

---

## financiamiento del desarrollo

# U n matrimonio difícil: la convivencia entre un seguro público solidario y seguros de salud competitivos

Marcelo Tokman

Cristóbal Marshall

Consuelo Espinosa



Unidad de Estudios del Desarrollo  
División de Desarrollo Económico

Santiago de Chile, diciembre de 2007



Este documento fue preparado por Marcelo Tokman Ramos, Juan Cristóbal Marshall Silva y Consuelo Espinosa Marty. Este trabajo ha sido revisado y publicado en el marco de las actividades del proyecto “Assistance for the inclusion of the European “Nordic Model” in the debate on Reform of Social Protection Schemes in Latin America and the Caribbean”(SWE/05/001), ejecutado por CEPAL con el apoyo financiero de la Swedish International Development Cooperation Agency (SIDA). Los autores agradecen los comentarios de Daniel Titelman, Jefe de la Unidad de Estudios del Desarrollo, a una primera versión de este trabajo.

Las opiniones expresadas en este documento, que no ha sido sometido a revisión editorial, son de exclusiva responsabilidad de los autores y pueden no coincidir con las de la Organización.

---

Publicación de las Naciones Unidas

ISSN versión impresa 1564-4197      ISSN versión electrónica 1680-8819

ISBN: 978-92-1-323158-6

LC/L.2851-P

N° de venta: S.07.II.G.175

Copyright © Naciones Unidas, diciembre de 2007. Todos los derechos reservados

Impreso en Naciones Unidas, Santiago de Chile

---

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse al Secretario de la Junta de Publicaciones, Sede de las Naciones Unidas, Nueva York, N. Y. 10017, Estados Unidos. Los Estados miembros y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Sólo se les solicita que mencionen la fuente e informen a las Naciones Unidas de tal reproducción.

## Índice

---

<b>Resumen</b> .....	5	
<b>Introducción</b> .....	7	
<b>I. Modelo</b> .....	9	
1. Supuestos.....	9	
2. Resultados.....	11	
<b>II. Análisis de datos</b> .....	19	
1. Base de datos .....	20	
2. Selección y construcción de variables .....	20	
3. Resultados.....	23	
<b>III. Conclusiones</b> .....	27	
<b>Bibliografía</b> .....	29	
<b>Anexos</b> .....	31	
Anexo 1 .....	33	
Anexo 2 .....	34	
Anexo 3 .....	36	
Anexo 4 .....	38	
Anexo 5 .....	39	
<b>Serie Financiamiento del desarrollo: números publicados</b> .....	41	
<b>Índice de cuadros</b>		
Cuadro 1	COTIZANTES DEL SISTEMA DE SALUD .....	20
Cuadro 2	VARIABLES DE DECISIÓN .....	22
Cuadro 3	INFORMACIÓN POR QUINTIL DE RIESGO .....	22
Cuadro 4	MODELO PROBIT: PROBABILIDAD DE COTIZACIÓN EN ISAPRE .....	23
Cuadro 5	EFFECTOS MARGINALES Y ELASTICIDADES.....	25
Cuadro 6	MODELO PROBIT: DECISIÓN DE SOBRECOTIZACIÓN.....	25
Cuadro 7	EFFECTOS MARGINALES Y ELASTICIDADES .....	26

**Índice de gráficos**

Gráfico 1	PROBABILIDAD DE AFILIACIÓN A ISAPRE POR EDAD .....	24
Gráfico 2	PROBABILIDAD DE AFILIACIÓN A ISAPRE POR NIVEL DE INGRESO.....	24

**Índice de figuras**

Figura 1	.....	13
Figura 2a	.....	14
Figura 2b	.....	14
Figura 3	.....	15
Figura 4	.....	16
Figura 5	.....	16

## Resumen

---

En este documento se desarrolla un modelo formal de elección de un seguro de salud que replica el contexto y las alternativas que enfrentan los individuos en un sistema mixto como el chileno. Esto es, la decisión de afiliación entre un seguro público solidario y sin fines de lucro y una serie de planes privados competitivos.

Los principales resultados que se obtienen del modelo son sometidos a un análisis empírico efectuado en base al registro oficial de cotizantes de Fonasa e Isapres y a la información de rentas obtenida de las bases de datos del Servicio de Impuestos Internos. Del análisis teórico y del empírico se concluye que la probabilidad de que una persona esté afiliada a una Isapre aumenta con el ingreso del cotizante, disminuye con el riesgo y discapacidad de cualquiera de los integrantes del grupo familiar y aumenta en función de la disponibilidad de camas privadas en la región en que habita, entre otros factores. Asimismo se obtiene que la probabilidad de que un afiliado a una Isapre cotice por encima del mínimo obligatorio cae con el ingreso y aumenta con el riesgo.

Del análisis puede concluirse que la segmentación de la población según riesgo e ingreso es un resultado inherente a un sistema de salud dual como el chileno. Un diseño institucional de este tipo necesariamente implica una concentración desproporcionada de malos riesgos y bajos ingresos en el sector solidario del sistema. Este resultado se debe tener en cuenta a la hora de proponer alternativas para la participación de seguros privados de salud, en aquellos países donde sólo existe un sistema único y solidario, pues las implicancias políticas y fiscales de la segmentación pueden ser importantes.



## Introducción

---

En el sistema de salud chileno co-existen un seguro público solidario con seguros privados competitivos.<sup>1</sup> Los trabajadores dependientes y los pensionados están obligados a cotizar para salud un porcentaje de su renta, pudiendo elegir afiliarse al seguro público o a uno de los seguros privados. Los veinticinco años de funcionamiento del sistema mixto ofrecen la posibilidad de derivar lecciones para aquellos países donde se está considerando la posibilidad de complementar sistemas públicos con opciones de aseguramiento privado, especialmente en lo referente a segmentación de riesgos y de ingresos.

En Chile los trabajadores dependientes y los pensionados deben cotizar al menos un siete por ciento de su renta imponible para cubrir los riesgos de salud. Para ello pueden optar entre afiliarse al seguro público, denominado Fondo Nacional de Salud (Fonasa) o a una de las Instituciones de Salud Previsional (Isapres). El Fonasa es un seguro solidario. Ofrece un plan de salud que a grandes rasgos es igual para todos sus beneficiarios, independiente del riesgo y del monto de la cotización individual. Su financiamiento proviene de las cotizaciones obligatorias que efectúan sus afiliados y de un aporte fiscal. Por su parte, las Isapres son administradoras privadas de seguros de salud, cuya afiliación es en base individual y las primas que cobran están asociadas al riesgo de cada beneficiario. El financiamiento de las Isapres proviene exclusivamente de las cotizaciones obligatorias y voluntarias de sus afiliados.

---

<sup>1</sup> Ver Larrañaga (1997), Fischer y Serra (1996) y Espinosa y Tokman (2004).

Una de las características del sistema mixto chileno es la discriminación de que son objeto las mujeres, los adultos mayores y los enfermos crónicos en el subsistema privado.<sup>2</sup> Las mujeres deben pagar primas hasta cuatro veces mayores a las de un hombre de su misma edad por un mismo plan de salud mientras que los hombres de edades avanzadas pueden llegar a pagar hasta catorce veces lo que paga un hombre adolescente. Por su parte, los enfermos crónicos que intentan afiliarse a una Isapre tienden a ser rechazados, y si contraen la enfermedad ya estando afiliados, enfrentan alzas significativas en las primas de sus planes.

Una segunda característica del sistema mixto chileno, y que se deriva de la coexistencia de dos subsistemas con lógicas opuestas, es la segmentación por riesgo e ingreso que existe entre el Fonasa y las Isapres. La segmentación por riesgo corresponde a la afiliación más que proporcional de personas de alto riesgo en el seguro público, mientras que la segmentación de ingresos consiste en la afiliación desproporcionada de personas de menores ingresos en el seguro público.

La literatura económica sobre seguros de salud, desde el trabajo seminal de Keneth Arrow (1963) se concentra en el caso en el que existen múltiples aseguradores que compiten entre sí en igualdad de condiciones, donde la participación de los agentes en el mercado es voluntaria, y donde no hay obligaciones relativas al monto de la cotización.

En este documento, en cambio, se desarrolla un modelo formal de elección de un seguro de salud que replica el contexto y las alternativas que enfrentan los individuos en un sistema mixto como el chileno. Esto es, la decisión de afiliación entre un seguro público solidario y sin fines de lucro y una serie de planes privados que tienen como objetivo maximizar su utilidad en un mercado competitivo. Para su especificación se utiliza como base el modelo de Rothschild y Stiglitz (1976) a cuya formulación original se le introducen modificaciones para dar cuenta de las principales características del sistema de salud chileno. El modelo explica la discriminación por riesgos y la segmentación por riesgos e ingresos que se observa, como el resultado de decisiones racionales en un contexto en el que coexisten dos sistemas con lógicas opuestas. El modelo permite, asimismo, identificar las variables que influyen tanto en la decisión de afiliarse a uno u otro sistema, como a la decisión de cuánto cotizar. Los principales resultados que se obtienen del modelo son sometidos a un análisis empírico que permite comprobar su validez. A diferencia de los trabajos empíricos previamente efectuados para Chile,<sup>3</sup> cuyos datos provienen de la encuesta Casen, éste utiliza para sus estimaciones la información proveniente del registro oficial de cotizantes de Fonasa e Isapres, la cual es complementada con la información de sus rentas obtenida de las bases de datos del Servicio de Impuestos Internos.<sup>4</sup> Del análisis teórico y del empírico se concluye que la probabilidad de que una persona esté afiliada a una Isapre aumenta con el ingreso del cotizante, disminuye con el riesgo y discapacidad de cualquiera de los integrantes del grupo familiar y varía entre regiones del país en función de la disponibilidad de camas privadas, entre otros factores. Asimismo se obtiene que la probabilidad de que un afiliado a una Isapre cotice por encima del mínimo obligatorio cae con el ingreso y aumenta con el riesgo. Como consecuencia, el seguro público concentra entre sus afiliados a una mayor proporción de los individuos de menores ingresos y mayor riesgo, requiriéndose un mayor aporte fiscal para financiar el sistema.<sup>5</sup>

El documento está organizado de la siguiente manera: la siguiente sección presenta el modelo formal con el que se caracteriza el sistema de salud chileno. En la tercera sección se presentan los resultados de las estimaciones empíricas. Finalmente, en la última sección se concluye y se discuten posibles extensiones del modelo.

<sup>2</sup> Si bien en este documento se denomina discriminación a la venta de un mismo plan de salud a precios diferentes a individuos de distinto riesgo, en estricto rigor económico este fenómeno no corresponde a discriminación.

<sup>3</sup> Ver Sapelli y Torche (1998), Sanhueza y Ruiz-Tagle (2002) y Sapelli y Vial (2001).

<sup>4</sup> El cruce de las bases de dato se hizo a partir de un identificador ficticio, de tal modo que el secreto de las identidades fuese garantizado.

<sup>5</sup> Las estimaciones fueron realizadas a partir de datos de diciembre del 2004, esto es, a una fecha son anterioridad a la puesta en marcha de la reforma de la salud.

# I. Modelo

---

En esta sección se desarrolla un modelo que permite explicar el comportamiento de los individuos y de las aseguradoras privadas en el mercado de seguros de salud chileno. Para ello se utiliza como base el modelo de Rothschild y Stiglitz (1976), enriquecido con la incorporación de un seguro público solidario y la obligación de los individuos de cotizar al menos un porcentaje predeterminado de su ingreso.<sup>6</sup>

## 1. Supuestos

### 1.1. Preferencias de los individuos

Existe un conjunto finito de individuos  $P = \{1, 2, 3, \dots, N\}$ . Cada individuo trabaja y percibe un salario  $w_i \geq 0$ , donde  $i \in P$ . En caso de contraer una enfermedad, se hace necesario un tratamiento para que el enfermo recupere su salud. El costo de dicho tratamiento es  $d_i \geq 0$ . La probabilidad de enfermar es  $p_i \in (0, 1)$ . Las probabilidades de enfermar y los salarios se distribuyen entre los individuos de acuerdo a una función de distribución de probabilidad conjunta  $g(p, w)$ .

No hay asimetrías de información, lo que implica que todos los agentes, incluidos los seguros privados y el seguro público, conocen la información recién definida.

---

<sup>6</sup> En Tokman (2000) y Blackburn, Espinosa y Tokman (2004) se presentan modelos similares pero con especificaciones más restrictivas que las que se desarrollan en este documento.

Por simplicidad se supondrá que el costo del tratamiento de la enfermedad es igual para todos los individuos,  $d_i = d$ .

Los individuos tienen idénticas funciones de utilidad tipo *Bernoulli*<sup>7</sup>  $v(\cdot)$  definidas para cantidades de dinero ciertas. Los individuos son adversos al riesgo, es decir,  $v(\cdot)$  es creciente, continua y estrictamente cóncava. Además se asume que el coeficiente de aversión al riesgo absoluto Arrow-Pratt  $(-\frac{v''(\cdot)}{v'(\cdot)})$  es constante. La utilidad esperada del individuo corresponde a la función de utilidad von Neumann-Morgenstern  $U(\cdot)$ . En ausencia de seguros de salud,  $U(\cdot) = E(v(\cdot)) = (1 - p_i)v(w_i) + p_i v(w_i - d)$ .

## 1.2 Seguros de salud

Por ley, los individuos están obligados a cotizar para la salud, pudiendo elegir entre las alternativas que ofrecen las compañías de seguros privadas (Isapres) y el administrador del seguro público (Fonasa). Los seguros de salud ofrecidos consisten en contratos  $(\alpha; \beta)$ , donde los individuos pagan una prima  $\alpha$  y, en caso de enfermarse, reciben un reembolso  $\beta \in [0, d]$  por el total (o por parte) del costo del tratamiento. Los individuos están obligados a cotizar para la salud al menos una proporción  $f \in [0, 1]$  de su salario, lo que implica que  $\alpha_i \geq f w_i$ . En estricto rigor, para el caso de

Chile la restricción es  $\alpha_i \geq R_i = \min(f w_i, f \bar{W})$  con  $f = 7\%$  y  $\bar{W} = 60UF$ .<sup>8</sup>

### 1.2.1 Seguro público

El seguro público es un seguro solidario en el cual los afiliados reciben una cobertura  $F$  que es idéntica para todos sus afiliados, independiente de su nivel de ingreso o riesgo y que cumple con  $F < d$ .<sup>9</sup> Lo anterior implica que el contrato ofrecido por Fonasa es  $(\alpha_i; F)$ . La cobertura ofrecida por Fonasa es una variable de decisión política exógena al modelo.

El financiamiento de Fonasa proviene de los ingresos que obtiene por concepto de las cotizaciones de sus afiliados y del aporte que recibe del Fisco. El aporte fiscal se financia a través de impuestos pagados por todos los individuos, sin importar el sistema al cual estén afiliados. Por simplicidad, se asume que el impuesto corresponde a un monto fijo  $\tau$ , por lo que el aporte fiscal asciende a  $\tau N$ . El monto del impuesto se determina de manera endógena y corresponde al nivel que equilibra el presupuesto del Fonasa.

### 1.2.2 Seguros privados

En el mercado de los seguros privados de salud, las Isapres maximizan su utilidad esperada, son neutras al riesgo y no enfrentan barreras de entrada ni de salida. Cuando pueden competir aumentando la cobertura o, equivalentemente, reduciendo el valor de las primas (lo que ocurre cuando  $\frac{f w_i}{p_i} \leq d$ ), no incurren en ningún tipo de gasto para proveer sus servicios.

<sup>7</sup> Ver Mas-Colell, Whinston y Green (1995), capítulo 6.

<sup>8</sup> Por simplicidad en las siguientes secciones se utilizará la versión  $\alpha_i \geq f w_i$  de la restricción y se retomará la versión completa más adelante.

<sup>9</sup> Este supuesto se ciñe bastante a la realidad. Aunque nominalmente pueda existir 100% de cobertura en Fonasa, la falta de acceso a determinados servicios y los largos tiempos de espera en los hospitales públicos, implican que los individuos deben recurrir a prestadores privados, ya sea directamente o a través de la modalidad de libre elección, para lo cual deben pagar de su bolsillo un porcentaje significativo del valor de la prestación. Dicho de otro modo, la cobertura efectiva que ofrece Fonasa es siempre menor al costo de la prestación requerida.

Lo anterior implica que, como resultado de la competencia, la utilidad esperada de las Isapres para cada contrato que ofrecen es igual a cero:  $E(\Pi_i) = \alpha_i - p_i \beta_i = 0$ . Así, para  $\frac{fw_i}{p_i} \leq d$ , el contrato ofrecido por las Isapres es  $\left( \alpha_i; \frac{\alpha_i}{p_i} \right)$ , donde los precios son actuarialmente justos.

Cuando  $\frac{fw_i}{p_i} > d$ , el contrato anterior no es posible ya que la bonificación máxima que se puede otorgar es  $d$  y a la probabilidad de enfermarse  $p_i$  el valor de la prima sería inferior a la cotización mínima obligatoria, ( $p_i d < fw_i$ ). En estos casos, el contrato ofrecido por las Isapres es  $(fw_i; d)$ . La renta esperada que se genera ( $fw_i - p_i d > 0$ ) lleva a las Isapres a incurrir en gastos de marketing y comercialización  $M_i$  destinados a lograr la afiliación de estos individuos. La competencia por estas rentas conduce a que  $M_i = fw_i - p_i d$ , lo que implica que la renta se disipa completamente. Por simplicidad se asume que estos gastos no son valorados por los individuos.

En resumen, los contratos ofrecidos pueden expresarse como  $(\alpha_i; G_j(\alpha_i))$ , donde  $j = F$  si el contrato es ofrecido por Fonasa y  $j = I$  si es ofrecido por alguna de las Isapres. Así,  $G_F(\alpha_i) = F$  y  $G_I(\alpha_i) = \min\left(\frac{\alpha_i}{p_i}, d\right)$ .

## 2. Resultados

### 2.1 Decisión individual

El problema de cada individuo consiste en decidir cuánto cotizar y a que sistema afiliarse (Fonasa o a alguna de las Isapres) para maximizar su utilidad esperada. La solución se obtiene comparando los niveles de utilidad esperada que podría obtener afiliándose a una Isapre con lo que obtendría inscribiéndose al Fonasa.

#### 2.1.1 Afiliación a una Isapre

Para efectuar esta comparación es necesario primero derivar cuanto cotizaría el individuo si optase por afiliarse a una Isapre. Si el individuo se afilia a una Isapre, su problema consistiría en:

$$\text{Max}_{\alpha_i} U = (1 - p_i)v(w_i - \tau - \alpha_i) + p_i v(w_i - \tau - \alpha_i + \min\left(\frac{\alpha_i}{p_i}, d\right) - d) \text{ sujeto a } \alpha_i \geq fw_i.$$

De las condiciones de primer orden se obtiene que el individuo se asegurará completamente, igualando la utilidad en ambos estados de la naturaleza (con y sin enfermedad). La cobertura adquirida sería igual al costo de enfermar:  $G_I(\alpha_i^*) = d$ .

Si la cotización mínima obligatoria no fuese restrictiva ( $p_i d \geq fw_i$ ) entonces  $\alpha_i^* = p_i d$ . Y, por lo tanto, la utilidad esperada (y cierta) sería igual a  $v(w_i - \tau - p_i d)$ . En estos casos las personas cotizarían por sobre el requerimiento legal.

En aquellos casos en los que la restricción sí estuviese activa, la cotización sería igual al mínimo obligatorio legal ( $\alpha_i^* = fw_i$ ) y la utilidad esperada (y cierta) sería  $v(w_i - \tau - fw_i)$ .

### 2.1.2 Afiliación al Fonasa

La utilidad esperada (y cierta) que obtendría el individuo si optase por afiliarse a una Isapre debe ser comparada con las que obtendría afiliándose a Fonasa. Para ello primero es necesario derivar la utilidad esperada que podría obtener en Fonasa. Si el individuo se afiliase al Fonasa, su problema consistiría en

$$\text{Max}_{\alpha_i} U = (1 - p_i)v(w_i - \tau - \alpha_i) + p_i v(w_i - \tau - \alpha_i + F - d) \text{ sujeto a } \alpha_i \geq fw_i.$$

Como resulta evidente, el individuo cotizaría lo mínimo posible, esto es  $\alpha_i^* = fw_i$ , y la utilidad esperada sería igual a  $U = (1 - p_i)v(w_i - \tau - fw_i) + p_i v(w_i - \tau - fw_i - (d - F))$ .

### 2.1.3 Comparación de ambas opciones

Al comparar las utilidades esperadas que obtendrían en Fonasa y en las Isapres los individuos para los cuales  $w_i > \frac{p_i d}{f}$ , se obtiene que, como en ambos casos cotizarían el mismo monto, equivalente al mínimo legal, éstos siempre preferirán afiliarse en una Isapre. En efecto, dada la concavidad de  $v(\cdot)$  y que  $d > F$ ,  $v(w_i - \tau - fw_i) > (1 - p_i)v(w_i - \tau - fw_i) + p_i v(w_i - \tau - fw_i - (d - F))$ . En términos intuitivos, este resultado se debe a que el individuo, que es adverso al riesgo, obtiene en la Isapre mayor protección por el mismo precio.

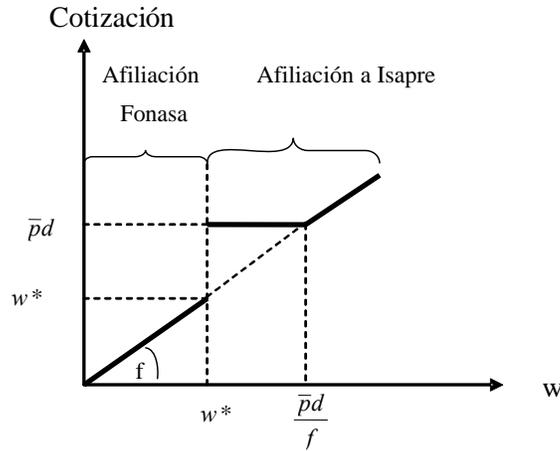
Al comparar las utilidades esperadas que obtendrían en Fonasa y en las Isapres los individuos para los cuales  $w_i \leq \frac{p_i d}{f}$  se obtiene que el resultado de la comparación depende del nivel de ingreso del individuo. En el Anexo 1 se demuestra que existe un ingreso de corte  $w^* < \frac{p_i F}{f}$  para el cual ambas utilidades esperadas se igualan; que para ingresos inferiores, la utilidad esperada de afiliarse al Fonasa es mayor; y que la utilidad de afiliarse a una Isapre es mayor para ingresos superiores.

Este resultado se debe a que la decisión de afiliarse al Fonasa conlleva un costo y eventualmente un beneficio. El costo corresponde a la utilidad esperada que se pierde por obtener una cobertura inferior ( $F < d$ ). El beneficio eventual corresponde al subsidio neto, equivalente a la diferencia entre el precio actuarialmente justo de la cobertura  $F$  y la cotización efectuada ( $p_i F - fw_i$ ). Este subsidio neto es financiado con recursos fiscales. Para que a un individuo le convenga afiliarse al Fonasa, el subsidio neto debe ser suficientemente grande o, lo que es equivalente, el ingreso debe ser suficientemente bajo como para compensar el costo de subasegurarse. Para ingresos mayores el subsidio no permite compensar el costo y al individuo le resultaría más conveniente afiliarse a una Isapre.

La figura 1 resume los resultados obtenidos hasta aquí. En ella se muestra, para un nivel de riesgo dado ( $p = \bar{p}$ ), la decisión óptima de los agentes respecto de cuánto y donde cotizar. Para ingresos inferiores a  $w^*$ , la decisión óptima consiste en cotizar en Fonasa el mínimo legal  $fw_i$ . Para ingresos mayores a  $w^*$ , los individuos se afilian a una Isapre y cotizan lo requerido para cubrirse completamente contra el riesgo de enfermar. Mientras  $w_i \leq \frac{\bar{p}d}{f}$ , el monto de la cotización será independiente del nivel de ingreso y superior al mínimo legal. Para ingresos mayores a  $\frac{\bar{p}d}{f}$ , la

cotización será igual al mínimo legal. La diferencia entre ésta y el precio actuarialmente justo de la cobertura  $d$  será la renta de las Isapres que se disipará por completo en gastos de marketing y comercialización.

**FIGURA 1**



Fuente: Elaboración propia.

En las figuras 2A y 2B se muestra como varía el resultado cuando se utiliza la restricción dada por la cotización mínima obligatoria incorporando el tope, es decir, cuando

$\alpha_i \geq R_i = \min(fw_i, f\bar{w})$ . La figura 2A muestra el caso en el que  $\bar{w} > \frac{\bar{p}d}{f}$ , donde lo único que

varía respecto a la figura 1 es que para  $\bar{w} \geq w \geq \frac{\bar{p}d}{f}$  la cotización será igual a  $fw_i$  y para

$w_i > \bar{w}$  la cotización será igual a  $f\bar{w}$ . La Figura 2B presenta el caso en que  $\bar{w} < \frac{\bar{p}d}{f}$ , donde la restricción legal que establece la cotización mínima obligatoria no es restrictiva para los afiliados a las Isapres. Estos cotizarán voluntariamente, para todos los niveles de salario, más que el mínimo legal.

FIGURA 2A

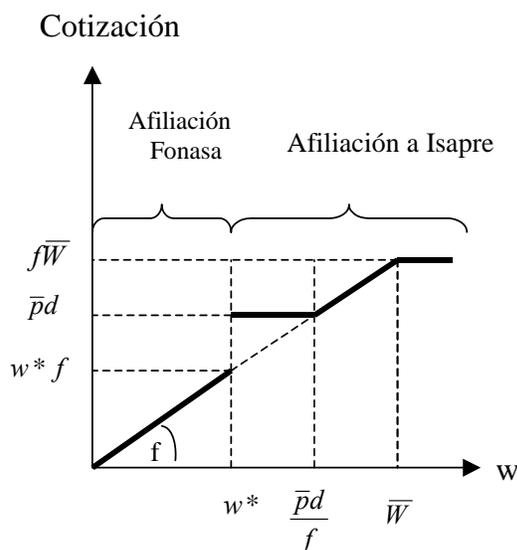
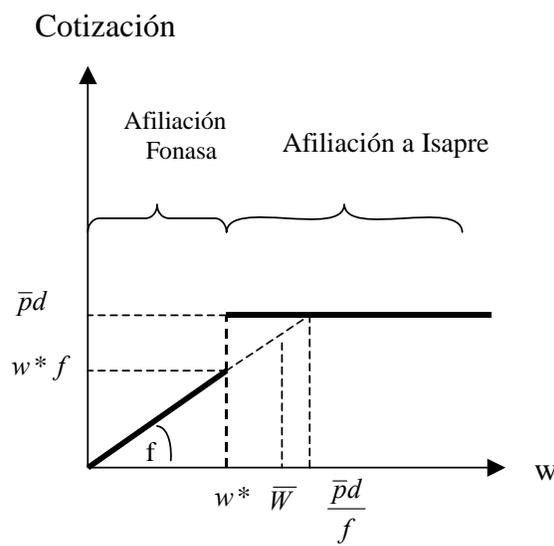


FIGURA 2B



Fuente: Elaboración propia.

## 2.2 Distintos niveles de riesgo

En esta sección se muestra como varían los resultados al considerar distintos niveles de riesgo. En primer lugar, en el sistema privado, a aquellas personas con mayor probabilidad de enfermar se les cobrará una prima más elevada. Como  $\alpha_i = p_i d$ , es evidente que a medida que aumenta el riesgo, aumenta también el costo de cubrirse en una Isapre ( $\frac{\partial \alpha_i}{\partial p_i} = d > 0$ ). Ello porque mientras mayor sea la probabilidad de enfermar, mayor será el costo esperado por la Isapre de otorgar la cobertura  $d$ .

En segundo lugar, cuando la cotización es la mínima obligatoria ( $\alpha_i = R_i = \min(w_i f; Wf)$ ), un aumento en el riesgo no implica un mayor costo de cobertura, ya que la cotización es independiente de la probabilidad de enfermar. Esto es así tanto en las Isapres como en el Fonasa. El efecto en las Isapres es una disminución de los gastos en ventas y marketing, mientras que en el Fonasa implica un aumento en el subsidio fiscal requerido para ofrecer la cobertura.

En tercer lugar, el ingreso de corte ( $w^*$ ), para el cual la persona está indiferente entre afiliarse a una isapre o al Fonasa, es mayor mientras más alta es la probabilidad de enfermar ( $\frac{\partial w^*(p)}{\partial p} > 0$ ).<sup>10</sup> Esto hace más probable que ante un nivel de riesgo mayor, se escoja el sistema

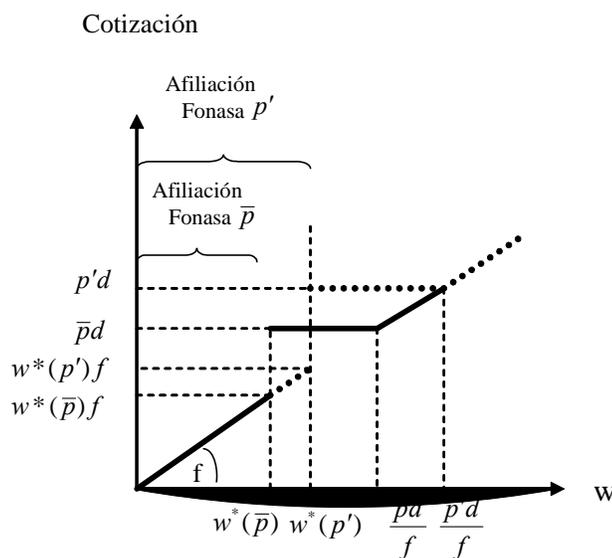
público de salud, provocando una mayor presión de recursos fiscales para financiar el subsidio neto que Fonasa debe entregar a sus afiliados. El resultado anterior depende de dos factores. Por un lado el aumento del riesgo hace la afiliación a Fonasa relativamente más atractiva, ya que para una cobertura única ofrecida por Fonasa el mayor riesgo no conduce al pago de una prima mayor. Las Isapres en cambio, funcionan como un seguro actuarialmente justo, por lo que aumentos en el riesgo se traspasaran directamente a una mayor cotización o alternativamente a una menor cobertura. En segundo lugar, un aumento del riesgo aumenta el costo en términos de utilidad de cubrirse menos

<sup>10</sup> La derivación formal de este resultado se presenta en el Anexo 2.

del óptimo, lo que solo ocurre en caso de afiliarse a Fonasa. Como se deriva del cambio en  $w_i^*$  respecto a un aumento en el riesgo, el primer efecto domina sobre el segundo, produciéndose segmentación por riesgo en contra del sistema público.

La figura 3 muestra como un incremento en el nivel de riesgo  $p' > \bar{p}$  genera un aumento en las cotizaciones de los afiliados a Isapre que se encuentran cotizando por sobre el mínimo legal, desde  $\bar{p}d$  a  $p'd$  y un aumento del salario de corte desde  $w^*(\bar{p})$  a  $w^*(p')$ . Con ello un grupo de afiliados optará por mantenerse en este régimen eligiendo una cobertura total pero a un mayor precio, mientras que un segundo grupo optará por emigrar al Fonasa donde su utilidad esperada será comparativamente mayor.

**FIGURA 3**



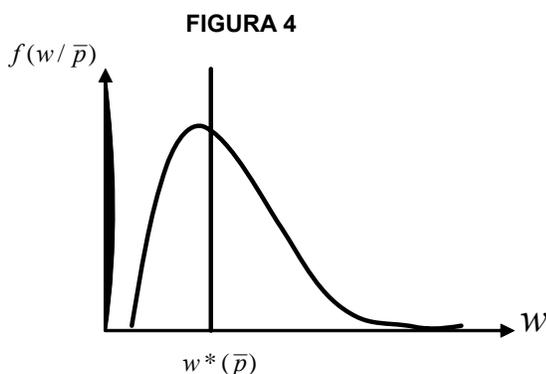
Fuente: Elaboración propia.

### 2.3 Distribución de la población entre Fonasa e Isapres

A partir de los resultados obtenidos es posible estimar para cada nivel de riesgo el porcentaje de la población afiliado a Fonasa. En la figura 4, se muestra la función de distribución de probabilidad condicional para  $(p = \bar{p})$ . El área bajo la curva para los ingresos iguales o inferiores al ingreso de corte  $w^*(\bar{p})$  corresponde al porcentaje de la población de riesgo  $\bar{p}$  afiliada al Fonasa

$\int_0^{w^*(\bar{p})} f(w|\bar{p})dw$ . Si se efectúa el mismo cálculo para todos los niveles de riesgo, se obtiene el

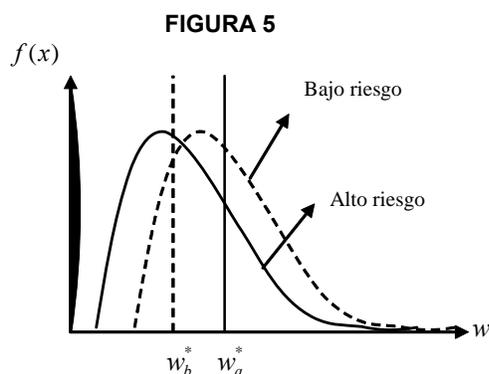
porcentaje total de la población que se afilia al Fonasa 
$$\delta = \int_0^1 \int_0^{w^*(p)} f(p, w)dw dp.$$



Fuente: Elaboración propia.

Como puede verse de  $\delta$ , el modelo genera una distribución de cotizantes sesgada hacia una mayor participación de los individuos de menores ingresos y mayor riesgo en el sistema público. Así, para cada nivel de ingreso, la utilidad esperada de los individuos de mayor riesgo será superior afiliándose a Fonasa que haciéndolo a alguna de las Isapres y lo contrario ocurrirá para los individuos de menor riesgo. Del mismo modo, para un nivel de riesgo dado, los individuos de menor ingreso preferirán la afiliación a Fonasa por sobre la participación en las Isapres.

Un elemento adicional que puede provocar segmentación por ingresos surge al suponer que la distribución de ingresos no es idéntica entre grupos de diferentes riesgos. Siguiendo a Blackburn, Espinosa y Tokman (2004) esto ocurre cuando, para cualquier nivel de ingreso, la función de distribución acumulada de esta variable es mayor para el grupo de mayor riesgo. La figura 5 muestra una función de distribución de probabilidades de ingresos para un grupo de alto y otro de bajo riesgo. La proporción de individuos afiliados a Fonasa es mayor para el grupo de alto riesgo (lo que es representado por el área de la función de distribución condicional de alto riesgo a la izquierda de  $w_a^*$ ) que para el grupo de bajo riesgo (área de la función de distribución condicional de bajo riesgo a la izquierda de  $w_b^*$ ) debido a dos factores independientes entre sí. El primero se debe a que  $\frac{\partial w_i^*}{\partial p_i} > 0$ , lo que implica que  $w_a^* > w_b^*$ . El segundo debido a que la proporción de individuos en los tramos menores de ingresos es siempre mayor para el grupo de mayor nivel de riesgo.



Fuente: Elaboración propia.

## 2.4 Financiamiento e impuestos

Una vez determinado  $\delta$  y las cotizaciones que cada afiliado realiza en el sistema de salud público, puede identificarse el impuesto  $\tau$  a cobrar a todos los individuos de manera de financiar el gasto esperado en este propósito. Este se obtiene a partir de  $\tau N = N\delta\hat{p}F - N\delta\hat{w}f$ , donde el primer término corresponde al pago esperado a los afiliados a Fonasa en caso que enfrenten una enfermedad y el segundo término a las cotizaciones obtenidas de este mismo grupo de individuos.<sup>11</sup> El aumento en la cobertura de Fonasa hará más atractiva la afiliación a este sistema, ya que el salario de corte para el cual Isapre resulta más conveniente aumenta en la medida que mayor sea  $F$ .<sup>12</sup> Con ello no solo aumenta el subsidio neto entregado a los cotizantes de Fonasa sino que además se incrementa la proporción de cotizantes en este sistema.

## 2.5 Resumen de resultados

La probabilidad de afiliación a Isapres aumenta con el nivel de ingreso y disminuye con el riesgo del cotizante. Así mismo, la probabilidad de cotizar por sobre los requerimientos legales aumenta con el riesgo del cotizante y disminuye con el nivel de ingresos.

Con ello, la decisión de afiliación a algunos de los sistemas de salud se define como la variable  $D$ , que corresponde a la diferencia entre la utilidad esperada que obtendría un individuo al afiliarse a una Isapre y la utilidad que este mismo obtendría en Fonasa. Esto es,  $D = v(w - pd) - (1 - p)v(w - \tau - fw) - pv(w - \tau - fw - (d - F))$ . Los individuos preferirán la afiliación a una Isapre siempre que  $D > 0$ . Para efecto de las estimaciones que se realizarán en la siguiente sección se supone que la variable  $D$  toma la siguiente especificación  $D = \eta w + \mu p + Z\psi$ , donde  $w$  representa el ingreso,  $p$  el riesgo del individuo,  $Z$  un vector de otras variables que determinan la decisión de afiliación y  $\eta, \mu, \psi$  parámetros a estimar.

La decisión de sobrecotización o cotización voluntaria por sobre lo exigido, depende de si la restricción de cotización mínima obligatoria no es restrictiva ( $p_i d \geq fw_i$ ). Definimos la variable decisión de sobrecotización  $S$ , de forma que  $S = pd - fw$ , donde para valores en que  $S > 0$  la utilidad esperada de los individuos que deciden afiliarse en alguna Isapre es mayor al cotizar por sobre el requerimiento legal. De este modo, dicha relación puede ser representada de la siguiente manera  $S = \phi w + \varphi p + \Omega\xi$ , donde  $\Omega$  es un vector de variables relevantes en la decisión y  $\phi, \varphi, \xi$  parámetros a estimar.

Las variables  $D$  y  $S$  no son posibles de ser observadas, en el caso de la primera solo sabemos si el individuo se encuentra cotizando en una Isapre o en el Fonasa, y en el caso de la segunda solo sabemos si éste mismo, en el caso de cotizar en Isapre, lo hace por el equivalente del mínimo legal o por sobre él. De acuerdo a ello ambas variables serán estimadas a partir de un modelo probit donde  $D'$  tomará el valor 1 en los casos en que  $D > 0$  y cero en caso contrario. De la misma manera,  $S'$  tomará valor 1 cuando  $S > 0$  y cero para todos los otros valores de  $D$ .

<sup>11</sup> En el Anexo 3 se muestra la obtención de estos resultados.

<sup>12</sup> En el Anexo 4 se demuestra que  $\frac{\partial w^*}{\partial F} > 0$



## II. Análisis de datos

---

En la presente sección se presentan estimaciones tanto para la decisión de afiliación en un sistema mixto de salud, como para la decisión de cotizar por sobre el mínimo exigido legalmente. Si bien para el primer análisis existen estudios realizados previamente, aunque como se verá más adelante a partir de una base de datos distinta a la aquí utilizada, la estimación respecto a la decisión de sobrecotización no ha sido aún llevada a cabo.

Gran parte de las publicaciones donde se estima empíricamente la decisión de aseguramiento bajo un sistema mixto corresponden a estudios efectuados en Chile. Sapelli y Torche (1998) analizan los determinantes de la elección entre los seguros privados y el sistema público encontrando que el ingreso, la edad, el sector de residencia y estado de salud son las variables más importantes en esta decisión. Sanhueza y Ruiz-Tagle (2002) también analizan los determinantes de la elección de afiliación entre los dos sistemas disponibles, pero proponen para ello una nueva metodología basada en ecuaciones simultáneas, lo que permite controlar la posible endogeneidad que surge debido a la existencia de información que solo los demandantes tienen respecto a su estado de salud. Sappelli y Vial (2003), en tanto, estudian la relación entre la utilización y la elección de seguros de salud público o privados. Estos trabajos toman como principales variables explicativas para la decisión de afiliación la edad, sexo, localización y nivel de ingreso del cotizante, una variable riesgo que corresponde a información pública disponible para determinar el valor del seguro ofrecido y el estado de salud de la persona, dato que es supuesto como información privada de los cotizantes y por lo tanto no disponible para los oferentes de servicios de salud.

Las estimaciones son realizadas en base a la encuesta Casen, que es la única fuente de información disponible, que junto a las características familiares, económicas y sociales, entrega información acerca de las condiciones de educación, salud y empleo de la población chilena. Nuestro análisis empírico se diferencia de estos trabajos principalmente en dos aspectos: la base de datos utilizada en la estimación y la selección y construcción de las variables explicativas.

## 1. Base de datos

En lugar de basar nuestras estimaciones en la Encuesta Casen se utilizaron datos efectivos del total de cotizantes tanto del sistema público como privado de salud para el año 2004. A esa fecha aún no comenzaba la puesta en marcha de la reforma de la salud, que creó un Fondo de Compensación entre Isapres con el objetivo de disminuir la segmentación por riesgo.

La información del primer grupo proviene de Fondo Nacional de Salud y la del segundo de la Superintendencia de Salud. La información anterior fue complementada con los datos de ingresos efectivos individuales provenientes del Servicio de Impuestos Internos para el mismo período de análisis. La principal ventaja en el uso de esta fuente de datos es que se cuenta con información cierta de los cotizantes y no con información declarada, la que puede estar sujeta a importantes imprecisiones. Así, la información de los ingresos individuales corresponden a los datos reales de ingresos, lo que incluye el total de rentas percibidas por cada individuo cualquiera sea esta su origen o fuente, mientras que en el caso de las encuestas solo se cuenta con información declarada por el entrevistado. Así mismo, esta base contiene la información efectiva tanto del número de cargas por afiliado como de las características para cada una de ellas respecto a su edad y género, mientras que para las encuestas, este dato debe inferirse a partir de los componentes del núcleo familiar, agregando un grado alto de imprecisión a la construcción de la variable riesgo. Por último, el contar con datos de la población de afiliados -mas de cuatro millones quinientos mil cotizantes- se obtiene un importante mayor grado de precisión respecto a la información que es posible obtener de una muestra.

**CUADRO 1**  
**COTIZANTES DEL SISTEMA DE SALUD**

	Fonasa	Isapre
Total Cotizantes	3 439 180	1 062 887
Proporción del Total de Cotizantes (%)	76	24
Proporción de Cotizantes Mujeres (%)	80	20
Proporción Cotizantes Hombres (%)	74	26

Fuente: Elaborado a partir de base de datos construida.

El cuadro 1 muestra la proporción de cotizantes a diciembre del año 2004 por sistema de salud. El total de afiliados dependientes o jubilados del sistema de salud público y privado, una vez corregida la base para eliminar datos inconsistentes, es de 4.502.067 individuos, los que se reparten en un 76% en Fonasa y el restante en alguna de las Isapres del sistema. Las mujeres, como puede verse del mismo cuadro, cotizan proporcionalmente más en el sistema público que los hombres, 80% en comparación al 74% de estos últimos.

## 2. Selección y construcción de variables

Para la selección y metodología de construcción de las variables a utilizar en las estimaciones, también se presentan algunas diferencias respecto a los trabajos realizados anteriormente. Para la variable riesgo, en lugar de asignar puntajes de acuerdo al sexo y edad del cotizante y sus cargas, se

utilizó información efectiva acerca de los costos que implica proveer servicios de salud de acuerdo a las características específicas de cada demandante y sus cargas. Para la variable localización del afiliado, en lugar de diferenciar las zonas de acuerdo a su densidad, se utilizó una representación de la disponibilidad por región de oferta privada de servicios de salud respecto al total de oferta pública y privada.

La variable estado de salud, en tanto, fue utilizada en los estudios antes señalados porque se supone entrega información privada no disponible por las Isapres al momento en que estas determinan el riesgo individual y con ello los costos de los planes ofrecidos. Esta información produciría selección adversa en contra de las Isapres, ya que las persona con peor estado de salud y por lo tanto con un costo de tratamiento esperado mayor que el promedio de las personas, elegirían en una mayor proporción afiliarse al sistema privado. Esto porque la cobertura a que accederían sería mayor a la entregada por Fonasa, sin que este mayor riesgo sea traspasado al costo de afiliación.

La inclusión de esta variable en nuestras estimaciones no es posible, al no encontrarse disponible para la base de datos con que se realizaron estas estimaciones. Sin embargo, la variable presenta una serie de inconvenientes que minimizarían los efectos de su exclusión. La información de intervenciones médicas pasadas junto la presencia de enfermedades crónicas y preexistentes que pudiesen implicar un mayor gasto futuro, debe ser declarada a las Isapres al momento de producirse la afiliación. Con ello, esta información no solo sería pública sino que además se traspasaría directamente al costo de afiliación en forma similar a la información respecto al sexo y edad del demandante. Segundo, a partir de una muestra no es posible distinguir si la información disponible acerca del estado de salud declarada en la encuesta se produjo en forma previa o posterior a la decisión de afiliación. En el primer caso, no sabríamos si se trata de información privada o si esta fue entregada a las Isapres según lo señalado previamente. Alternativamente, si la información del estado de salud se produjo después de la afiliación, entonces no correspondería a información relevante para la decisión de elegir entre los sistemas de salud disponibles. Finalmente, la inclusión de esta variable en Sapelli y Torche (1998) para la muestra de 1994 resulto ser poco relevante. Las variables entonces escogidas en el presente estudio fueron seleccionadas y construidas de la siguiente forma:

- **Variable Riesgo del Afiliado.** Corresponde a los factores de riesgo calculados por la Superintendencia de Salud para el año 2004 según grupos de edad y sexo. Estos factores son calculados de acuerdo a los costos estimados de proveer una serie de servicios hospitalarios, ambulatorios y otros relacionados a al subsidio de incapacidad laboral (SIL).
- **Variable Riesgo de las Carga:** Se repitió el ejercicio anterior sumando los factores de riesgo para todas las cargas del afiliado.
- **Variable Ingreso:** Se tomó el total de rentas anuales, ya sean gravadas o exentas de impuestos, declaradas ante el Servicio de Impuestos y se le resto el correspondiente pago de impuestos para llegar a los ingresos netos disponibles por los cotizantes.
- **Variable Localización:** Las diferencias regionales respecto a la disposición de oferta privada de salud, pueden causar decisiones disímiles de afiliación entre individuos de características semejantes pero que se encuentran en zonas diferentes del país. Esto porque una oferta privada escasa o de difícil acceso puede hacer comparativamente más atractiva la afiliación a Fonasa, donde existe relativamente un mejor acceso a los servicios demandados. Se incluyó por ello una variable localización que mide la disposición de oferta privada de servicios de salud por región. Para cada región se tomó la relación entre la dotación de camas privadas respecto a la dotación de camas en el total de hospitales de

la región, fuesen públicos o privados a diciembre de 2004.<sup>13</sup> En las regiones donde proporcionalmente sea mayor la disponibilidad de oferta privada de salud debiera esperarse una mayor probabilidad de afiliación a una de las Isapres.

- **Dummy Región Metropolitana:** En los casos en que la información respecto a la región del cotizante no está disponible, se asigna en su lugar la ubicación de los respectivos empleadores. De acuerdo a ello se genera una sobrerrepresentación de la región metropolitana, sin que esta información coincida necesariamente con la ubicación del trabajador.

Una primera mirada a los datos permite determinar de qué manera estas variables se relacionan con la decisión de afiliación a uno de los dos sistemas de salud. Como puede verse del cuadro 2 la presencia de cotizantes en el sistema público de salud es proporcionalmente mayor entre personas de menor ingreso y mayor factor total de riesgo, definido este como la suma entre el factor de riesgo del cotizante y la suma de factores de riesgo de sus cargas. Por su parte la tasa de cotización promedio es, como era de esperarse, equivalente al mínimo legal (7%) para los afiliados a Fonasa y de un 10,2% para aquellos pertenecientes a alguna de las Isapres.

**CUADRO 2**  
**VARIABLES DE DECISIÓN**

	Total Sistema Salud	Fonasa	Isapre
Renta Anual Promedio	3 491 650	1 976 126	8 395 423
Factor de Riesgo Promedio Cotizante	1,48	1,57	1,18
Factor de Riesgo Promedio Cargas	0,73	0,65	0,97
Factor de Riesgo Promedio Total	2,21	2,22	2,16
Tasa Cotización Promedio sobre Renta Declarada (%)	7,60	7	10,20

Fuente: Elaborado a partir de base de datos construida.

Una segunda mirada a los datos se realiza agrupando a los cotizantes de acuerdo a su nivel de riesgo. Para ellos se divide a la muestra en quintiles de riesgo, donde el primer quintil corresponde al grupo de menor nivel riesgo del afiliado. En el cuadro 3 se puede ver que la proporción de afiliados en las Isapres es apreciablemente menor en el quinto quintil de riesgo que en el resto de ellos, a pesar que esta misma relación es bastante similar entre los restantes quintiles. Por ejemplo, la proporción de afiliados en Isapre es ligeramente menor entre los individuos del primer quintil que los del segundo, a pesar que los factores de riesgo promedio son mayores para el segundo grupo.

**CUADRO 3**  
**INFORMACIÓN POR QUINTIL DE RIESGO**

	Quintil de Riesgo				
	1	2	3	4	5
Factor Riesgo Promedio Afiliado	0,53	0,85	1,35	1,78	3,07
Proporción Afiliados a Isapre (%)	26	29	26	29	6
Proporción de Mujeres (%)	4	14	76	65	53
Proporción de Hombres (%)	96	86,16	23,69	35,03	46,84
Edad Promedio	26,4	38,83	40,46	51,98	74,45
Renta Anual Promedio	2 544 873	4 534 327	3 767 552	4 241 074	2 273 205

Fuente: Elaborado a partir de base de datos construida.

Para determinar el peso relativo de estas variables en la decisión de afiliación a alguno de los sistemas de salud, se estimará dicha variable mediante un modelo probit, tal como se señaló en la

<sup>13</sup> Fuente: Departamento de Estadísticas e Información de Salud, Ministerio de Salud.

sección anterior. La variable independiente corresponde a una variable dicotómica que toma valor uno cuando el individuo está afiliado a Isapre y toma valor cero cuando este se encuentra afiliado a Fonasa. La muestra fue reducida para los trabajadores dependientes y jubilados que son los que por ley se encuentran obligados a cotizar en el sistema y que por lo tanto enfrentan las condiciones como las descritas en la modelación.

### 3. Resultados

Los resultados de las estimaciones pueden verse en el cuadro 4. Los signos de los coeficientes son los esperados de acuerdo a las predicciones del modelo, la probabilidad de afiliarse a Isapre aumenta cuando mayor es el nivel de ingreso y menor el nivel de riesgo del afiliado y sus cargas. La mayor disposición relativa de oferta privada por servicios de salud tiene, como era de esperarse, un efecto positivo en la probabilidad de afiliarse a Isapre.

**CUADRO 4**  
**MODELO PROBIT: PROBABILIDAD DE COTIZACIÓN EN ISAPRE**  
(\* Nivel de significación de 1%)

Variable	Coeficiente	Significativo
Constante	-1,058	si*
Ingreso	2,03E-07	si*
Factor Riesgo Cotizante	-0,368	si*
Factor Riesgo Cargas	-0,054	si*
Localización	1,319	si*
Dummy Región Metropolitana	-0,29	si*
<b>Numero de Observaciones</b>		4 502 067
<b>Pseudo R</b>		0,306
<b>Porcentaje de Aciertos</b>		83,96%

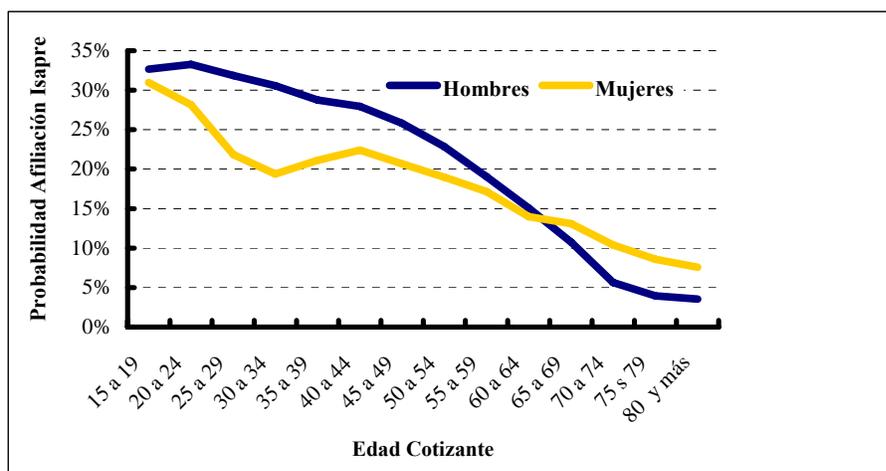
Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 1 muestra las probabilidades de afiliación a Isapre según edad, tanto para hombres como para mujeres.<sup>14</sup> Como puede verse, esta probabilidad disminuye a medida que los individuos van cumpliendo años, a excepción de las mujeres en el rango de edad entre 35 y 49 años, lo que refleja la caída del costo esperado de atenciones de salud producto de la disminución en la fertilidad de este grupo. El gráfico 1 también muestra que esta misma probabilidad de afiliación a una Isapre es mayor para los hombres que para las mujeres en el rango de edad que va entre los 15 y los 64 años, tendencia que se revierte posteriormente. El gráfico 2, en tanto, muestra las probabilidades de afiliación a Isapre para distintos niveles de ingreso.<sup>15</sup>

<sup>14</sup> Para todas las demás variables incluidas en la estimación se suponen valores equivalentes a la media.

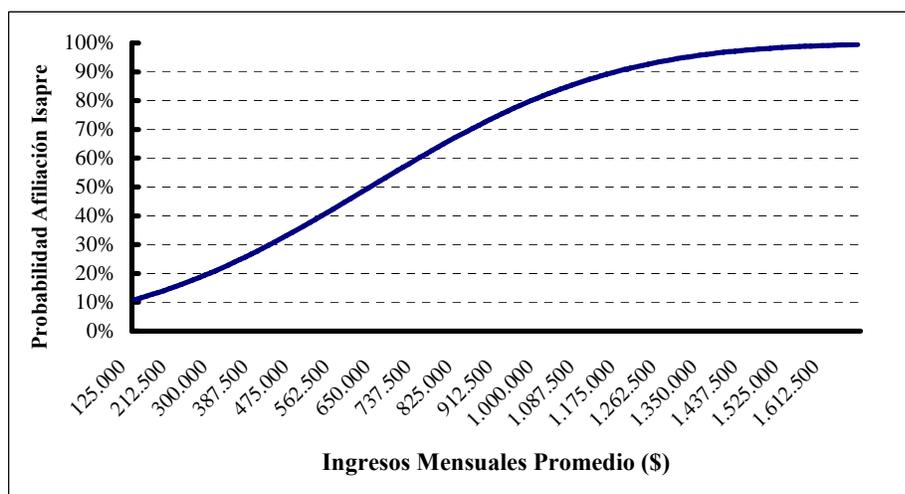
<sup>15</sup> Idem.

**GRÁFICO 1**  
**PROBABILIDAD DE AFILIACIÓN A ISAPRE POR EDAD**



Fuente: Elaboración propia.

**GRÁFICO 2**  
**PROBABILIDAD DE AFILIACIÓN A ISAPRE POR NIVEL DE INGRESO**



Fuente: Elaboración propia.

En el cuadro 5 se presentan tanto los efectos marginales de las variables presentadas como las elasticidades de estas mismas en el caso de ser variables continuas. La elasticidad ingreso de la variable es cercana a uno, marginalmente mayor a la elasticidad de 0,925 encontrada por Sapelli y Torche (1998). La elasticidad riesgo del cotizante es considerablemente mayor a la elasticidad riesgo de sus cargas, lo que indica que la decisión de afiliación es mucho más sensible a cambios en el riesgo del cotizante que a cambios en el riesgo acumulado de sus cargas. La baja elasticidad del riesgo de las cargas sugiere que una vez escogido una de las alternativas de afiliación, entre el sistema público y algunas de las instituciones privadas, esta decisión es difícilmente alterada en caso de aumento en el riesgo asociado a las cargas. Esto puede ocurrir, por ejemplo, en casos del nacimiento de un hijo o familiar que es incorporado al contrato del afiliado. En el caso de un cotizante a alguna de las Isapres, el aumento del riesgo asociado a sus cargas, sugeriría que el ajuste

al mayor costo de los contratos se provocaría, por ejemplo, destinando un mayor nivel de sus ingresos a su cotización, más que emigrando al sistema público. Cuando el aumento del riesgo se refiere al propio cotizante, entonces la probabilidad de abandono del sistema privado es considerablemente mayor, lo que es especialmente patente en edades más avanzadas. Por ejemplo, para un hombre de 64 años que cotiza en algunas de las Isapres, la probabilidad de mantenerse en el sistema al cumplir 65 años disminuye en 47%. En el caso de un hombre de 44, la misma probabilidad al cumplir 45 cae en solo 11%.

**CUADRO 5**  
**EFFECTOS MARGINALES Y ELASTICIDADES<sup>16</sup>**

Variable	Efecto Marginal	Elasticidad
Ingreso	5,75E-08	0,985
Factor Riesgo Cotizante	-0,104	-0,754
Factor Riesgo Cargas	-0,015	-0,054
Localización	0,374	0,417
Dummy Región Metropolitana	-0,085	-

Fuente: Elaboración propia.

La segunda parte de nuestro trabajo empírico consiste en medir los determinantes de la decisión de sobrecotización. Para ello se tomó la muestra completa de afiliados a Isapre distinguiendo como sobrecotizantes a quienes contrataron un seguro privado de salud por un valor mayor al 7% de los ingresos declarados por sus propios empleadores, es decir quienes cotizaron por sobre lo exigido legalmente.<sup>17</sup> Las estimaciones se realizaron mediante un modelo probit, cuya variable dependiente toma valores uno cuando el afiliado sobrecotiza y valor cero en caso contrario. Las variables explicativas fueron construidas de manera semejante a las utilizadas en las estimaciones previamente señaladas.

En el cuadro 6 se muestran los resultados de las estimaciones. Los signos de los coeficientes corresponden a los esperados de acuerdo a las predicciones del modelo, esto es, la probabilidad de sobrecotizar aumenta con el nivel de ingreso y disminuye con el riesgo del cotizante y sus cargas.

**CUADRO 6**  
**MODELO PROBIT: DECISIÓN DE SOBRECOTIZACIÓN**

(\* Nivel de significación de 1%)

Variable	Coeficiente	Significativo
Constante	0,432	si*
Ingreso	-2,76E-09	si*
Factor Riesgo Cotizante	0,104	si*
Factor Riesgo Cargas	0,044	si*
Dummy Región Metropolitana	0,292	si*
<b>Numero de Observaciones</b>		757 886
<b>Pseudo R</b>		0,125
<b>Porcentaje de Aciertos</b>		77,09%

Fuente: Elaboración propia.

<sup>16</sup> Los efectos marginales y elasticidades fueron evaluadas en la media de las variables. En el caso de las variables mudas para el cálculo de los efectos marginales se tomó un cambio discreto de 0 a 1.

<sup>17</sup> Como los precios de los planes de salud no son variables continuas, se consideró sobrecotización cuando la tasa de cotización fuese mayor al 7,3%.

Respecto a las elasticidades, éstas muestran valores muy bajos, lo que sugiere que la decisión de sobrecotización puede relacionarse principalmente a una mayor aversión al riesgo que a factores como el ingreso y el riesgo individual. Entre las elasticidades de las variables incluidas en las regresiones, la de mayor peso relativo corresponde al riesgo del cotizante. Un cambio en esta última tiene un efecto en la decisión de sobrecotización que aunque pequeño, es considerablemente mayor al efecto que en esta misma decisión tiene un cambio en los niveles de ingreso.

**CUADRO 7**  
**EFFECTOS MARGINALES Y ELASTICIDADES**

Variable	Efecto Marginal	Elasticidad
Ingreso	-8,29E-10	-0,010
Factor Riesgo Cotizante	0,031	0,050
Factor Riesgo Cargas	0,013	0,019
Dummy Región Metropolitana	0,089	-

Fuente: Elaboración propia.

### III. Conclusiones

---

Tanto el modelo formal aquí presentado como el análisis empírico, permiten concluir que la segmentación de la población según riesgo e ingreso es un resultado inherente a un sistema de salud dual como el chileno. Un diseño institucional de este tipo necesariamente implica una concentración desproporcionada de malos riesgos y bajos ingresos en el sector solidario del sistema. Este resultado se debe tener en cuenta a la hora de proponer alternativas para la participación de seguros privados de salud, en aquellos países donde sólo existe un sistema único y solidario, pues las implicancias políticas y fiscales de la segmentación pueden ser importantes.

Otro resultado que se deriva del análisis y que puede ser interesante para la industria se refiere a los determinantes de la cotización voluntaria en el mercado privado. El modelo demuestra que la probabilidad de cotizar por sobre lo que obliga la ley es una función creciente del riesgo y decreciente del ingreso. Son los segmentos de ingresos medios y medios bajos los que mayor esfuerzo están dispuestos a hacer para acceder a una Isapre y éste es mayor mientras mayor es el riesgo de salud que enfrenta la familia.

Tanto la especificación teórica como la estimación econométrica constituyen avances respecto a los trabajos desarrollados en Chile previamente. Por una parte, se mejora el modelamiento de las restricciones que enfrenta el individuo en un sistema dual y se parte de un modelo de decisión basado en la maximización de utilidad esperada de los individuos que es ampliamente conocido y aceptado.

Por otra parte, el análisis empírico introduce un indicador de riesgo más objetivo, se consideran también las restricciones de oferta que pudiesen estar afectando la decisión de aseguramiento en el mercado privado, y se efectúan las estimaciones con datos más actualizados y fidedignos.

A partir de este modelo es posible evaluar el efecto que tendría un aumento de cobertura en el sector solidario sobre las finanzas públicas. En el caso de Chile, la reforma a la salud que se está llevando a cabo contempla un aumento significativo de la cobertura de Fonasa, a través del establecimiento de garantías explícitas de acceso, oportunidad y protección financiera para las prestaciones asociadas a un conjunto de enfermedades prioritarias para la población chilena.<sup>18</sup> El modelo permite predecir que para todos los niveles de riesgo este aumento de beneficios tiene como resultado un incremento del nivel de salario bajo el cuál es preferible estar en Fonasa. En consecuencia, el seguro público aumenta su participación en el mercado y requiere, por ende, más recursos del fisco para financiar el subsidio neto que Fonasa otorga a cada uno de sus miembros.

El modelo teórico puede ser fácilmente extendido para incorporar un mecanismo de compensación de riesgos entre seguros, tal como el Fondo de Compensación creado en la Reforma de Salud en Chile (2005). Mediante el establecimiento de subsidios cruzados explícitos entre las aseguradoras, de acuerdo al riesgo promedio de la cartera de clientes, el Fondo permite disociar la prima que reciben los seguros de la que pagan las personas. De acuerdo a ello, puede esperarse una disminución de la segmentación por riesgo entre el sistema público y privado y una reducción de la presión por recursos fiscales necesarios para financiar el sistema público. Al mismo tiempo, la especificación utilizada puede ser aplicada a otras situaciones donde conviven agentes que maximizan su utilidad con agentes cuyo fin no es el lucro sino proveer un determinado servicio público. Este es el caso de la transición entre el antiguo sistema de reparto y las AFP, durante la cual se permitió a los afiliados elegir mantenerse en el antiguo sistema o trasladarse al sistema privado. Por último, una vez transcurrido un período de tiempo suficiente para que se produzcan ajustes en las decisiones de los agentes, futuras estimaciones para medir el cumplimiento de estos objetivos podrían ser realizadas a partir de un procedimiento similar al propuesto en este trabajo.

---

<sup>18</sup> Ver Espinosa y Tokman (2004)

## Bibliografía

---

- Arrow, Kenneth J. (1963), "Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care", *American Economic Review*, Vol. 53.
- Blackburn, Stephen, Consuelo Espinosa y Marcelo Tokman (2004), "Alternativas para Reducir la Discriminación y la Segmentación por Riesgo en el Sistema de Salud Chileno," CEPAL Serie Financiamiento del Desarrollo N° 152.
- Espinosa, Consuelo y Marcelo Tokman (2004), "Private and Public Health Insurance In Chile: Reform and Pending Challenges," Mimeo.
- Fischer, Ronald y Pablo Serra (1996), "Análisis Económico del Sistema de Seguros de Salud en Chile", *Revista de Análisis Económico*, Vol. 11.
- Larrañaga, Osvaldo (1997), "Eficiencia y Equidad en el Sistema de Salud Chileno", CEPAL, Serie Financiamiento del Desarrollo 49.
- Mas-Colell, Andreu, Michael Dennis Whinston y Jerry R. Green (1995), *Microeconomic Theory*. Oxford University Press
- Rothschild, Michael y Joseph Stiglitz (1976), "Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information," *Quarterly Journal of Economics*, 90.
- Sanhueza, Ricardo y Jaime Ruiz-Tagle (2002), "Choosing Health Insurance in a Dual Healthcare System: The Chilean Case," *Journal of Applied Economics*, Vol. V, No. 1 (May 2002).
- Sapelli, Claudio y Arístides Torche (1998), "El Seguro Previsonal de Salud: Determinantes de la Elección entre Seguro Público y Privado, 1990-1994," *Cuadernos de Economía* 106.
- Sapelli, Claudio y Bernardita Vial (2001), "Self Selection and Moral Hazard in Chilean Health Insurance," *Journal of Health Economics* 22(3).
- Tokman, Marcelo (2000), "Age Segmentation in the Chilean Health System," *Estudios de Economía*. Vol. 27 N°1.



## **Anexos**

---



## Anexo 1

### Definición de Variables:

- $w$  Salario
- $p$  Probabilidad de enfermarse
- $d$  Costo del tratamiento
- $\alpha$  Prima del contrato de salud
- $\beta$  Reembolso del contrato de salud
- $f$  Porcentaje de cotización obligatoria sobre el salario
- $\bar{W}$  Salario máximo sobre el cual se obliga a cotizar
- $F$  Cobertura de Fonasa
- $\tau$  Impuesto fijo
- $N$  Población
- $\Pi$  Utilidad de las Isapres
- $M$  Gastos de comercialización y Marketing de las Isapres.

## Anexo 2

Para la utilidad esperada de afiliarse a Fonasa existe un equivalente cierto  $C_x$ , que determina:  

$$EU(x) = (1 - p_i)v(w_i - \tau - fw_i) + p_iv(w_i - \tau - fw_i - (d - F)) = U(C_x)$$

Sea  $w^*$  el nivel de ingreso para el cual la utilidad que resulta de la afiliación a Fonasa equivale a la utilidad de afiliarse a Isapre. Es decir, el equivalente cierto de la utilidad esperada de afiliarse a Fonasa coincide con el ingreso esperado de afiliarse a una Isapre.  $C_x = w_i^* - \tau - p_id$

$$(i) \Gamma = (1 - p_i)v(w_i^* - \tau - fw_i^*) + p_iv(w_i^* - \tau - fw_i^* - (d - F)) - v(w_i^* - \tau - p_id) = 0$$

Se supone aversión al riesgo absoluta constante, esto es, para todo  $w$   $\frac{-v''}{v'} = \gamma$  y  $E(x) - C_x = \kappa$ . Donde  $\gamma$  y  $\kappa$  son ambas constantes, entonces:

$$(ii) C_x = E(x) - \kappa = w_i(1 - f) - \tau - p_i(d - F) - \kappa$$

Cuando  $w_i^* = w_i$  de (i) sabemos que  $C_x = w_i^* - \tau - p_id$  y por lo tanto:

(iii)  $C_x(w_i^*) = w_i^*(1 - f) - \tau - p_i(d - F) - \kappa = w_i^* - \tau - p_id$ , con lo que  $\kappa = p_iF - fw_i^*$  para todo  $w$  y con ello:

$$(iv) C_x = w_i(1 - f) - \tau - p_i(d - F) - p_iF + fw_i^*$$

Entonces, dependiendo de los valores de  $w$  tenemos:

1.  $w_i^* = w_i$

$$C_x = w_i^*(1 - f) - \tau - p_i(d - F) - p_iF + fw_i^* = w_i^* - \tau - p_id$$

Por lo tanto cuando  $w_i^* = w_i$  el equivalente cierto equivale al ingreso esperado al afiliarse a una Isapre, por lo que la utilidad esperada tanto en Isapre como en Fonasa es la misma.

$$2. \quad w_i^* < w_i$$

$$C_x(w_i) = w_i - f(w_i - w_i^*) - \tau - p_i d > w_i - \tau - p_i d$$

Cuando  $w_i^* < w_i$ , el equivalente cierto es mayor que el ingreso esperado en una Isapre, es decir, la utilidad esperada en Isapre es mayor que la utilidad esperada en Fonasa.

$$3. \quad w_i^* > w_i$$

$$C_x(w_i) = w_i - f(w_i - w_i^*) - \tau - p_i d < w_i - \tau - p_i d$$

Cuando  $w_i^* > w_i$ , el equivalente cierto es menor que el ingreso esperado en una Isapre y con ello, la utilidad esperada en Fonasa es mayor que a utilidad esperada en una Isapre.

### Anexo 3

Sabemos (v)

$$(1 - p_i)v(w_i^* - \tau - fw_i^*) + p_i v(w_i^* - \tau - fw_i^* - (d - F)) = v(w_i^* - \tau - p_i d)$$

Rescribiendo tenemos (vi)  $(1 - p_i)v(1) + p_i v(2) = v(3)$

Derivando (vi) respecto a  $p$  tenemos:

$$(vii) \quad -v(1) + (1 - p)v'(1)\frac{\partial w_i^*}{\partial p}(1 - f) + v(2) + pv'(2)\frac{\partial w_i^*}{\partial p}(1 - f) = v'(3)\left(\frac{\partial w_i^*}{\partial p} - d\right)$$

$$(viii) \quad \frac{\partial w_i^*}{\partial p} [(1 - p)v'(1)(1 - f) + pv'(2)(1 - f) - v'(3)] = v(1) - v(2) - v'(3)$$

$$(ix) \quad \frac{\partial w_i^*}{\partial p} = \frac{A}{B} = \frac{v(1) - v(2) - v'(3)d}{[(1 - p)v'(1)(1 - f) + pv'(2)(1 - f) - v'(3)]}$$

Respecto a (A) tenemos lo siguiente:

Reordenando (vi) tenemos que: (x)  $v(1) - v(2) = \frac{v(1) - v(3)}{p}$

Ocupando una Expansión de Taylor:

$$(xi) \quad v(w) = v(3) + v'(3)pd + \frac{1}{2}v''(3)p^2d^2 \quad \text{con } v(w) > v(1) \quad \text{y} \quad \frac{-v''}{v'} = \gamma$$

$$(xii) \quad \frac{v(w) - v(3)}{p} = v'(3)d - \frac{1}{2}v''(3)p d^2 \gamma$$

De (ix) tenemos y (xiii)  $-A = v'(3)d - (v(1) - v(2)) = v'(3)d - \left(\frac{v(1) - v(3)}{p}\right)$

Luego como  $v(w) > v(1)$  :

$$v'(3)d - \frac{(v(1) - v(3))}{p} > v'(3)d - \frac{(v(w) - v(3))}{p} = v'(3)d - v'(3)d + \frac{1}{2}v'(3)pd^2\gamma$$

Entonces  $-A > \frac{1}{2}v'(3)pd^2\gamma > 0$  y con ello  $A < 0$

Respecto a (B) ya se demostró en el Anexo 1 que

$$[(1-p)v'(1)(1-f) + pv'(2)(1-f) - v'(3)] = \frac{\partial \Gamma}{\partial w} < 0$$

Por lo tanto  $\frac{\partial w_i^*}{\partial p} = \frac{A}{B} > 0$

## Anexo 4

El impuesto necesario para financiar al Fonasa puede obtenerse de  $\tau N = N\alpha\hat{p}F - N\alpha\hat{w}f$

Donde  $\delta N$  es la cantidad de personas afiliadas a Fonasa,  $\hat{p}$  es la probabilidad promedio de enfermarse de los afiliados a Fonasa y  $\hat{w}$  es el ingreso promedio de los afiliados al sistema público de salud.

$N, F, f$  son parámetros y  $\alpha$ ,  $\hat{p}$ ,  $\hat{w}$  quedan determinados por:

$$\delta = \int_0^1 \int_0^{w^*(p)} g(p, w) dw dp \quad \hat{w} = \frac{\int_0^1 \int_0^{w^*(p)} w g(p, w) dw dp}{\int_0^1 \int_0^{w^*(p)} g(p, w) dw dp} \quad \hat{p} = \frac{\int_0^1 \int_0^{w^*(p)} p g(p, w) dw dp}{\int_0^1 \int_0^{w^*(p)} g(p, w) dw dp}$$

## Anexo 5

Derivando (vi) respecto a F tenemos:

$$(xiv) \quad (1-p)v'(1) \frac{\partial w_i^*}{\partial F} (1-f) + pv'(2) \left[ \frac{\partial w_i^*}{\partial F} (1-f) + 1 \right] = v'(3) \frac{\partial w_i^*}{\partial F}$$

$$\text{Reordenando (xv)} \quad \frac{\partial w_i^*}{\partial F} [(1-p)v'(1)(1-f) + pv'(2)(1-f) - v'(3)] = -pv'(2)$$

$$\frac{\partial w_i^*}{\partial p} = \frac{C}{B} = \frac{-pv'(2)}{[(1-p)v'(1)(1-f) + pv'(2)(1-f) - v'(3)]}$$

Dado que  $C < 0$  y que sabemos que  $B < 0$ , entonces  $\frac{\partial w_i^*}{\partial F} = \frac{C}{B} > 0$





NACIONES UNIDAS

Serie

C E P A L

financiamiento del desarrollo

## Números publicados

Un listado completo así como los archivos pdf están disponibles en  
[www.cepal.org/publicaciones](http://www.cepal.org/publicaciones)

199. Un matrimonio difícil: la convivencia entre un seguro público solidario y seguros de salud competitivos, Marcelo Tokman, Cristóbal Marshall, Consuelo Espinosa, (LC/L.2851-P), N° de venta S.07.II.G.175 (US\$10.00), 2007.
198. Nuevo marco de capital para la banca: alcances a su implantación en América Latina y el Caribe, Günther Held, (LC/L.2821-P), N° de venta S.07.II.G.146 (US\$10.00), 2007.
197. Development banking in the Eastern Caribbean: the case of Saint Lucia and Grenada, Wayne Sandiford, (LC/L.2471-P), Sales N° E.07.II.G.77 (US\$10.00), 2007.
196. New directions for development banking in the caribbean: financing to take advantage of unlimited supplies of labour skills and entrepreneurship, Vanus James, (LC/L.2735-P), Sales N° E.07.II.G.73 (US\$10.00), 2007.
195. BancoEstado Microcréditos, lecciones de un modelo exitoso, Christian Larraín, (LC/L.2734-P), N° de venta S.07.II.G.72 (US\$10.00), 2007.
194. Desafíos de la banca de desarrollo en el siglo XXI. El caso de Honduras, Walter Mejía, (LC/L.2733-P), N° de venta S.07.II.G.71 (US\$10.00), 2007.
193. A new approach to development banking in Jamaica, Keith R. Collister, (LC/L.2732-P), Sales N° E.07.II.G.70 (US\$10.00), 2007.
192. The dynamics of specialist development banking: the case of the agriculture development bank of Trinidad and Tobago, Anthony Birchwood, (LC/L.2731-P), Sales N° E.07.II.G.69 (US\$10.00), 2007.
191. Perspectivas del fondo latinoamericano de reservas, Miguel Urrutia Montoya, (LC/L.2730-P), N° de venta S.07.II.G.68 (US\$10.00), 2007.
190. La banca de desarrollo en México, Miguel Luis Anaya Mora, (LC/L.2729-P), N° de venta S.07.II.G.67 (US\$10.00), 2007.
189. Estudio sobre las buenas prácticas de las IFIS en función a la normativa de suficiencia patrimonial de Basilea I, Roberto Keil, (LC/L. 2720-P), N° de venta S.07.II.G.61 (US\$10.00), 2007.
188. Access to credit in Argentina, Ricardo N. Bebczuk, (LC/L. 2703-P), Sales N° E.07.II.G.52 (US\$10.00), 2007.
187. Análisis de la evolución y perspectivas de la banca de desarrollo en Chile, Ricardo Pulgar Parada, (LC/L.2631-P), N° de venta S.06.II.G.156 (US\$10.00), 2006.
186. Insurance underwriter or financial development fund: what role for reserve pooling in Latin America?, Barry Eichengreen, (LC/L.2621-P), Sales Number S.06.II.G.145 (US\$10.00), 2006.
185. Análisis de situación y estado de los sistemas de salud de países del Caribe, James Cercone, (LC/L.2620-P) N° de venta: S.06.II.G.144 (US\$15.00), 2006.
184. Pensiones para todos: análisis de alternativas para extender la cobertura del sistema chileno de previsión social, Eduardo Fajnzylber, retirada.
183. Sistemas contributivos, densidad de cotizaciones y cobertura de pensiones, Eduardo Fajnzylber, retirada.
182. Risk-Adjusted Poverty in Argentina: measurement and determinants, Guillermo Cruces and Quentin Wodon, (LC/L.2589-P), Sales Number E.06.II.G.118 (US\$10.00), 2006.
181. Fertility and female labor supply in Latin America: new causal evidence, Guillermo Cruces and Sebastian Galiani, (LC/L.2587-P) Sales N° E.06.II.G.117 (US\$10.00), 2006.
180. El acceso a la jubilación o pensión en Uruguay: ¿cuántos y quiénes lo lograrían?, Marisa Bucheli, Natalia Ferreira-Coimbra, Álvaro Corteza, Ianina Rossi, (LC/L.2563-P), N° de venta S.06.II.G.91 (US\$10.00), 2006.
179. Public policy for pensions, health and sickness insurance. Potential lessons from Sweden for Latin America, Edward Palmer, (LC/L.2562-P), Sales Number E.06.II.G.90 (US\$10.00), 2006.
178. Social Security in the English-speaking Caribbean, Oliver Paddison, (LC/L.2561-P), Sales Number E.06.II.G.89 (US\$10.00), 2006.
177. Reformas recientes en el sector salud en Centroamérica, Ricardo Bitrán, (LC/L.2554-P), N° de venta S.06.II.G.81 (US\$10.00), 2006.
176. Ciclo económico y programas de compensación social: el caso del sistema Chile Solidario, Américo Ibarra Lara y Gonzalo Martner Fanta, (LC/L.2553-P), N° de venta: S.06.II.G.80 (US\$10.00), 2006.

175. La reforma de salud en Nicaragua, Adolfo Rodríguez Herrera, (LC/L.2552-P). N° de ventas S.06.II.G.79 (US\$10.00). 2006.
174. La reforma de salud en Honduras, Adolfo Rodríguez Herrera, (LC/L.2541-P). N° de ventas S.06.II.G.69 (US\$10.00). 2006.
173. La reforma de salud en Costa Rica, Adolfo Rodríguez Herrera, (LC/L.2540-P) N° de venta: S.06.II.G.68 (US\$10.00), 2006.
172. Protección social efectiva, calidad de la cobertura, equidad y efectos distributivos del sistema de pensiones en Chile, Alberto Arenas de Mesa, María Claudia Llanes y Fidel Miranda, (LC/L.2555-P). N° de venta S.06.II.G.83 (US\$10.00), 2006.
171. Reformas de salud y nuevos modelos de atención primaria en América Central, Adolfo Rodríguez Herrera, (LC/L.2524-P). N° de venta S.06.II.G.51 (US\$10.00). 2006.
170. Inserción laboral, mercados de trabajo y protección social, Víctor Tokman, (LC/L.2507-P). N° de venta S.06.II.G.39 (US\$10.00). 2006.
169. Relación de dependencia del trabajo formal y brechas de protección social en América Latina y el Caribe, Andras Uthoff, Cecilia Vera y Nora Ruedi, (LC/L.2497-P). N° de venta S.06.II.G.29 (US\$10.00). 2006.
168. Inclusion of the European "Nordic Model" in the debate concerning reform of social protection: the long-term development of nordic welfare systems 1890-2005 and their transferability to Latin America of the 21st century, Eero Carroll and Joakim Palme, (LC/L.2493-P). Sales Number: E.06.II.G.24 (US\$10.00). 2006.
167. Non-contributory pensions: Bolivia and Antigua in an international context, Larry Willmore, (LC/L.2481-P). Sales Number: E.06.II.G.12 (US\$10.00).2006.
166. La protección frente al desempleo en América Latina, Mario D. Velásquez Pinto, (LC/L.2470-P). N° de venta S.05.II.G.217 (US\$10.00). 2005.
165. Ejemplos de uso de tecnologías de información y comunicación en programas de protección social en América Latina y el Caribe, Alvaro Vásquez V., (LC/L.2427-P). N° de venta S.05.II.G.174 (US\$10.00). 2005.
164. Regional exchange rate arrangements: the european experience, Charles Wyplosz, retirada.
163. Regional development banks: a comparative perspective, Francisco Sagasti and Fernando Prada, retirada.
162. Reforming the global financial architecture: the potential of regional institutions, Roy Culppeper, retirada.
161. European financial institutions: a useful inspiration for developing countries?, Stephany Griffith-Jones, Alfred Steinherr, Ana Teresa Fuzzo de Lima, retirada.
160. The Arab experience, Georges Corm, retirada.
159. An analysis of the experiences of financial and monetary cooperation in Africa, Ernest Aryeetey, retirada.
158. Asian bond market development: rationale and strategy, Yung Chul Park, Jae Ha Park, Julia Leung, Kanit Sangsubhan, retirada.
157. La banca de desarrollo en América Latina y el Caribe, Romy Calderón Alcas, (LC/L.2330-P) N° de venta: S.05.II.G.81 (US\$10.00). 2005.
156. Regional financial integration in east Asia: challenges and prospect, Yung Chul Park, retirada.
155. A experiência brasileira com instituições financeiras de desenvolvimento, Carlos Eduardo de Freitas, (LC/L.2328-P), N° de venta P.04.II.G.115 (US\$10.00), 2005.
154. Evolución, perspectivas y diseño de políticas sobre la banca de desarrollo en el Perú, Marco Castillo Torres, (LC/L.2274-P), N° de venta S.04.II.G.25 (US\$10.00), 2005.

- El lector interesado en adquirir números anteriores de esta serie puede solicitarlos dirigiendo su correspondencia a la Unidad de Distribución, CEPAL, Casilla 179-D, Santiago, Chile, Fax (562) 210 2069, correo electrónico: publications@cepal.org.

Nombre: .....
Actividad: .....
Dirección: .....
Código postal, ciudad, país: .....
Tel.:.....Fax: .....E.mail:.....