isapres.

	Freq.	Percent
[15, 30)	2.862.575	22,27 %
[30, 45)	5.493.250	42,74 %
[45, 60)	3.250.654	25,29 %
[60, 75)	1.028.494	8 %
[75, ∞)	217.217	1,69 %
Total	12.852.190	100 %

Tabla 3.13: Variable rango de edad cotizante.

En la tabla 3.14 podemos observar que la persistencia en las aseguradoras es prácticamente homogénea con respecto al género de los cotizantes.

a_{it}	Femenino	Masculino
0	6,57 %	8,2 %
1	93,43 %	91,8 %
Total	3.623.297	6.667.050

Tabla 3.14: Variable persistencia v/s sexo cotizante.

No así con respecto al rango de edad de los cotizantes, donde existe una notable heterogeneidad en la persistencia. De la tabla 3.15 podemos inferir que la persistencia aumenta significativamente a medida que los cotizantes envejecen.

	Edad[15, 30)	Edad[30, 45)	Edad[45, 60)	Edad[60, 75)	Edad[75, ∞)
0	11,15 %	9,53 %	4,97 %	0,7 %	0 %
1	88,85 %	90,47 %	95,03 %	99,3 %	100 %
Total	1.869.813	4.536.626	2.787.494	911.812	194.602

Tabla 3.15: Variable persistencia v/s rango edad cotizante.

En la tabla 3.16, la cual muestra la frecuencia de la persistencia en las isapres con respecto a los tipos de trabajadores⁸, podemos ver que existe heterogeneidad. Los trabajadores independientes y pensionados casi no cambian de isapre.

	Dependiente	Independiente	Pensionado	Voluntario
0	8,28 %	3,42 %	0,66 %	7,85 %
1	91,72 %	96,58 %	99,34 %	92,15 %
Total	8.754.628	344.459	640.831	558.243

Tabla 3.16: Variable persistencia v/s tipo de trabajador.

Por otro lado, en la tabla 3.17 podemos observar que no existe una heterogeneidad considerable en los grupos por región de cada cotizante.

⁸Los voluntarios son personas naturales que no ejercen una actividad remunerada y cotizan voluntariamente.

	I	II	III	IV	V	VI	VII
0	8,78 %	7,10 %	6,14 %	6,05 %	7,71 %	5,65 %	6,98 %
1	91,22 %	92,90 %	93,86 %	93,95 %	92,29 %	94,35 %	93,02 %
Total	209.380	508.755	132.097	192.150	730.529	383.184	262.124
VIII	IX	X	XI	XII	RM	XIV	XV
7,01 %	8,92 %	9,50 %	6,65 %	9,05 %	7,72 %	6,84 %	8,98 %
92,99 %	91,08 %	90,50 %	93,35 %	90,95 %	92,28 %	93,16 %	91,02 %
716.488	297.759	382.484	37.128	111.037	6.128.077	126.192	82.773

Tabla 3.17: Variable persistencia v/s región del cotizante.

No así por grupos de ingreso, donde podemos ver en la tabla 3.18 que la persistencia posee una tendencia casi lineal, donde los grupos de menores ingresos ejercen una mayor sustitución de aseguradoras. Recuerde que los grupos de ingreso puede verificarlos en la tabla 3.2.

	1	2	3	4	5	6	7	8
0	10,10 %	8,52 %	8,56 %	7,92 %	7,08 %	5,84 %	5,23 %	3,06 %
1	89,90 %	91,48 %	91,44 %	92,08 %	92,92 %	94,16 %	94,77 %	96,94 %
Total	1.861.333	1.242.366	1.557.903	1.301.275	1.246.993	1.704.322	1.142.387	243.768

Tabla 3.18: Variable persistencia v/s rango de renta del cotizante.

Con respecto al índice de Charlson, en la tabla 3.19 se muestra la distribución que este posee con respecto a los diferentes grupos etarios.

Edad	Mean	Std. Dev.	Min	Max
[15, 30)	0,0052	0,1164	0	10
[30, 45)	0,0143	0,1941	0	14
[45, 60)	0,0431	0,3309	0	14
[60, 75)	0,1314	0,5836	0	12
[75, ∞)	0,2537	0,7783	0	13
Total	0,0330	0,2937	0	14

Tabla 3.19: Distribución del índice de Charlson con respecto a la edad del cotizante.

Y en la tabla 3.20 se presenta la diferencia existente en la persistencia en aseguradoras entre los distintos grupos etarios con respecto al índice de Charlson producto de una inercia obligada por preexistencias del cotizante.

Índice de Charlson = 0					
	Edad[15, 30)	Edad[30, 45)	Edad[45, 60)	Edad[60, 75)	Edad[75, ∞)
0	11,17 %	9,58 %	5,07 %	0,74 %	0 %
1	88,83 %	90,42 %	94,93 %	99,26 %	100 %
Total	1.863.249	4.497.231	2.713.827	843.287	165.302

Índice de Charlson >0					
	Edad[15, 30)	Edad[30, 45)	Edad[45, 60)	Edad[60, 75)	Edad[75, ∞)
0	5,30 %	3,18 %	1,34 %	0,16 %	0 %
1	94,70 %	96,82 %	98,66 %	99,84 %	100 %
Total	6.564	39.395	73.667	68.525	29.300

Tabla 3.20: Diferencia en la persistencia entre los distintos grupos etarios con respecto al índice de Charlson.

En la tabla 3.21 se muestra la distribución que posee el índice de Charlson con respecto a los diferentes grupos económicos. Se puede observar la diferencia existente en el último tramo, lo cual es bastante interesante, ya que puede ser explicado por la incapacidad de pago de los beneficiarios de tramos inferiores al momento de enfermedades graves, sin más opción que el de cambiarse al sistema público de salud.

Renta	Mean	Std. Dev.	Min	Max
[\$0, \$250,000)	0,0323	0,2959	0	14
[\$250,000, \$500,000)	0,0302	0,2920	0	12
[\$500,000, \$750,000)	0,0318	0,2918	0	12
[\$750,000, \$1,000,000)	0,0326	0,2910	0	14
[\$1,000,000, \$1,250,000)	0,0277	0,2654	0	14
[\$1,250,000, \$1,500,000)	0,0323	0,2816	0	11
[\$1,500,000, \$1,750,000)	0,0380	0,2982	0	11
[\$1,750,000, ∞)	0,0847	0,4826	0	11
Total	0,0330	0,2937	0	14

Tabla 3.21: Distribución del índice de Charlson con respecto a la renta del cotizante.

Y en la tabla 3.22 se presenta la diferencia existente en la persistencia en aseguradoras entre los distintos grupos económicos con respecto al índice de Charlson producto de una inercia obligada por preexistencias del cotizante. Se puede observar que técnicamente la persistencia es idéntica en el grupo con preexistencias, no discrimina por grupos económicos y es básicamente nula la sustitución.

Índice de Charlson = 0								
	1	2	3	4	5	6	7	8
0	10,29 %	8,68 %	8,72 %	8,06 %	7,19 %	5,93 %	5,33 %	3,19 %
1	89,71 %	91,32 %	91,28 %	91,94 %	92,81 %	94,07 %	94,67 %	96,81 %
Total	1.819.870	1.216.117	1.526.027	1.274.796	1.224.110	1.672.494	1.116.951	232.531

Índice de Charlson >0								
	1	2	3	4	5	6	7	8
0	1,87 %	1,06 %	1,19 %	1,15 %	1,29 %	1,10 %	1,11 %	0,36 %
1	98,13 %	98,94 %	98,81 %	98,85 %	98,71 %	98,90 %	98,89 %	99,64 %
Total	41.463	26.249	31.876	26.479	22.883	31.828	25.436	11.237

Tabla 3.22: Diferencia en la persistencia entre los distintos grupos económicos con respecto al índice de Charlson.

En la tabla 3.23 se muestra la participación en el mercado por año y total de las aseguradoras. Podemos ver que las isapres Consalud, Banmédica, Cruz Blanca, Colmena y Masvida controlan más del 90 % del mercado.

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	Total
Banmédica S.A.	24,77 %	21,89 %	21,49 %	21,57 %	21,01 %	20,50 %	20,44 %	20,03 %	21,35 %
Chuquicamata Ltda.	0,82 %	0,81 %	0,80 %	0,82 %	0,80 %	0,71 %	0,65 %	0,62 %	0,75 %
Colmena Golden Cross S.A.	14,54 %	14,83 %	15,58 %	16,12 %	15,97 %	15,63 %	15,36 %	15,64 %	15,47 %
Consalud S.A.	22,77 %	23,16 %	22,19 %	21,44 %	21,67 %	21,91 %	21,37 %	20,40 %	21,79 %
Cruz Blanca S.A.	19,52 %	20,46 %	20,06 %	19,52 %	19,77 %	20,32 %	20,80 %	20,96 %	20,22 %
Cruz del Norte Ltda.	0,10 %	0,09 %	0,09 %	0,08 %	0,08 %	0,07 %	0,07 %	0,06 %	0,08 %
Fundación Ltda.	0,94 %	0,94 %	0,94 %	0,97 %	0,97 %	0,89 %	0,85 %	0,81 %	0,91 %
Fusat Ltda.	1,13 %	0,98 %	0,91 %	0,89 %	0,85 %	0,74 %	0,68 %	0,63 %	0,84 %
Masvida S.A.	9,03 %	10,90 %	12,02 %	12,72 %	13,31 %	13,73 %	14,51 %	15,76 %	12,94 %
Óptima S.A.	0,91 %	0,71 %	0,82 %	0,82 %	0,67 %	0,82 %	0,82 %	0,92 %	0,82 %
Río Blanco Ltda.	0,13 %	0,14 %	0,14 %	0,15 %	0,14 %	0,13 %	0,11 %	0,11 %	0,13 %
San Lorenzo Ltda.	0,14 %	0,11 %	0,11 %	0,10 %	0,10 %	0,08 %	0,07 %	0,06 %	0,09 %
Vida Tres S.A.	5,20 %	4,97 %	4,84 %	4,79 %	4,68 %	4,46 %	4,25 %	4,00 %	4,61 %
Total	1.423.248	1.465.738	1.469.548	1.510.692	1.545.295	1.662.583	1.839.006	1.936.080	12.852.190

Tabla 3.23: Variable aseguradora por año.

Además, se construyó la matriz de sustitución de aseguradoras, la cual nos indica la probabilidad p_{xy} de que un beneficiario arbitrario se cambie a la isapre y en algún período $t > t^*$ condicional a que en los períodos entre t^* y $t - 1$ estuvo afiliado en la isapre x . La matriz puede observarse en detalle en la tabla 3.24.

Banmédica S.A.	0	0,12	16,49	27,74	31,48	0,01	0,27	0,06	18,86	2,11	0,04	0,01	2,81
Chuquicamata Ltda.	24,96	0	11,45	9,63	21,38	0,1	0,2	0,79	20,88	0	1,67	0,05	8,89
Colmena Golden Cross S.A.	22,14	0,16	0	14,6	28,82	0	0,44	0,07	25,06	0,23	0,05	0,03	8,4
Consalud S.A.	29,14	0,11	12,48	0	31,55	0,01	0,17	0,06	20,13	3,11	0,04	0	3,2
Cruz Blanca S.A.	28,91	0,12	17,68	23,43	0	0,02	0,26	0,08	22,06	0,99	0,03	0	6,42
Cruz del Norte Ltda.	11,86	0,79	11,46	15,42	51,38	0	0	0	8,7	0	0,4	0	0
Fundación Ltda.	18,32	0,11	22,07	11,72	21,62	0	0	0,23	21,16	0,11	0	0	4,66
Fusat Ltda.	13,8	0,5	15,35	14,06	12,54	0	0,1	0	41,43	0,03	0,3	0,03	1,85
Masvida S.A.	22,99	0,41	21,93	21,73	26,4	0,01	0,28	0,3	0	0,19	0,05	0	5,71
Óptima S.A.	25,28	0	5,23	37,02	20,9	0	0,09	0,01	9,6	0	0	0	1,88
Río Blanco Ltda.	47,04	3,49	12,9	4,84	13,98	0	0,27	1,61	7,8	0	0	0	8,06
San Lorenzo Ltda.	7,69	19,89	5,57	3,71	4,51	0	0	18,04	3,18	0	33,95	0	3,45
Vida Tres S.A.	16,81	0,03	20,21	12,05	26,92	0	0,32	0,02	23,36	0,26	0,02	0	0
Total	20	0,16	14,07	17,41	22,77	0,01	0,27	0,1	19,05	1,45	0,06	0,01	4,65

Tabla 3.24: Matriz de sustitución de aseguradoras.

Por ejemplo, de la matriz de sustitución podemos inferir que si un cotizante arbitrario actualmente se encuentra afiliado a la isapre Banmédica, existe una probabilidad del 31,48 % de que al momento de cambiarse, este se cambie a la isapre Cruz Blanca, de hecho, la migración más grande desde la isapre Banmédica es hacia la isapre Cruz Blanca. De la última fila podemos inferir que si un cotizante arbitrario actualmente se encuentra afiliado a una isapre distinta a Banmédica, existe una probabilidad del 20 % de que al momento de cambiarse, este se cambie a la isapre Banmédica.

Podemos observar que la mayor migración de beneficiarios ocurre hacia las isapres Cruz Blanca, Banmédica y Masvida.

Por otro lado, también se construyó la matriz de transición de Markov, la cual nos indica la probabilidad p_{nm} de que un beneficiario arbitrario se afilie a la isapre n en el año t condicional a que en el período $t - 1$ estuvo afiliado a la isapre m . La matriz puede observarse en detalle en la tabla 3.25.

Banmédica S.A.	91,88	0,01	1,34	2,25	2,55	0	0,02	0	1,53	0,17	0	0	0,23
Chuquicamata Ltda.	0,62	97,53	0,28	0,24	0,53	0	0	0,02	0,52	0	0,04	0	0,22
Colmena Golden Cross S.A.	1,52	0,01	93,16	1	1,97	0	0,03	0,01	1,71	0,02	0	0	0,57
Consalud S.A.	2,24	0,01	0,96	92,31	2,43	0	0,01	0	1,55	0,24	0	0	0,25
Cruz Blanca S.A.	2,54	0,01	1,55	2,06	91,22	0	0,02	0,01	1,94	0,09	0	0	0,56
Cruz del Norte Ltda.	0,35	0,02	0,34	0,45	1,51	97,05	0	0	0,26	0	0,01	0	0
Fundación Ltda.	0,16	0	0,2	0,1	0,19	0	99,11	0	0,19	0	0	0	0,04
Fusat Ltda.	0,45	0,02	0,5	0,46	0,41	0	0	96,72	1,36	0	0,01	0	0,06
Masvida S.A.	1,36	0,02	1,29	1,28	1,56	0	0,02	0,02	94,1	0,01	0	0	0,34
Óptima S.A.	4,82	0	1	7,06	3,98	0	0,02	0	1,83	80,93	0	0	0,36
Río Blanco Ltda.	1,23	0,09	0,34	0,13	0,36	0	0,01	0,04	0,2	0	97,39	0	0,21
San Lorenzo Ltda.	0,28	0,73	0,2	0,14	0,17	0	0	0,66	0,12	0	1,25	96,33	0,13
Vida Tres S.A.	1,51	0	1,82	1,09	2,43	0	0,03	0	2,1	0,02	0	0	90,99
Total	21,15	0,79	15,8	21,18	20	0,08	0,97	0,87	13,47	0,72	0,14	0,1	4,73

Tabla 3.25: Matriz de transición de Markov.

Por ejemplo, de la matriz de transición podemos inferir que si un cotizante arbitrario actualmente se encuentra afiliado a la isapre Banmédica, existe una probabilidad del 2,55 % de

que el próximo año, este se cambie a la isapre Cruz Blanca y del 91,88 % de que el próximo año mantenga su afiliación en Banmédica. De la última fila podemos inferir que existe una probabilidad del 21,15 % de que un cotizante arbitrario se encuentre afiliado a la isapre Banmédica.

Capítulo 4

Especificación

En este capítulo se abordará el problema ajustando modelos de regresión lineal y no-lineal de datos de panel. Como dijimos anteriormente, nuestra variable dependiente será la persistencia h_{it} hacia los prestadores y nuestras variables explicativas se dividirán en 4 categorías:

Las características de los beneficiarios, donde al tener características colineales, se dividirán en 2 grupos:

$$X^1 = (\text{sexo}, \text{edad}, \text{sexo} \times \text{edad}, \text{tipo}, \text{diag.}, \text{índice de Charlson}, \text{días previos}, \text{hosp. previas})$$
$$X^2 = (\text{sexo}, \text{edad}, \text{sexo} \times \text{edad}, \text{tipo}, \text{triage}, \text{índice de Charlson}, \text{días previos}, \text{hosp. previas})$$

Las características de los prestadores, donde al tener características colineales, se dividirán en 2 grupos:

$$H^1 = (\text{código prestador}) \text{ y } H^2 = (\text{verticalmente integrado}, \text{tipo prestador}, \text{región prestador})$$

Las características de las aseguradoras, donde al tener características colineales, se dividirán en 2 grupos:

$$A^1 = (\text{código aseguradora}) \text{ y } A^2 = (\text{tipo aseguradora})$$

Y las características temporales:

$$T = (\text{año})$$

En paralelo, para explicar nuestra variable dependiente de persistencia a_{it} hacia las aseguradoras utilizaremos 3 categorías:

Las características de los beneficiarios:

$$Y = (\text{sexo}, \text{edad}, \text{sexo} \times \text{edad}, \text{trabajador}, \text{región}, \text{renta}, \text{índice de Charlson}, \text{n}^\circ \text{ de cargas})$$

Las características de las aseguradoras invariantes en el tiempo:

$$A = (\text{código aseguradora})$$

Y las características temporales:

$$T = (\text{año})$$

Por otro lado, se ha escogido trabajar con el enfoque de “efectos fijos” por 2 razones: La primera, es la necesidad de controlar por características relevantes en el estudio que son invariantes en el tiempo. La segunda, es el test de Hausman (1978), el cual contrasta si las diferencias entre los estimadores del modelo con efectos fijos y del modelo con efectos aleatorios poseen diferencias sistemáticas. Al realizar el test se ha rechazado a cabalidad la hipótesis nula de que no poseen diferencias sistemáticas, lo cual nos indica que es preferible elegir el estimador más consistente que el más eficiente, es decir, el de efectos fijos.

4.1. Modelo lineal de probabilidad (MLP)

4.1.1. Persistencia hospitalaria

En primera instancia, al trabajar con efectos fijos por paciente, no es posible obtener un estimador para la variable “sexo beneficiario” (dado que es una característica que no varía en el tiempo), por lo tanto, se realizó una regresión sin efectos fijos, la cual viene dada por:

$$h_{it} = \beta_0 + X_{it}^1\beta_1 + H_{it}^1\beta_2 + A_{it}^1\beta_3 + T_t\beta_4 + \varepsilon_{it}$$

Los resultados de esta regresión se muestran en la primera columna de la tabla 4.4, donde podemos observar que la variable sexo beneficiario no resulta estadísticamente significativa en la persistencia hospitalaria.

Ahora, utilizando efectos fijos por paciente, la regresión viene dada por:

$$h_{it} = \alpha_i + X_{it}^1\beta_1 + H_{it}^1\beta_2 + A_{it}^1\beta_3 + T_t\beta_4 + \varepsilon_{it}$$

Utilizando efectos fijos por paciente, controlamos por todas las características observables y no-observables de los pacientes que no cambian en el tiempo, por lo tanto, esta última regresión posee un mejor ajuste que la anterior, lo cual puede apreciarse en la diferencia de los R^2 entre ambos modelos. Los resultados se pueden observar en la segunda columna de la tabla 4.4, donde podemos ver que ninguna característica específica de los pacientes es estadísticamente significativa, salvo el índice de Charlson, para el cual a mayor índice, mayor es la sustitución que ejerce el paciente, lo cual puede ser explicado por la búsqueda de prestadores especializados en la enfermedad en cuestión. Con respecto al número de días transcurridos de la última hospitalización, mientras más días hayan transcurrido, mayor es la sustitución hospitalaria, lo cual puede ser explicado por recaídas producto del mismo evento médico.

Cabe destacar que casi todos los diagnósticos dieron significativos al 5% (excepto 5), lo cual indica que la presencia de comorbilidades previas y/o enfermedades específicas contingentes juegan un rol importante en la decisión de persistir en algún prestador.

Por otro lado, en la tabla 4.5 se adjunta la estimación de los efectos fijos del ranking TOP 20 de los prestadores con mayor participación de mercado, a excepción de la Clínica Santa María, la cuál fue utilizada como referencial. Podemos observar que existe heterogeneidad significativa entre los prestadores señalados, es decir, considerando solamente las características observables y no-observables de los prestadores que no cambian en el tiempo (ubicación, sistema de salud, integración, calidad, etc) y manteniendo el resto de las variables constantes, un paciente arbitrario tenderá a persistir más en algunos prestadores que en otros, en otras palabras, existen prestadores que impactan más en la decisión de los pacientes a través de sus características intrínsecas, entre los cuales podemos mencionar el Hospital Clínico Fusat, la Clínica Alemana de Santiago, la Clínica Antofagasta y la Clínica Alemana de Temuco, las cuales lideran el ranking.

Alternativamente, se realizó la regresión con características específicas de los prestadores y de las aseguradoras, que viene dada por:

$$h_{it} = \alpha_i + X_{it}^1\beta_1 + H_{it}^2\beta_2 + A_{it}^2\beta_3 + T_t\beta_4 + \varepsilon_{it}$$

En la tercera columna de la tabla 4.4 podemos observar los resultados que indican nuevamente que las características específicas de los beneficiarios no son variables estadísticamente significativas, con excepción del diagnóstico y el índice de Charlson. En cambio, por parte de la oferta podemos observar que el tipo de prestador (público o privado) es una variable significativa en la persistencia hospitalaria a favor de los prestadores del sistema privado de salud. La integración vertical también es significativa en contra de los prestadores verticalmente integrados, lo cual es bastante contra intuitivo, ya que las políticas que poseen estos prestadores restringen las elecciones de los pacientes, y el tipo de aseguradora resultó significativa a favor de las isapres cerradas. Además, observando los efectos fijos por región, se puede inferir que existe heterogeneidad en la persistencia hospitalaria entre regiones.

Finalmente, se realizó la regresión reemplazando el diagnóstico por la variable “triage”, la cual da cuenta del carácter del evento médico en cuestión, la cual viene dada por:

$$h_{it} = \alpha_i + X_{it}^2\beta_1 + H_{it}^1\beta_2 + A_{it}^1\beta_3 + T_t\beta_4 + \varepsilon_{it}$$

En la última columna de la tabla 4.4 se puede observar que para eventos médicos de carácter urgente, los pacientes tienden a sustituir con mayor magnitud sus prestadores con respecto a los eventos médicos de carácter programado.

Además, se realizó una descomposición de varianza de la variable h_{it} , de la forma:

$$1 = \frac{Cov(h_{it}, \alpha_i + X_{it}^1\beta_1)}{Var(h_{it})} + \frac{Cov(h_{it}, H_{it}^1\beta_2)}{Var(h_{it})} + \frac{Cov(h_{it}, A_{it}^1\beta_3)}{Var(h_{it})} + \frac{Cov(h_{it}, T_t\beta_4)}{Var(h_{it})} + \frac{Cov(h_{it}, \varepsilon_{it})}{Var(h_{it})}$$

Utilizando el modelo de la segunda columna de la tabla 4.4 sin la interacción entre el sexo y la edad, con el fin de asignar un poder explicativo a cada set de variables, obteniendo los resultados expuestos en la tabla 4.1:

Pacientes	Prestadores	Isapre	Año	Error
0,4805	0,0619	0,0234	0,0001	0,4341

Tabla 4.1: Descomposición de varianza de la variable h_{it} .

Concluyendo que las características de los pacientes son las que explican el 48,05 % de la varianza de la variable h_{it} y por lo tanto, son las características que son consideradas mayoritariamente por parte de los pacientes al momento de la toma de decisión, contrastando con el 6,19 % de los prestadores y el 2,34 % de las isapres.

4.1.2. Persistencia en aseguradoras

Nuevamente, en nuestra primera regresión no se controló por efectos fijos por cotizante para poder obtener un estimador del coeficiente de la variable “sexo del cotizante”, la regresión viene dada por:

$$a_{it} = \beta_0 + Y_{it}\beta_1 + A_{it}\beta_2 + T_t\beta_3 + \varepsilon_{it}$$

Los resultados los podemos ver en la primera columna de la tabla 4.7, donde podemos observar que la variable género es estadísticamente significativa a favor del género femenino, es decir, las mujeres tienden a persistir más que los hombres en sus aseguradoras de salud.

Por otro lado, utilizando efectos fijos por individuo, la regresión viene dada por:

$$a_{it} = \alpha_i + Y_{it}\beta_1 + A_{it}\beta_2 + T_t\beta_3 + \varepsilon_{it}$$

Los resultados los podemos ver en la segunda columna de la tabla 4.7, donde podemos observar que la variable edad es significativa, siendo [15, 30) el rango con mayor persistencia en las aseguradoras. Abalando lo anterior, también podemos observar que el único rango donde existe un cambio significativo en la persistencia hospitalaria por parte de los hombres es en el rango [15, 30), donde se realiza con mayor magnitud. La variable tipo de trabajador también es significativa, donde los trabajadores independientes son los que poseen mayor persistencia mientras que los dependientes son los que tienden a sustituir con mayor magnitud su isapre. El índice de Charlson resultó estadísticamente significativo, donde a mayor índice, mayor es la persistencia en la aseguradora, lo cual puede ser explicado por la inercia obligada producto de preexistencias. Por región podemos observar que existe heterogeneidad en la persistencia en aseguradoras, teniendo la región metropolitana como referencial. La renta imponible por el cotizante también resultó significativa, donde a mayor renta, mayor es la persistencia por parte del cotizante. Por último, también se puede inferir que a mayor número de cargas que posea el cotizante, mayor es la sustitución que ejerce entre las aseguradoras.

En la tabla 4.6 se muestra la estimación de los efectos fijos por isapre, donde podemos observar que existe una absoluta heterogeneidad entre las aseguradoras, es decir, las características observables y no-observables que no varían en el tiempo tienen un impacto significativo en la persistencia en las aseguradoras por parte de los beneficiarios. Entre las isapres abiertas podemos ver que Consalud, Óptima y Banmédica son las que lideran el ranking. Cabe mencionar que la isapre Másvida es la última en el ranking, lo cual es bastante consistente con la crisis por la cual ha pasado esta aseguradora en los últimos años.

Se ha decidido comenzar una estimación con MLP ya que posee ventajas computacionales con respecto a los modelos no-lineales. Es el modelo más “amigable” al trabajar con un enfoque de efectos fijos y lo es también al momento de interpretar los coeficientes y al momento de identificar las variables que explican con mayor magnitud la varianza de la variable

dependiente. Sin embargo, uno de los grandes problemas que posee, es que el valor estimado para la probabilidad de ocurrencia puede estar fuera de el rango $[0, 1]$, sobrestimando el impacto de las variables independientes, además del requisito que los errores posean varianza homocedástica. Es por esto que se incluyen las estimaciones con un modelo logit.

4.2. Modelo no-lineal: Logit

4.2.1. Persistencia hospitalaria

De manera análoga, para obtener un estimador del coeficiente de la variable sexo del beneficiario, se realizó una regresión sin efectos fijos por individuo, la cual viene dada por:

$$\mathbb{P}[h_{it} = 1] = \Lambda(\beta_0 + X_{it}^1\beta_1 + H_{it}^1\beta_2 + A_{it}^1\beta_3 + T_t\beta_4)$$

donde la función Λ representa la función logística.

En la primera columna de la tabla 4.8 podemos observar los resultados de esta regresión, la cual nos indica nuevamente que la variable sexo no es estadísticamente significativa.

Ahora, incluir efectos fijos en un modelo no-lineal no es tan simple como en el caso anterior, ya que las primeras diferencias no eliminan los efectos individuales. Andersen (1973) y Chamberlain (1979) demuestran que considerar los efectos individuales como parámetros adicionales produce en muchos casos estimaciones inconsistentes de los parámetros de interés. Además, la dificultad computacional de considerarlos como parámetros adicionales en nuestro caso (es decir, ¡2.551.836 parámetros más!) nos obliga a considerar la solución que plantean los autores: Máxima verosimilitud condicional.

Dada la dificultad computacional para la estimación directa de los efectos individuales, los autores plantean estimar el modelo:

$$\mathbb{P}[h_{it} = 1] = \Lambda(\alpha_i + X_{it}^1\beta_1 + H_{it}^1\beta_2 + A_{it}^1\beta_3 + T_t\beta_4)$$

Utilizando $\sum_t y_{it}$ como estadístico para α_i , para luego estimar el modelo con respecto a la densidad condicional a $\sum_t y_{it}$.

Los resultados se exponen en la segunda columna de la tabla 4.8, donde podemos observar que ninguna característica de los beneficiarios especificada en el modelo es estadísticamente significativa, con excepción del índice de Charlson, el cual nos indica que a medida que el paciente presente un mayor número de comorbilidades éste tenderá a sustituir con mayor magnitud sus prestadores de salud, del número de días transcurridos de la última hospitalización, el cual nos indica que a mayor cantidad de días, mayor es la sustitución hospitalaria y del número de hospitalizaciones previas, el cual nos indica que a mayor número de hospitalizaciones, mayor es la persistencia hospitalaria.

Además, para observar el impacto de las características específicas de la oferta, se estimó el modelo:

$$\mathbb{P}[h_{it} = 1] = \Lambda(\alpha_i + X_{it}^1\beta_1 + H_{it}^2\beta_2 + A_{it}^2\beta_3 + T_t\beta_4)$$

Nuevamente con un enfoque de máxima verosimilitud condicional.

Los resultados se exponen en la tercera columna de la tabla 4.8, donde podemos observar que, al igual que en el modelo lineal, las características son estadísticamente significativas, las cuales indican que los pacientes tienden a persistir menos en los prestadores pertenecientes al sistema público de salud, tienden a persistir menos a los prestadores verticalmente integrados y los pacientes pertenecientes a isapres cerradas tienden a persistir más en el prestador de salud. Con respecto a las regiones, se puede observar nuevamente la heterogeneidad existente entre ellas.

Finalmente, para observar el impacto del carácter del evento médico en cuestión, se reemplazó la variable diagnóstico por la variable “triage”, resultando la regresión:

$$\mathbb{P}[h_{it} = 1] = \Lambda(\alpha_i + X_{it}^2\beta_1 + H_{it}^1\beta_2 + A_{it}^1\beta_3 + T_t\beta_4)$$

Cuyos resultados se muestran en la cuarta columna de la tabla 4.8, concluyendo que los pacientes tienden a sustituir su prestador con mayor magnitud en presencia de eventos médicos con carácter de urgencia.

Por otro lado, con el fin de dimensionar el impacto que cada variable genera en la persistencia hospitalaria, se calcularon los efectos marginales de cada variable para cada paciente considerando los efectos individuales igual a 0. En la tabla 4.2 se presenta el promedio de los efectos marginales por cada variable.

Variable	$\partial\mathbb{P}/\partial x$
Sexo	0 %
Edad	-0,135 %
Tipo beneficiario	0,08 %
Diagnóstico	-3,033 %
Índice de Charlson	-0,145 %
Días previos	-0,002 %
Hospitalizaciones Previas	0,024 %
Año	0,664 %
Prestador	-9,604 %
Isapre	-2,11 %

Tabla 4.2: Media de los efectos marginales por variable.

Donde podemos observar que entre las características de los pacientes (además de los efectos fijos, que como vimos en el modelo lineal de probabilidad éstos son los que mayor impacto generan en la persistencia hospitalaria) el diagnóstico, en promedio, disminuye la probabilidad de persistir en un 3,033 %. Los prestadores por su parte, en promedio, disminuyen la probabilidad de persistir en un 9,604 % y las isapres, en promedio, disminuyen la probabilidad de persistir en un 2,11 %.

4.2.2. Persistencia en aseguradoras

Nuevamente, la primera regresión se realizó sin efectos fijos para no tener colinealidad con la variable sexo del cotizante, la cual viene dada por:

$$\mathbb{P}[a_{it} = 1] = \Lambda(\beta_0 + Y_{it}\beta_1 + A_{it}\beta_2 + T_t\beta_3)$$

Cuyos resultados se exponen en la primera columna de la tabla 4.9, donde podemos observar que, a diferencia del modelo anterior, el sexo del cotizante no es una variable estadísticamente significativa.

Ahora, utilizando el método de máxima verosimilitud condicional expuesto anteriormente, se estimará el modelo con efectos fijos:

$$\mathbb{P}[a_{it} = 1] = \Lambda(\alpha_i + Y_{it}\beta_1 + A_{it}\beta_2 + T_t\beta_3)$$

Cuyos resultados se exponen en la segunda columna de la tabla 4.9, donde podemos observar que, a diferencia del modelo anterior, la edad del cotizante no resultó significativa. Como vimos anteriormente, la variable sexo del cotizante no es significativa, lo cual es consistente con que la interacción entre las variables sexo \times edad tampoco lo es en todos sus rangos. La variable tipo de trabajador también es significativa, concluyendo que los trabajadores dependientes son los que tienden a sustituir con mayor magnitud su isapre, mientras que los trabajadores independientes son los que tienden a persistir más. Al observar el índice de Charlson, se comprueba la inercia obligada a la cual están sujetos los pacientes con preexistencias. Nuevamente existe heterogeneidad por región, es decir, existe una diferencia significativa entre el nivel de persistencia por región. Con respecto a la renta imponible, nuevamente se puede observar que a mayor ingreso, mayor es la persistencia en las aseguradoras y con respecto al número de cargas del cotizante, se observa que a mayor número de cargas mayor es la sustitución de isapres por parte del cotizante.

Conclusión

Dado que la probabilidad de persistir en un prestador de salud es del 64,08 %, podemos concluir que en el mercado de salud, a nivel de prestadores, los pacientes no se encuentran en un estado de inercia, ya que por parte de la demanda se está ejerciendo un nivel de sustitución considerable, lo cual fomenta un entorno de competitividad entre los prestadores de salud. No así a nivel de isapres, donde la probabilidad de afiliarse nuevamente es del 92,37 %, lo que indica que en el mercado de salud a nivel de isapres los beneficiarios tienden a persistir en su aseguradora. Además, complementando este porcentaje de persistencia con el estudio de Handel & Kolstad (2015), se puede inferir que los pacientes están teniendo un comportamiento de inercia en el mercado de las aseguradoras, es decir, persisten por pasividad al momento de optimizar y por otro lado (un porcentaje menor de la población) persiste por una inercia obligada producto de preexistencias.

De esta diferencia de porcentajes, se puede extraer un argumento válido para esclarecer la jerarquía existente en la toma de decisión entre prestadores y aseguradoras, a favor de que los pacientes en general escogen el prestador en función de su aseguradora y no viceversa.

De las estadísticas descriptivas podemos concluir que no existe una heterogeneidad considerable en la persistencia hospitalaria con respecto a las características de los beneficiarios. No así a nivel de isapres, donde existe una notoria heterogeneidad en la persistencia en aseguradoras con respecto al rango de edad, al tipo de trabajador, a la renta imponible y al estado de salud del cotizante, donde a mayor edad mayor es la persistencia, a mayores ingresos, mayor es la persistencia y a peor estado de salud, mayor es la persistencia en la isapre por parte del cotizante.

Cabe destacar que, independiente de la condición de salud o de la presencia de preexistencias por parte del cotizante, estos presentan de todas formas una inercia considerable hacia sus aseguradoras y por lo tanto, el nivel de competencia a nivel de aseguradoras es bajo incluso en el conjunto de cotizantes “sanos”.

De los 20 prestadores con mayor participación en el mercado de la salud, los 3 que presentan una mayor probabilidad de persistencia por parte del beneficiario son el Hospital Clínico Fusat con un 93,24 %, la Clínica Alemana de Santiago con un 78,02 % y la Clínica Las Condes con un 75,45 %. Con respecto a las isapres, las 3 isapres abiertas que poseen una mayor probabilidad de persistencia por parte del cotizante son la isapre Masvida con un 94,1 %, Colmena Golden Cross con un 93,16 % y Consalud, con un 92,31 %.

De la especificación, podemos concluir que las características de los pacientes tales como el género, la edad y el tipo de beneficiario no generan ningún impacto en la persistencia hospitalaria. En cambio, la presencia de comorbilidades y/o de enfermedades específicas y los días previos a la última hospitalización sí generan impacto en la persistencia hospitalaria. Del modelo lineal se puede observar que existe una disminución del 0,92% en la probabilidad de persistir por cada aumento unitario del índice de Charlson y del modelo logit se puede observar una disminución del 8,44% con respecto al total en el *odds ratio*¹ por cada aumento unitario del índice de Charlson y además, en ambos modelos, todos los diagnósticos resultaron estadísticamente significativos, a excepción de casos muy aislados, por lo tanto, enfermedades específicas son determinantes y la presencia de comorbilidades en el paciente generan una disminución en la persistencia hospitalaria. Es más, considerando el carácter del evento médico, del modelo lineal se concluye que existe un 2,42% menos de probabilidad de persistir si es que el evento médico tiene un carácter de urgencia, del mismo modo, del modelo logit se concluye que existe una diferencia del 15,8% en el *odds ratio* a favor de los eventos con carácter programado.

Por parte de la oferta, se concluye que las características tales como la pertenencia al sistema público o privado de salud por parte del prestador, la integración vertical con cierta isapre por parte del prestador y el tipo de aseguradora (abierta o cerrada) sí generan un impacto en la persistencia hospitalaria. Del modelo lineal se observa que a un prestador perteneciente al sistema privado es 8,01% más probable que un paciente persista con respecto a un prestador perteneciente al sistema público. Contraintuitivamente se observa que es 3,79% menos probable que un paciente persista en un prestador verticalmente integrado con respecto a uno que no lo está y que es 14,2% más probable que un paciente perteneciente a una isapre cerrada persista en el prestador con respecto a la pertenencia a una isapre abierta. Del modelo logit se observa que existe un aumento del 44,4% con respecto al total en el *odds ratio* si el prestador pertenece al sistema privado de salud. Se observa un aumento del 18,7% en el *odds ratio* si el prestador no está verticalmente integrado y un aumento del 89,4% en el *odds ratio* si el paciente pertenece a una isapre cerrada.

Al observar los efectos fijos por prestador en el modelo lineal, podemos asegurar que las características de los prestadores que no varían en el tiempo poseen un impacto en la persistencia hospitalaria y que existe una heterogeneidad significativa entre los prestadores.

Además, al observar la descomposición de la varianza, se concluye que las características de los pacientes son las que explican con mayor magnitud la varianza de la variable h_{it} , es decir, los pacientes al tomar la decisión de persistir o sustituir consideran mayoritariamente sus características en la toma de decisión.

Con respecto a la persistencia en aseguradoras, podemos concluir que las características de los pacientes tales como el tipo de trabajador, ingresos, índice de Charlson y número de cargas sí generan un impacto en la persistencia en las isapres. En cambio, la variable género y edad solo resultaron significativas en el modelo lineal. Con respecto al tipo de trabajador, a

¹El *odds ratio* en este caso, se define como la razón entre la probabilidad de persistencia y la probabilidad de sustitución del prestador o la aseguradora, según como sea el caso. Así, en el caso de la persistencia hospitalaria, el *odds ratio* queda definido como: $odds\ ratio = \frac{\mathbb{P}[h_{it}=1]}{1-\mathbb{P}[h_{it}=1]}$

través del modelo lineal podemos asegurar que los trabajadores independientes poseen 5,75 % más de probabilidad de persistir en su isapre que los trabajadores dependientes, y del modelo logit se concluye que los trabajadores independientes poseen una diferencia del 82,9 % en el *odds ratio* con respecto a los trabajadores dependientes. Con respecto a los ingresos que perciben los cotizantes, podemos asegurar que a mayor ingreso, mayor es la persistencia en las isapres. Del modelo lineal se concluye que un cotizante en el 7mo tramo posee un 8,01 % más de probabilidad de persistir en su aseguradora que un cotizante en el 1er tramo, y del modelo logit se concluye que entre el 7mo y el 1er tramo existe una diferencia en el *odds ratio* de 108 % con respecto al total. Por otro lado, podemos asegurar que el número de cargas que posea el cotizante impacta en la persistencia en su isapre, concluyendo del modelo lineal que por cada carga, disminuye la probabilidad de persistencia en un 0,87 % y del modelo logit, que por cada carga el *odds ratio* cae en un 14 %. Finalmente, con respecto al índice de Charlson, del modelo lineal se concluye que cada unidad viene acompañada de un 0,36 % más de probabilidad de persistir, y del modelo logit que cada unidad viene acompañada de una diferencia del 51,4 % en el *odds ratio*.

Bibliografía

- Andersen, E. B. (1973). *Conditional inference and models for measuring*. Mentalhygiejnisk forlag.
- Arrow, K. J. (1963). Uncertainty and the welfare economics of medical care. *The American economic review*.
- Chamberlain, G. (1979). Analysis of covariance with qualitative data.
- Duarte, F. (2011). Switching behavior in a health system with public option.
- Galetovic, A. & Sanhueza, R. (2013). Un análisis económico de la integración vertical entre isapres y prestadores.
- Gaynor, M., Propper, C., & Seiler, S. (2012). Free to choose? reform and demand response in the english national health service. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Handel, B. R. & Kolstad, J. T. (2015). Health insurance for “humans”: Information frictions, plan choice, and consumer welfare. *The American Economic Review*.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*.
- Kolstad, J. T. & Chernew, M. E. (2009). Quality and consumer decision making in the market for health insurance and health care services. *Medical Care Research and Review*.
- OMS (2014). World health statistics.
- Quan, H., Sundararajan, V., Halfon, P., Fong, A., Burnand, B., Luthi, J.-C., Saunders, L. D., Beck, C. A., Feasby, T. E., & Ghali, W. A. (2005). Coding algorithms for defining comorbidities in icd-9-cm and icd-10 administrative data. *Medical care*.
- Ringel, J. S., Hosek, S. D., Vollaard, B. A., & Mahnovski, S. (2002). The elasticity of demand for health care. a review of the literature and its application to the military health system. Technical report, DTIC Document.
- Sapelli, C. & Torche, A. (1998). El seguro previsional de salud: Determinantes de la elección entre seguro público y privado, 1990-1994. *Cuadernos de economía*.

- Sapelli, C. & Vial, B. (1998). Utilización de prestaciones de salud en Chile: Es diferente entre grupos de ingreso?
- Stiglitz, J. (1999). Incentives and institutions in the provision of health care in developing countries: Toward an efficient and equitable health care strategy. *International Health Economics Association, Rotterdam, June.*
- Zweifel, P. & Manning, W. G. (2000). Moral hazard and consumer incentives in health care. *Handbook of health economics.*

Anexo

Tabla 4.3: Comorbilidades de Charlson y ponderadores.

	Comorbidities	Charlson weight
1	AMI (Acute Myocardial infarction)	1
2	CHF (Congestive Heart)	1
3	PVD (Peripheral Vascular)	1
4	CEVD (Cerebrovascular)	1
5	Dementia	1
6	COPD (Chronic Obstructive Pulmonary)	1
7	Rheumatic disease	1
8	PUD (Peptic Ulcer)	1
9	Mild LD (Liver)	1
10	Diabetes without chronic complications	1
11	Diabetes with chronic complications	2
12	HP/PAPL (Hemiplegia or Paraplegia)	2
13	RD (Renal)	2
14	Cancer (any malignancy, including lymphoma and leukemia, except malignant neoplasm of skin)	2
15	Moderate/Severe LD (Liver)	3
16	Metastatic cancer (solid tumor)	6
17	AIDS/HIV	6

Tabla 4.4: Resultados regresiones de persistencia hospitalaria con MLP.

	Sin Efectos Fijos	Con efectos Fijos (1)	Con efectos Fijos (2)	Con efectos Fijos (3)
Sexo				
Masculino	0,00452 (0,00467)	0	0	0
Edad				
Edad[15, 30)	-0,0252*** (0,00516)	0,0115 (0,0320)	0,0220 (0,0322)	0,0175 (0,0321)
Edad[30, 45)	-0,00194 (0,00490)	0,0234 (0,0328)	0,0266 (0,0331)	0,0314 (0,0330)
Edad[45, 60)	0,00715 (0,00499)	0,0171 (0,0343)	0,0171 (0,0347)	0,0214 (0,0345)
Edad[60, 75)	0,0103 (0,00535)	0,00634 (0,0364)	0,0107 (0,0369)	0,00955 (0,0366)
Edad[75, ∞)	0,0195** (0,00639)	-0,0172 (0,0415)	-0,00829 (0,0421)	-0,0114 (0,0418)
Sexo × Edad				
Masculino×Edad[15, 30)	0,0282*** (0,00675)	-0,0213 (0,0457)	-0,0297 (0,0463)	-0,0297 (0,0460)
Masculino×Edad[30, 45)	0,0133* (0,00593)	-0,0523 (0,0490)	-0,0409 (0,0497)	-0,0676 (0,0493)
Masculino×Edad[45, 60)	0,00567 (0,00582)	-0,0506 (0,0511)	-0,0285 (0,0520)	-0,0596 (0,0516)
Masculino×Edad[60, 75)	-0,00894 (0,00616)	-0,0711 (0,0533)	-0,0497 (0,0542)	-0,0784 (0,0538)
Masculino×Edad[75, ∞)	-0,00724 (0,00770)	-0,0506 (0,0584)	-0,0305 (0,0594)	-0,0578 (0,0589)
Tipo beneficiario				
Cotizante	-0,00338 (0,00189)	0,0112 (0,00593)	0,0121* (0,00603)	0,0127* (0,00598)
Triage				
Urgencia				-0,0242*** (0,00429)
Índice de Charlson	-0,000901 (0,000772)	-0,00922*** (0,00213)	-0,00946*** (0,00215)	-0,00628** (0,00211)
Días última hospitalización	-0,000157*** (0,00000149)	-0,000177*** (0,00000283)	-0,000178*** (0,00000286)	-0,000182*** (0,00000283)
Hospitalizaciones previas	0,00163*** (0,000124)	-0,0000876 (0,000185)	0,000146 (0,000184)	-0,0000164 (0,000187)

<hr/>				
Tipo prestador				
Sistema público de salud				
			-0,0801***	
			(0,00933)	
Integración				
Verticalmente integrado				
			-0,0379***	
			(0,00398)	
Región				
I			-0,00677	
			(0,0256)	
II			0,111***	
			(0,0213)	
III			0,0843**	
			(0,0316)	
IV			-0,0494*	
			(0,0245)	
V			-0,0281*	
			(0,0124)	
VI			0,0730***	
			(0,0159)	
VII			-0,0108	
			(0,0255)	
VIII			-0,0272	
			(0,0143)	
IX			0,0349	
			(0,0215)	
X			0,0455*	
			(0,0190)	
XI			0,266***	
			(0,0798)	
XII			0,157***	
			(0,0330)	
XIV			0,178**	
			(0,0566)	
XV			0,0274	
			(0,0366)	
Tipo aseguradora				
Cerrada				
			0,142***	
			(0,0427)	
<hr/>				
N	333.114	182.586	180.482	181.084
R-squared	0,182	0,566	0,557	0,562
<hr/>				

Standard errors in parentheses

* p<0,05 ** p<0,01 *** p<0,001

Tabla 4.5: Estimación de efectos fijos de los prestadores TOP 20 por participación de mercado con regresión de persistencia hospitalaria con MLP.

	Coef.	Std. Err.	p-Value
Clínica Alemana de Santiago	0,0484	0,0095	0
Clínica Dávila	0,0266	0,0090	0,003
Clínica Las Condes	0,0363	0,0099	0
Clínica Indisa	-0,0931	0,0109	0
Hospital Clínico Universidad de Chile	-0,0111	0,0107	0,301
Hospital Clínico Universidad Católica	-0,0489	0,0115	0
Hospital Clínico Fusat	0,0723	0,0222	0,001
Clínica Tabancura	-0,1031	0,0117	0
Clínica Avansalud	-0,2107	0,0152	0
Clínica Reñaca	-0,0256	0,0170	0,132
Clínica Vespucio	-0,0543	0,0158	0,001
Clínica Sanatorio Alemán	0,0170	0,0186	0,36
Clínica Alemana de Temuco	0,0434	0,0239	0,069
Clínica UC San Carlos de Apoquindo	-0,1409	0,0151	0
Clínica Hospital del Profesor	-0,0219	0,0208	0,291
Clínica Ciudad del Mar	-0,1637	0,0189	0
Clínica Bicentenario	-0,3086	0,0210	0
Clínica Antofagasta	0,0450	0,0241	0,062
Clínica Las Lilas	-0,2211	0,0195	0
Clínica Bío Bío	-0,0926	0,0211	0

Efectos fijos con Clínica Santa María como referencia.

Tabla 4.6: Estimación de efectos fijos por isapre con regresión de persistencia en aseguradoras con MLP.

	Coef.	Std. Err.	p-Value
Chuquicamata Ltda.	0,1903	0,0049	0
Colmena Golden Cross S.A.	-0,0211	0,0007	0
Consalud S.A.	0,0326	0,0007	0
Cruz Blanca S.A.	-0,0365	0,0006	0
Cruz del Norte Ltda.	0,2380	0,0158	0
Fundación Ltda.	-0,1196	0,0049	0
Fusat Ltda.	0,1881	0,0045	0
Masvida S.A.	-0,1381	0,0008	0
Óptima S.A.	0,0097	0,0022	0
Río Blanco Ltda.	0,1578	0,0104	0
San Lorenzo Ltda.	0,2891	0,0219	0
Vida Tres S.A.	-0,0127	0,0011	0

Efectos fijos con isapre Banmédica como referencia.

Tabla 4.7: Resultados regresiones de persistencia en aseguradoras con MLP.

	Sin efectos fijos		Con efectos fijos	
Sexo				
Masculino	-0,00734***	(0,00120)	0	
Edad				
Edad[15,30)	-0,0824***	(0,00100)	0,0779***	(0,00304)
Edad[30,45)	-0,0697***	(0,000969)	0,0453***	(0,00291)
Edad[45,60)	-0,0323***	(0,000976)	0,0283***	(0,00276)
Edad[60,75)	-0,00408***	(0,00100)	0,0196***	(0,00247)
Sexo×Edad				
Masculino×Edad[15,30)	-0,00810***	(0,00127)	0,0151***	(0,00381)
Masculino×Edad[30,45)	-0,0142***	(0,00122)	0,00622	(0,00368)
Masculino×Edad[45,60)	-0,0112***	(0,00124)	0,00429	(0,00353)
Masculino×Edad[60,75)	-0,00359**	(0,00133)	0,000423	(0,00320)
Tipo trabajador				
Dependiente	-0,0324***	(0,000409)	-0,0207***	(0,000684)
Independiente	0,0276***	(0,000575)	0,0368***	(0,000977)
Pensionado	-0,0144***	(0,000574)	-0,0143***	(0,00113)
Índice de Charlson	0,0103***	(0,000261)	0,00356***	(0,000533)
Región				
I	-0,00291***	(0,000585)	0,0132***	(0,00260)
II	0,00773***	(0,000414)	0,00135	(0,00198)
III	0,0209***	(0,000749)	0,00204	(0,00320)
IV	0,0138***	(0,000609)	-0,00353	(0,00242)
V	-0,00349***	(0,000329)	-0,00527***	(0,00143)
VI	0,0191***	(0,000493)	0,0201***	(0,00221)
VII	0,00695***	(0,000524)	0,00759**	(0,00257)
VIII	0,0124***	(0,000338)	0,0273***	(0,00177)
IX	-0,00632***	(0,000495)	0,0120***	(0,00248)
X	-0,00471***	(0,000442)	0,00584**	(0,00210)
XI	0,0129***	(0,00136)	0,0120*	(0,00530)
XII	-0,0133***	(0,000796)	0,00152	(0,00422)
XIV	0,0129***	(0,000749)	0,0148***	(0,00249)
XV	-0,0136***	(0,000918)	-0,0105**	(0,00344)
Renta imponible				
\$0 a \$249.999	-0,0641***	(0,000591)	-0,0887***	(0,000788)
\$250.000 a \$499.999	-0,0381***	(0,000596)	-0,0668***	(0,000819)
\$500.000 a \$749.999	-0,0387***	(0,000581)	-0,0539***	(0,000773)
\$750.000 a \$999.999	-0,0324***	(0,000587)	-0,0391***	(0,000752)
\$1.000.000 a \$1.249.999	-0,0219***	(0,000590)	-0,0246***	(0,000732)
\$1.250.000 a \$1.499.999	-0,00990***	(0,000579)	-0,0136***	(0,000715)
\$1.500.000 a \$1.749.999	0,000812	(0,000592)	-0,00164*	(0,000723)
Número de cargas	-0,00148***	(0,0000732)	-0,00865***	(0,000201)
N	10.298.023		9.935.894	
R-squared	0,0261		0,276	

Standard errors in parentheses

* p<0,05 ** p<0,01 *** p<0,001

Tabla 4.8: Resultados regresiones de persistencia hospitalaria con Modelo Logit.

	Sin efectos fijos	Con efectos fijos (1)	Con efectos fijos (2)	Con efectos fijos (3)
Sexo				
Masculino	0,0239 (0,0241)	0	0	0
Edad				
Edad[15, 30)	-0,125*** (0,0266)	0,0587 (0,251)	0,0956 (0,248)	0,103 (0,247)
Edad[30, 45)	-0,0123 (0,0253)	0,146 (0,259)	0,136 (0,256)	0,201 (0,254)
Edad[45, 60)	0,0215 (0,0260)	0,0939 (0,272)	0,0589 (0,271)	0,106 (0,266)
Edad[60, 75)	0,0499 (0,0284)	-0,0243 (0,290)	-0,0420 (0,289)	-0,0372 (0,284)
Edad[75, ∞)	0,0934** (0,0344)	-0,218 (0,337)	-0,196 (0,336)	-0,199 (0,331)
Sexo × Edad				
Masculino×Edad[15, 30)	0,128*** (0,0351)	-0,0755 (0,363)	-0,0885 (0,361)	-0,124 (0,355)
Masculino×Edad[30, 45)	0,0677* (0,0308)	-0,379 (0,385)	-0,261 (0,384)	-0,458 (0,377)
Masculino×Edad[45, 60)	0,0445 (0,0306)	-0,250 (0,402)	-0,0864 (0,402)	-0,330 (0,393)
Masculino×Edad[60, 75)	-0,0451 (0,0330)	-0,432 (0,420)	-0,254 (0,420)	-0,470 (0,411)
Masculino×Edad[75, ∞)	-0,0229 (0,0419)	-0,297 (0,467)	-0,143 (0,467)	-0,329 (0,459)
Tipo beneficiario				
Cotizante	-0,0174 (0,00999)	0,0637 (0,0465)	0,0757 (0,0457)	0,0738 (0,0458)
Triage				
Urgencia				-0,158*** (0,0317)
Índice de Charlson	-0,0188*** (0,00447)	-0,0844*** (0,0171)	-0,0854*** (0,0167)	-0,0560*** (0,0165)
Días última hospitalización	-0,000736*** (0,00000774)	-0,00111*** (0,0000229)	-0,00108*** (0,0000226)	-0,00112*** (0,0000226)
Hospitalizaciones previas	0,0264*** (0,00106)	0,0134*** (0,00183)	0,0147*** (0,00175)	0,0139*** (0,00181)

<hr/>				
Tipo prestador				
Sistema público de salud			-0,444***	
			(0,0615)	
Integración				
Verticalmente integrado			-0,187***	
			(0,0253)	
Región				
I			0,0187	
			(0,163)	
II			0,629***	
			(0,146)	
III			0,374	
			(0,219)	
IV			-0,249	
			(0,166)	
V			-0,103	
			(0,0790)	
VI			0,291**	
			(0,104)	
VII			-0,0656	
			(0,165)	
VIII			-0,173	
			(0,0931)	
IX			0,210	
			(0,135)	
X			0,227	
			(0,118)	
XI			1,265*	
			(0,543)	
XII			0,735***	
			(0,198)	
XIV			0,776*	
			(0,362)	
XV			0,111	
			(0,242)	
Tipo aseguradora				
Cerrada			0,894**	
			(0,277)	
<hr/>				
N	332.816	93.332	91.428	92.844
<hr/>				

Standard errors in parentheses

* p<0,05 ** p<0,01 *** p<0,001

Tabla 4.9: Resultados regresiones de persistencia en aseguradoras con Modelo Logit.

	Sin efectos fijos		Con efectos fijos	
Sexo				
Masculino	0,989	(0,837)	0	0
Edad				
Edad[15,30)	-6,891***	(0,447)	0,408	(0,947)
Edad[30,45)	-6,748***	(0,447)	-0,0894	(0,947)
Edad[45,60)	-6,091***	(0,447)	-0,324	(0,947)
Edad[60,75)	-4,434***	(0,448)	0,111	(0,946)
Sexo×Edad				
Masculino×Edad[15,30)	-1,152	(0,837)	-14,03	(385,8)
Masculino×Edad[30,45)	-1,252	(0,837)	-14,10	(385,8)
Masculino×Edad[45,60)	-1,342	(0,837)	-14,17	(385,8)
Masculino×Edad[60,75)	-1,347	(0,837)	-14,33	(385,8)
Tipo trabajador				
Dependiente	-0,394***	(0,00573)	-0,218***	(0,00948)
Independiente	0,666***	(0,0108)	0,611***	(0,0153)
Pensionado	0,499***	(0,0172)	0,203***	(0,0334)
Índice de Charlson	0,663***	(0,0121)	0,514***	(0,0209)
Región				
I	-0,0283***	(0,00801)	0,146***	(0,0338)
II	0,110***	(0,00593)	0,00268	(0,0251)
III	0,321***	(0,0118)	0,0161	(0,0427)
IV	0,223***	(0,00984)	-0,0799*	(0,0324)
V	-0,0491***	(0,00478)	-0,0400*	(0,0179)
VI	0,284***	(0,00751)	0,199***	(0,0286)
VII	0,106***	(0,00795)	0,0933**	(0,0329)
VIII	0,185***	(0,00512)	0,300***	(0,0226)
IX	-0,0821***	(0,00677)	0,149***	(0,0312)
X	-0,0435***	(0,00591)	0,0694**	(0,0267)
XI	0,194***	(0,0211)	0,111	(0,0691)
XII	-0,160***	(0,0108)	0,0160	(0,0540)
XIV	0,188***	(0,0115)	0,231***	(0,0345)
XV	-0,175***	(0,0125)	-0,135**	(0,0462)
Renta imponible				
\$0 a \$249.999	-1,125***	(0,0124)	-1,259***	(0,0154)
\$250.000 a \$499.999	-0,824***	(0,0125)	-1,077***	(0,0159)
\$500.000 a \$749.999	-0,822***	(0,0123)	-0,957***	(0,0154)
\$750.000 a \$999.999	-0,737***	(0,0124)	-0,786***	(0,0152)
\$1.000.000 a \$1.249.999	-0,585***	(0,0125)	-0,605***	(0,0151)
\$1.250.000 a \$1.499.999	-0,388***	(0,0124)	-0,416***	(0,0149)
\$1.500.000 a \$1.749.999	-0,201***	(0,0127)	-0,179***	(0,0151)
Número de cargas	-0,0254***	(0,00108)	-0,140***	(0,00275)
N	10.298.023		3.069.467	

Standard errors in parentheses
 * p<0,05 ** p<0,01 *** p<0,001