



Munich Personal RePEc Archive

## **Determinants of Voluntary Adoptions of Unemployment Insurance in Chile**

Salazar, César A.

Departamento de Economía y Finanzas, Universidad del Bío-Bío

September 2007

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/8159/>  
MPRA Paper No. 8159, posted 09 Apr 2008 08:08 UTC

# B.1 Determinantes de la Adopción Voluntaria del Seguro de Cesantía en Chile. \*

**César Salazar Espinoza**

Departamento de Economía y Finanzas

Universidad del Bío-Bío

Casilla 5-C

Concepción

Chile

[csalazar@ubiobio.cl](mailto:csalazar@ubiobio.cl)

---

## Resumen

El objetivo de este trabajo es presentar evidencia de los principales factores que influyen en la decisión voluntaria de la adopción del seguro de cesantía en Chile. Para llevar a cabo el objetivo propuesto, se realizaron estimaciones econométricas utilizando un modelo Logit Binomial, con información de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica (CASEN) correspondiente al año 2003. Los resultados respaldan algunos argumentos teóricos que influyen en este tipo de decisiones. Los individuos que presentan una menor probabilidad de tomar un seguro son trabajadores con un nivel educacional bajo y sin capacitación formal, individuos en edad avanzada, individuos con un menor número de cargas familiares, empleados con una mayor antigüedad laboral, individuos que pueden generar otro tipo de ingresos, trabajadores que reciben un mayor nivel de asistencia social, trabajadores que pertenecen a la micro y pequeña empresa y aquellos que pertenecen a los sectores de ocupación Transporte y Comunicaciones y el Sector Comercio. Estos resultados son interesantes, dado el mayor riesgo a quedar desempleado que enfrentan en la práctica las personas que poseen algunas de estas características. En este contexto, es necesaria la intervención de la autoridad, ya sea por la vía de los incentivos u obligatoriedad, para que las personas más vulnerables y que se encuentren en la condición de hacerlo, adopten el seguro de cesantía como mecanismo de protección social.

## Abstract

The aim of this paper is to present evidence for the main factors that influence the voluntary decision for taking unemployment insurance in Chile. To carry out this purpose, a Logit Binomial model was estimated using Survey of Socioeconomic Characterization (CASEN) 2003 data. The results support some theoretical propositions about this type of decision. Individuals who present a smaller probability of taking unemployment insurance are workers with low educational level and no formal training, individuals in advanced age, fewer family responsibilities, with greater seniority in their work, those who can generate a second income, workers that receive better social assistance, workers who belong to micro and small firms and those who work in Transport and Communications, and the Commerce Sector. These results are interesting because people who have some of these characteristics are those that face a larger unemployment risk. In this context, it is necessary the intervention of the authority whether by the means of incentives or by compulsoriness, in order that more vulnerable workers that qualify to take it, adopt the unemployment insurance as a social protection mechanism.

---

Palabras claves: seguro de cesantía, desempleo, afiliación voluntaria.

Keywords: unemployment insurance, unemployment, voluntary affiliation.

---

\* Esta investigación utilizó información de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional. El autor agradece al Ministerio de Planificación, propietario intelectual de la Encuesta, haberle permitido disponer de la base de datos. Todos los resultados del estudio son de responsabilidad del autor y en nada comprometen a dicho Ministerio.

## 1. Introducción.

El bajo desempeño económico de las economías latinoamericanas acompañado de un proceso de apertura comercial y financiera, que ha fomentado la competencia en los mercados, ha generado una mayor inseguridad, llevando a las autoridades a buscar mecanismos para enfrentar estos mayores riesgos, en particular el del desempleo (Velásquez, 2003). En este sentido, los países han creado sistemas de protección social para enfrentar estos mayores riesgos, garantizando una cobertura mínima a los ciudadanos, por medio de un seguro de desempleo, con el objeto de reducir el efecto de las fluctuaciones económicas sobre la pérdida de ingresos de los trabajadores. Los seguros de desempleo constituyen una transferencia de los ingresos del trabajador en el tiempo, desde los períodos de ocupación a los de desocupación, lo que permite de alguna forma suavizar el patrón de consumo intertemporal, y obtener de este modo ganancias en bienestar (Engen y Gruber, 1995).

En este contexto, el sistema chileno de protección durante la década de los 90 contaba con un subsidio de cesantía el cual se encontraba financiado exclusivamente por el Fisco y era aplicable únicamente en caso de despidos invocados por el empleador ya sea por necesidades de la empresa, establecimiento o servicio, como también por desahucio del empleador. Sin embargo, este subsidio entregaba montos muy bajos que no alcanzaban a garantizar la satisfacción de las necesidades básicas de un desempleado, motivando la idea de implementar un sistema de seguro de desempleo (Coloma, 1996). Es así como a partir del gobierno del Presidente Ricardo Lagos, se estableció un seguro de cesantía, el cual entra en vigencia en Chile a partir del 1 de octubre del año 2002, constituyéndose en un paso importante en materia de protección social a los trabajadores. El seguro tiene como objetivo otorgar al cesante un monto mínimo de dinero para que éste pueda subsistir durante un período determinado, facilitando la transición entre un empleo y otro. Lo óptimo desde la perspectiva de la autoridad es que la cobertura del seguro de desempleo alcance a la mayor cantidad de trabajadores posibles. Sin embargo, el seguro de cesantía implica obligatoriedad sólo a aquellos trabajadores dependientes del sector privado mayores de 18 años regidos por el Código del Trabajo, que presentan una relación contractual de tipo indefinido, plazo fijo o por obra, faena o servicio, posterior al 1 de Octubre del año 2002. Esta definición implica que existe una importante proporción del total de personas que pueden acceder a este beneficio que no están obligados a afiliarse al seguro de cesantía, cuya decisión tiene un carácter voluntaria. Estas personas la constituyen aquellos trabajadores dependientes del sector privado mayores de 18 años regidos por el Código del Trabajo, que presentan una relación contractual de tipo indefinido, plazo fijo o por obra, faena o servicio, desde antes de la entrada en vigencia de la ley que dio origen al seguro de cesantía. Es sabido, dada la obligatoriedad del sistema, que a medida que transcurre el tiempo, el porcentaje de personas afiliadas se irá incrementando hasta llegar a una cobertura que abarque a toda la gente que de alguna manera pueda acceder a sus beneficios. Sin embargo, si la autoridad desea que el seguro de cesantía llegue a una mayor cantidad de personas, en el menor plazo posible, deberá generar algún tipo de medidas para lograr que una mayor cantidad de trabajadores accedan al sistema.

Como se discute en Berstein *et al.* (2006), con respecto a las motivaciones que influirían en la cotización voluntaria de los trabajadores independientes en el Sistema de Pensiones, podemos también en el contexto del seguro de cesantía, distinguir dos enfoques que se proponen para lograr que los trabajadores que pueden decidir tomar un seguro pero no lo hacen coticen en el sistema. El primero de ellos propone la obligatoriedad, teniendo como fundamento un modelo de comportamiento en que los agentes son miopes, en el sentido que no pueden prever correctamente la caída en ingresos que se producirá si quedan desempleados. Siguiendo este argumento, se debería crear la instancia para obligar a estas personas a afiliarse al sistema. Por otra parte, quienes proponen el camino de los incentivos, implícitamente suponen que los trabajadores son racionales en su decisión de no cotizar, ya que consideran que los beneficios de hacerlo son menores a los costos. En este último punto, es necesaria la intervención de la autoridad para generar incentivos adecuados para que las personas más vulnerables y que se encuentren en la condición de hacerlo, adopten voluntariamente el seguro de cesantía como mecanismo de protección social. Con respecto a este último esquema, Clasen y Viebrock (2007), afirman que un seguro de desempleo voluntario puede ser más efectivo en términos de políticas sociales que un seguro

público obligatorio. Al respecto, se menciona la experiencia de Dinamarca y Suecia donde las altas tasas de participación en el sistema de seguro de desempleo voluntario pueden ser explicadas por los bajos costos directos y las considerables ganancias no solo en material de protección sino también en el acceso a un mercado laboral activo. Sin embargo, como lo discute Coloma (1996), los sistemas de seguros de desempleo privados presentan problemas de “riesgo moral” y “selección adversa” debido a la presencia de asimetrías de información entre la compañía de seguro y el asegurado. De esta forma la compañía cobrará primas de acuerdo a un riesgo promedio de desempleo de la población lo que incentivará sólo a tomar el seguro a aquellos que tengan mayores probabilidades de quedar desempleado. Bajo este escenario, las primas subirán de precio reconociendo el mayor riesgo de los desempleados, lo que finalmente llevará a que el seguro solamente cubra una fracción muy pequeña de la fuerza de trabajo.

Dado lo anterior, el presente trabajo tiene como propósito presentar evidencia sobre los principales factores que influyen en la adopción voluntaria del seguro de cesantía. Para este objetivo se plantea modelar la probabilidad que una persona decida voluntariamente afiliarse al seguro de cesantía por medio de la estimación de un Modelo Logit, siguiendo el marco teórico entregado por la teoría de la utilidad esperada. La información para llevar a cabo las estimaciones fue provista por la Encuesta de Caracterización Socioeconómica (CASEN) del año 2003.

Esta investigación se ordena como sigue. En la sección 2 se describen algunos antecedentes generales del seguro de cesantía. Posteriormente la sección 3 plantea un modelo teórico que describe el proceso de decisión en la elección de un seguro. La sección 4 describe el modelo econométrico con las variables utilizadas en las estimaciones. La sección 5 presenta los resultados. Finalmente la sección 6 culmina con algunas conclusiones y recomendaciones generales.

## **2. Antecedentes Generales del Seguro de Cesantía.**

En esta sección se presenta una breve descripción de los aspectos más sobresalientes que rigen el funcionamiento del seguro de cesantía. Para describir de manera general el funcionamiento del seguro de cesantía se siguió el trabajo de Walker y Liendo (2003). Posteriormente se entregan algunas cifras que tienen como objetivo mostrar como ha funcionado este sistema de protección social desde su implementación. Para este último propósito se utilizó información pública proporcionada por la Administradora de Fondos de Cesantía (AFC).

### **2.1 Descripción del Seguro de Cesantía.**

La ley que da origen al seguro de cesantía chileno fue promulgada el 30 de abril del año 2001, publicándose en el Diario Oficial el 14 de mayo del mismo año. Sin embargo, éste cobra recién vigencia a partir del 1 de octubre del año 2002. El seguro de cesantía es administrado por una única entidad privada, llamada Administradora de Fondos de Cesantía (AFC), la cual es fiscalizada por la Superintendencia de Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP). El grupo de trabajadores objetivo que son cubiertos por el seguro de cesantía corresponde a todos los trabajadores dependientes del sector privado mayores de 18 años regidos por el Código del Trabajo. La cobertura rige para trabajadores con contrato indefinido, como también para aquellos trabajadores cuya relación contractual es a plazo fijo, o por obra, trabajo o servicio determinado. La ley establece obligatoriedad del seguro de desempleo para todos aquellos trabajadores que inicien una relación laboral a contar del 2 de octubre del año 2002. Los trabajadores que ya tenían un contrato vigente a esa fecha, pueden decidir voluntariamente adoptar el seguro de desempleo.

El diseño del seguro de cesantía se caracteriza porque cuenta con un aporte tripartito, donde no sólo los trabajadores realizan aportes al seguro, sino también los empleadores y el gobierno. Una de las características del seguro de cesantía es que cuenta con un fondo de cesantía solidario que permite beneficiar a los trabajadores de menores ingresos. Es así como el seguro de cesantía no sólo se financia con los aportes que se realizan a la cuenta individual de cada trabajador, sino que además cuenta con un fondo solidario que entrega beneficios adicionales a trabajadores cuando éstos no pueden financiar sus prestaciones con su cuenta individual, dado lo reducido de sus ingresos. De esta manera el aporte que realiza cada parte responsable de financiar este sistema es el siguiente. En la cuenta individual del trabajador, el empleador debe aportar el 1,6% de la remuneración de su empleado y el trabajador sólo un 0,6% de su remuneración. Por otra parte el fondo de cesantía solidario se alimenta con los aportes del empleador que equivalen a un 0,8% de la remuneración del trabajador y con aportes del estado en cifras anuales equivalentes a 225.972 unidades tributarias mensuales. Sin embargo, cuando se trata de contratos a plazo fijo, por obra, trabajo o servicio determinado, todo el aporte lo realiza el empleador, el cual exclusivamente tiene como destino la cuenta individual del trabajador.

Los trabajadores pueden recibir prestaciones monetarias desde el seguro de cesantía, en caso de término de una relación laboral cuya causal sea la renuncia o despido. El seguro además otorga cobertura en el sistema público de salud por el período en que el afiliado reciba las prestaciones monetarias, como también paga las asignaciones familiares que correspondan. El financiamiento de las prestaciones que otorga el seguro de cesantía, el monto de éste, el número de giros y el tiempo cotizado se encuentra relacionado a la relación contractual que presenta cada trabajador. Es así como aquellos trabajadores que pierden un empleo estando contratado indefinidamente, pueden optar a los beneficios del seguro de cesantía el cual puede ser financiado ya sea a través de su cuenta individual y en algunos casos por medio del fondo solidario de cesantía. Los trabajadores con este tipo de relación contractual pueden realizar tantos giros en su cuenta individual como años de cotizaciones registren desde la fecha de afiliación, con un límite máximo de 5 giros. Para optar al fondo solidario de cesantía, los recursos de su cuenta individual deberán ser insuficientes para poder financiar los períodos, porcentajes y montos definidos en la Ley 19.728 mostrados en el cuadro 1.

Cuadro 1 – Prestaciones Límites del Fondo Solidario de Cesantía.

Meses	Porcentaje Promedio remuneración últimos 12 meses	Valor Superior	Valor Inferior
Primero	50%	\$125.000	\$65.000
Segundo	45%	\$112.500	\$54.000
Tercer	40%	\$100.000	\$46.000
Cuarto	35%	\$87.500	\$38.500
Quinto	30%	\$75.000	\$30.000

Fuente: Ley 19.728

Se debe considerar que estos valores se reajustan de acuerdo al valor del índice de precios al consumidor (IPC) anual el primer día hábil de febrero. Así un trabajador en el primer mes percibirá beneficios correspondientes al 50% de la remuneración promedio del último año el cual no podrá exceder un valor máximo ni tampoco podrá ser inferior a un valor mínimo establecido por Ley. De esta manera, a modo de ejemplo, si el trabajador percibe como remuneración \$300.000, el beneficio calculado para el primer mes sería \$150.000. Sin embargo, si el trabajador sólo tiene \$50.000 en su cuenta individual, el resto debería ser financiado por el fondo solidario de cesantía tomando en consideración el valor superior establecido por ley. De este modo el trabajador no recibirá \$150.000 sino sólo percibirá por concepto de seguro de cesantía el máximo posible que alcanza a \$125.000.

Cabe agregar que cada trabajador no puede obtener beneficios desde el fondo solidario más de 2 veces en un período de 5 años. Además este fondo no opera cuando la relación laboral termina por causales como mala conducta del trabajador, renuncia del trabajador, ni en casos de mutuo acuerdo, como también para aquellos trabajadores que hayan terminado una relación contractual de tipo fijo, o por obra, trabajo o servicio determinado. Para verificar que el trabajador se encuentra efectivamente cesante, éste debe inscribirse en la Oficina Municipal de Intermediación Laboral (OMIL) de su comuna respectiva. Así, si el trabajador rechaza una oferta de trabajo que le ofrece la OMIL, donde percibiría una remuneración igual o superior al 50% de la última devengada en el anterior empleo, no tendrá derecho al financiamiento desde el fondo solidario de cesantía. De la misma forma, no podría acceder a este derecho si el trabajador rechaza una beca de capacitación financiada por Servicio Nacional de Empleo (SENCE).

Cuando los trabajadores con contrato indefinido no cumplan los requisitos para acceder al fondo solidario de cesantía sólo podrían financiar sus prestaciones con cargo a su cuenta individual, cuyos montos y giros dependerán del número de meses cotizados de acuerdo a la información que se muestra en el cuadro 2.

Cuadro 2 – Estructura de prestaciones sólo con cargo a la cuenta individual.

<b>Antigüedad (Meses)</b>	<b>Saldo Cuenta Individual</b>	<b>Giro 1</b>	<b>Giro 2</b>	<b>Giro 3</b>	<b>Giro 4</b>	<b>Giro 5</b>
12	X	X				
24	X	X/1.9	Saldo Final			
36	X	X/2.7	90% giro 1	Saldo Final		
48	X	X/3.4	90% giro 1	80% giro 1	Saldo Final	
60 y más	X	X/4	90% giro 1	80% giro 1	70% giro 1	Saldo Final

Fuente: Ley 19.728

Desde el cuadro se desprende que el número de giros depende de los meses cotizados, donde por cada 12 meses se dará derecho a un giro adicional. La prestación a cancelar por el seguro en el primer giro depende del número de giros totales con que cuenta cada trabajador. De esta manera, para obtener el primer giro, el saldo total de la cuenta individual debe ser dividido por un factor específico que depende del número de meses cotizados. Posteriormente el monto a pagar por los giros restantes 2, 3 y 4 será el 90%, 80% y 70% respectivamente del monto calculado para el primer giro. La última prestación correspondiente al giro 5, se obtendrá del saldo final que quede en la cuenta individual después de haberse completado el pago de las primeras 4 prestaciones.

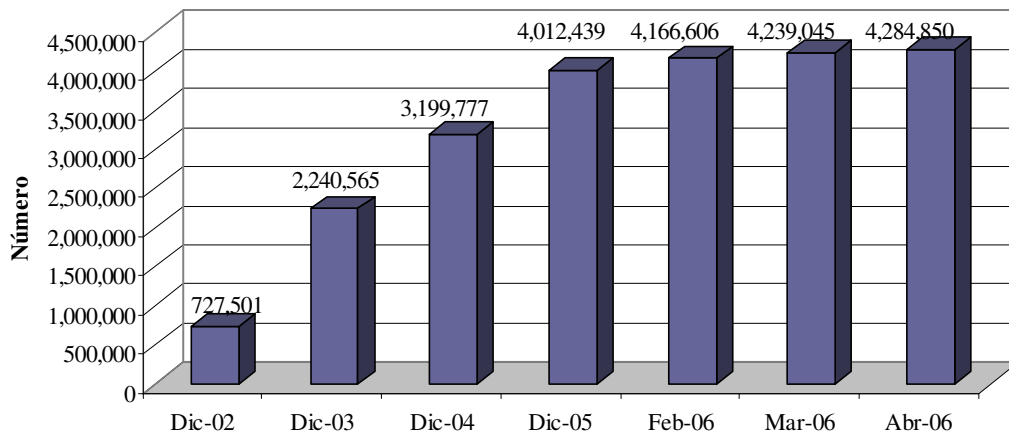
Finalmente, los trabajadores con contrato a plazo fijo, o por obra, trabajo o servicio determinado sólo pueden acceder a su cuenta individual para financiar sus prestaciones únicamente después de haber cotizado durante 6 meses desde la fecha de afiliación. En este caso el trabajador retirará el total acumulado en la cuenta en un solo giro cuando se acredite la situación de cesantía del trabajador.

**2.2 Estadísticas del Seguro de Cesantía.**

Para poder estudiar el funcionamiento del seguro de cesantía durante su período de vigencia, se hace uso de información estadística de carácter pública obtenida desde la AFC al 2 de junio de 2006. En ella se puede encontrar información sobre la evolución de los afiliados y cotizantes, además de los cotizantes por tipo de contrato. En primer lugar, se debe hacer una distinción aclaratoria entre los afiliados al sistema de seguro de cesantía y aquellos trabajadores cotizantes. La calidad de afiliado se obtiene cuando se comienza a cotizar en el seguro y no se pierde hasta que el trabajador se pensiona o fallece, es decir, una vez que un individuo se ha incorporado al seguro de cesantía, no se puede desafiliarse del sistema, aunque se haya incorporado en forma voluntaria. Por otro lado, el universo de cotizantes son todos aquellos que realizan aportes al seguro de cesantía mensualmente, es decir, es aquella parte del conjunto de afiliados que tienen una relación laboral vigente.

A continuación se muestra la evolución del número de personas afiliadas al seguro de cesantía desde sus inicios hasta el mes de abril del año 2006.

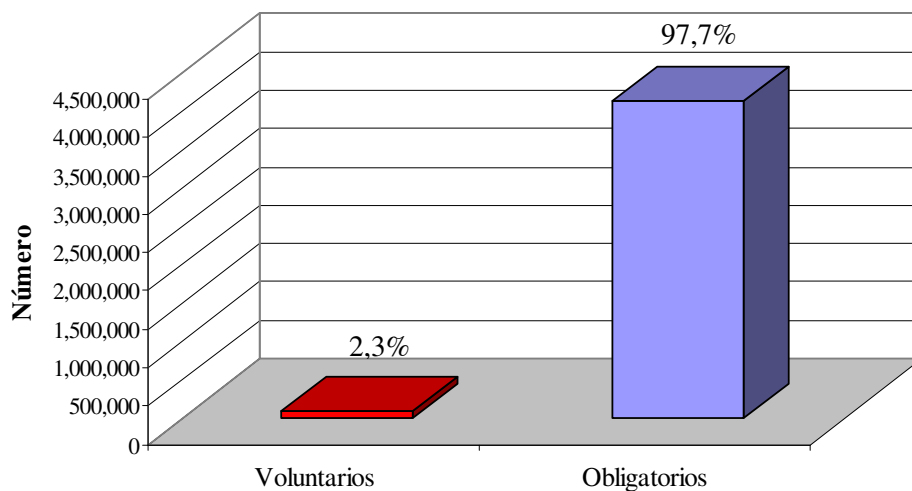
Figura 1 – Evolución del Número de Personas Afiliadas al Seguro de Cesantía.



Fuente: Estadísticas AFC.

La figura muestra una tendencia creciente en el número de personas afiliadas al seguro de cesantía desde su implementación desde octubre de 2002. Las cifras más recientes muestran que al mes de abril del año 2006 el número de afiliados llega a casi 4.300.000 personas. Al considerar las cifras al mes de diciembre del año 2005 y el número de personas que constituyeron la fuerza de trabajo en el trimestre octubre/diciembre, tenemos que cerca de un 63% de la fuerza de trabajo se encontraba afiliada al seguro de cesantía. Se aprecia un explosivo aumento de los afiliados al seguro de cesantía, sin embargo, este crecimiento sustancial ha ido paulatinamente reduciendo su velocidad, lo que se verifica al obtener que entre el mes de diciembre del año 2002 y 2003 se afiliaron 1.513.064 personas. En el siguiente período se verifica un crecimiento de 959.212 personas y entre el último mes de los años 2004 y 2005 el número de afiliados creció en 812.662 personas, una cantidad inferior que en los años anteriores. Esto ratifica que el ritmo de crecimiento es menor en cada año. Aunque no se dispone de información que permita distinguir que parte de este aumento en el número de afiliados anualmente corresponden a trabajadores que adoptaron su decisión en forma voluntaria u obligatoria, existe evidencia que la mayor parte de las personas que se encuentran afiliadas son trabajadores que presentan una relación contractual posterior al 1 de octubre del año 2002, lo que implicaría que la masa de trabajadores que están afiliados al seguro de cesantía lo han hecho bajo obligación. Esta situación queda de manifiesto al observar la figura 2 donde se muestra la proporción de afiliados voluntarios y obligatorios.

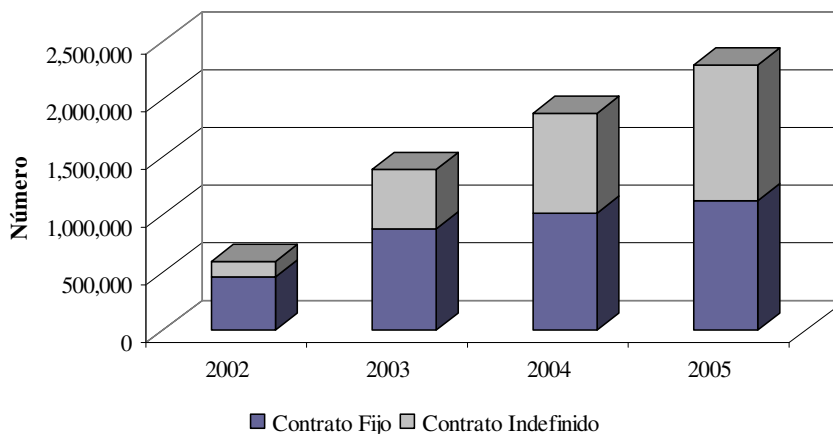
Figura 2 – Número y Porcentaje de Personas según su Forma de Afiliación



Fuente: Estadísticas AFC.

De acuerdo a información al mes de abril del año 2006, el número de personas afiliadas voluntariamente sólo alcanzaba una cantidad de 95.928, lo que representa un 2,3% de la cantidad de personas totales afiliadas. Por otro lado, el número de personas con cobertura que acceden de manera obligatoria a sus beneficios, corresponde a un 97,7% del universo de afiliados, lo que equivale a 4.138.405 personas. Por consiguiente, desde esta información se puede desprender la baja tasa de afiliación voluntaria de las personas que tienen la opción de decidir dado que tenían una relación laboral vigente antes del 1 de octubre del año 2002. Esto demuestra que prácticamente la totalidad de las personas que ingresan cada año a este sistema, lo hacen obligatoriamente. Esto indicaría una alta creación de contratos en Chile, y una preocupación por la baja afiliación de los trabajadores que tenían contratos vigentes (Berstein *et al.*, 2006). Se puede pensar, que esta baja tasa de participación, es consecuencia de la falta de conocimiento sobre el tema y de los beneficios que entrega el seguro. Sin embargo, estas cifras dan cuenta de una realidad después de poco más de 3 años de haberse implementado el seguro de cesantía en Chile. Esto nos induce a pensar que existen distintos factores que influyen en la decisión de adoptar o no un seguro que cubra a un individuo contra el riesgo de quedar desempleado. La figura 3 muestra la evolución del número de personas cotizantes por tipo de contrato a diciembre de cada año.

Figura 3 – Cotizantes al Seguro de Cesantía según Tipo de Contrato.



Fuente: Estadísticas AFC.



La evolución del número de cotizantes es similar a la del número de afiliados al seguro de cesantía. Desde la información estadística se puede desprender que la cantidad de cotizantes crece a un ritmo decreciente en el período comprendido entre los años 2002 y 2005. Los registros indican que el número de cotizantes al mes de diciembre del año 2005 alcanzó 2.297.002 personas, lo que representa un aumento en 418.245 personas con respecto al año 2004 y un porcentaje del número total de ocupados registrados en el trimestre octubre/diciembre del 38,8%. Si comparamos el aumento entre los años 2003 y 2004 tenemos que el crecimiento llegó a las 487.276 personas, un ritmo superior que en períodos más recientes. Esta situación ratifica el menor ritmo de crecimiento al que deberá enfrentarse el sistema a lo largo del tiempo. Al desagregar la información por tipo de contrato se encuentra evidencia de una tendencia a una mayor proporción de cotizantes cuya relación laboral es con contrato indefinido y una disminución en el porcentaje de cotizantes con contrato fijo. Esta situación se manifiesta al observar que a fines del año 2002, el porcentaje de cotizantes con contrato fijo era de un 78%, muy por encima del porcentaje con contrato indefinido. A lo largo de los años esta situación ha ido cambiando radicalmente, verificándose un aumento sustancial en el porcentaje de cotizantes con contrato indefinido. Es así, como las cifras al año 2005 muestran que un 51% de los cotizantes se encuentran trabajando con un contrato indefinido y un 49% lo hacen bajo la modalidad de un contrato fijo.

### 3. La Decisión de Adopción de un Seguro de Cesantía: Modelo Teórico.

El estudio del proceso de decisión sobre la adopción de un seguro de cesantía se enmarcará dentro de un modelo de decisión en condiciones de riesgo e incertidumbre. De esta manera, se plantea la posibilidad que ocurra un siniestro, que este caso corresponde al estado de quedar desempleado. Por lo tanto, el trabajador decidirá entre dos opciones: afiliarse al sistema o no adoptar el seguro. En el primer caso, el trabajador deberá pagar una cotización mensual que hará reducir su ingreso disponible, repercutiendo en un menor poder adquisitivo para comprar bienes y servicios y, por ende, en una caída en su bienestar. Sin embargo, un seguro de cesantía cubre en alguna medida contra el riesgo de quedar desempleado lo que garantiza al individuo mantener un ingreso más estable por lo menos durante un cierto tiempo. Esta situación permite al individuo reducir el efecto negativo de quedar desempleado lo que tendrá repercusiones positivas en su bienestar. Por otro lado, el individuo podrá adoptar la decisión de no afiliarse al seguro de cesantía, donde tendrá que someterse al riesgo que ello implica. En este sentido, el trabajador, con una cierta probabilidad de ocurrencia, podría quedar desempleado, perdiendo completamente su ingreso y limitando sus posibilidades de consumo, lo que finalmente repercute negativamente sobre su bienestar. Sin embargo, también existe la posibilidad que el trabajador con una cierta probabilidad, mantenga su condición actual de ocupado, no sufriendo las consecuencias adversas del desempleo.

Siguiendo el modelo teórico estático planteado por Parson *et al.* (2003) y complementado por Ejrnaes y Hochguertel (2007) se asume que cada trabajador tiene una función de utilidad separable aditiva que depende del consumo actual,  $C$ , y el ocio,  $\gamma$ . Es así como se capturan las preferencias por ocio por medio de un parámetro  $\gamma \geq 0$ . Por simplicidad se estandariza el ocio a cero cuando el individuo se encuentra empleado ( $\gamma = 0$ ). Finalmente, se asume que los individuos son aversos al riesgo y, dado que el modelo es estático, el nivel de ingreso es igual al consumo. De esta manera, la función de utilidad en condiciones de certidumbre de un trabajador  $i$  puede ser expresada como:

- (1)  $U = U(C_i, 0)$  Si se encuentra empleado
- (2)  $U = U(C_i, \gamma)$  Si no está empleado

Se asume que  $U$  es una función creciente y cóncava en el nivel de consumo,  $C_i$ , y en el parámetro de preferencias por ocio,  $\gamma$ .

Supongamos que la probabilidad de quedar desempleado varía entre individuos la cual se denota por  $\theta_i$ . El problema que enfrenta cada trabajador es maximizar su utilidad esperada la cual queda expresada de la siguiente manera:

$$(3) \quad E(U_i) = (1 - \theta_i)U(C_{Ei}, 0) + \theta_i U(C_{Di}, \gamma)$$

Es así como el consumo de un individuo depende del estado en que se encuentre, denotando  $C_{Ei}$  como el nivel de consumo si el individuo se encuentra empleado y  $C_{Di}$  como el nivel de consumo cuando el individuo enfrenta el estado desempleado. Adicionalmente, estos niveles de consumo varían de acuerdo a si adopta la decisión de asegurarse contra el riesgo del desempleo o si decide no hacerlo.

Si el individuo decide asegurarse, deberá pagar una prima  $P$ , lo cual le dará derecho a recibir beneficios  $B$  cuando se encuentre desempleado<sup>1</sup>. Se asume además que si el individuo no se asegura, existe un sistema de protección social que lo asistirá en caso de quedar desempleado con un monto de beneficios denotado por  $A$ <sup>2</sup>. Adicionalmente,  $Y_E$  corresponde a los ingresos provenientes del trabajo que son sólo percibidos cuando el individuo se encuentra empleado. Además, se considera la posibilidad de que existan otros ingresos adicionales cuyas fuentes puedan ser distintas a la relación laboral como por ejemplo, ingresos de capital, ingresos del cónyuge, etc. el cual se denota por  $Y_o$ . De esta manera, se tienen los distintos niveles de consumo que varían según su estado de empleo y aseguramiento.

Suponiendo un modelo estático, en el cual el consumo es igual al nivel de ingreso, el nivel de consumo de un individuo  $i$  quien no se encuentra asegurado varía dependiendo si se encuentra empleado o desempleado:

$$(4) \quad \{C_E, C_D\} = \{Y_E + Y_o, A + Y_o\}$$

Por otro lado, los niveles de consumo de un individuo que decide asegurarse quedan expresados como:

$$(5) \quad \{C_E^*, C_D^*\} = \{Y_E + Y_o - P, B + Y_o\}$$

Para evitar que los beneficios entregados por asistencia social que no implican el pago de un prima, dominen los ingresos que se perciben por participar en el mercado laboral, se asume que los ingresos netos del pago de la prima deben ser mayores a los beneficios entregados por la cobertura netos del pago de la prima y éstos a su vez deben ser superiores a los beneficios entregados por asistencia social, es decir:

$$(6) \quad Y_E - P > B - P > A$$

Se asume que cada individuo tratará de maximizar su utilidad esperada, de modo tal que la decisión de adoptar voluntariamente el seguro de cesantía se hará sobre la base de una comparación de las utilidades esperadas entre dos estados: Asegurado y No asegurado. Tomando en consideración, que la prima que paga cada individuo en el sistema de seguro de cesantía chileno es una proporción  $0 < \alpha < 1$  de su remuneración, es decir,  $P = \alpha Y_{Ei}$ , y si definimos AF como una variable binaria que toma el valor 1 si el trabajador se encuentra afiliado al seguro de cesantía y 0 en otro caso, la utilidad esperada de un individuo  $i$ , con seguro es la siguiente:

$$(7) \quad E(U_i / AF = 1) = (1 - \theta_i)U(Y_{Ei} + Y_{0i} - \alpha Y_{Ei}, 0) + \theta U(B_i + Y_{0i}, \gamma)$$

Si siguiendo el razonamiento anterior la utilidad esperada de un individuo  $i$  sin seguro es la siguiente:

$$(8) \quad E(U_i / AF = 0) = (1 - \theta_i)U(Y_{Ei} + Y_{0i}, 0) + \theta U(A_i + Y_{0i}, \gamma)$$

<sup>1</sup> Se asume que los beneficios percibidos de la cobertura son mayores a la cuota pagada por acceder a ella, es decir,  $B > P$ .

<sup>2</sup> Según Parson *et al.* (2003), estos programas podrían constituirse como sustitutos al sistema de cobertura por medio de un seguro de cesantía, lo que generaría costos de oportunidad por afiliarse al sistema dado por los beneficios que se dejarían de obtener desde estos programas asistenciales.

De esta forma, un individuo adoptará el seguro de cesantía si su utilidad esperada de hacerlo es mayor a la utilidad esperada sin seguro. Así, si definimos  $D_i$  como la diferencia entre las utilidades esperadas entre ambos estados, un individuo  $i$  tomará el seguro cuando  $D_i > 0$ , es decir:

$$(9) \quad D_i = E(U_i / AF = 1) - E(U_i / AF = 0) > 0$$

Derivando la expresión (9) con respecto a las distintas variables que influyen sobre la adopción al seguro de cesantía podemos conocer el efecto teórico de cada variable sobre el proceso de decisión:

$$(10.a) \quad \frac{\partial D_i}{\partial \theta_i} = -U(Y_{Ei} + Y_{0i} - \alpha Y_{Ei}, 0) + U(B_i + Y_{0i}, \gamma) + U(Y_{Ei} + Y_{0i}, 0) - U(A_i + Y_{0i}, \gamma) > 0$$

Esta expresión nos muestra que a medida que el riesgo de quedar desempleado crece, la probabilidad de adoptar el seguro también aumenta. Esta situación nos sugiere que se hace necesaria la incorporación de variables que traten de capturar diferencias en la probabilidad de perder un empleo entre distintos individuos.

$$(10.b) \quad \frac{\partial D_i}{\partial B_i} = \frac{\partial U(B_i + Y_{0i}, \gamma)}{\partial B_i} > 0$$

De la expresión (10.b) se infiere que a medida que los beneficios otorgados a los afiliados del sistema aumentan, la probabilidad de adoptar el seguro se incrementaría. Estos beneficios pueden diferir entre individuos, por lo cual el modelo teórico sugiere la incorporación de variables que traten de medir los beneficios esperados de cada trabajador de adoptar el seguro.

$$(10.c) \quad \frac{\partial D_i}{\partial \alpha} = -(1 - \theta_i) Y_{Ei} \frac{\partial U(Y_{Ei} + Y_{0i} - \alpha Y_{Ei}, 0)}{\partial \alpha} < 0$$

La expresión anterior nos muestra que si el porcentaje de la remuneración que cada empleado debe cotizar para acceder al sistema aumenta, esta situación disminuiría la probabilidad de tomar el seguro. Sin embargo, en la práctica esta proporción es idéntica para todos los trabajadores que poseen un contrato indefinido y es cero para aquellos empleados que tienen una relación laboral con contrato fijo, por obra, faena o servicio. Considerando el resto de las variables constantes, esta situación nos sugiere que los individuos con contrato indefinido en términos relativos deberían adoptar menos el seguro que aquellos trabajadores con contrato fijo, por obra, faena o servicio, ya que en este último caso todo el costo lo asume el empleador.

$$(10.d) \quad \frac{\partial D_i}{\partial Y_{Ei}} = -\alpha(1 - \theta_i) \frac{\partial U(Y_{Ei} + Y_{0i} - \alpha Y_{Ei}, 0)}{\partial Y_{Ei}} - (1 - \theta_i) \frac{U(Y_{Ei} + Y_{0i}, 0)}{\partial Y_{Ei}} < 0$$

Dado una función de utilidad cóncava, de la ecuación (10.d) se tiene que la probabilidad de afiliarse al sistema disminuye a medida que se tienen más altos ingresos laborales. La intuición se relaciona con el hecho que a medida que el ingreso laboral se incrementa, el valor de la cotización aumentaría, debido a que éste corresponde a una proporción del ingreso, lo que desincentivaría la adopción del seguro.

$$(10.e) \quad \frac{\partial D_i}{\partial Y_{0i}} = (1 - \theta) \frac{\partial U(Y_{Ei} + Y_{0i} - \alpha Y_{Ei}, 0)}{\partial Y_{0i}} + \theta \frac{\partial U(B_i + Y_{0i}, \gamma)}{\partial Y_{0i}} - (1 - \theta) \frac{\partial U(Y_{Ei} + Y_{0i}, 0)}{\partial Y_{0i}} - \theta \frac{\partial U(A_i + Y_{0i}, \gamma)}{\partial Y_{0i}} \geq < 0$$

El modelo predice que incrementos en otros ingresos no laborales posee un efecto ambiguo sobre la probabilidad que una persona decida afiliarse al sistema voluntariamente. Es así como la teoría sugiere la incorporación de variables que midan la posibilidad de generar ingresos distintos a los laborales. El efecto final dependerá de los pesos relativos de ambos efectos contradictorios.

$$(10.f) \quad \frac{\partial D_i}{\partial A_i} = -\theta \frac{\partial U(A_i + Y_{0i}, \gamma)}{\partial A_i} < 0$$

Teóricamente se tiene que a medida que se entrega mayor asistencia social, la probabilidad de adoptar un seguro que cubra contra eventuales riesgos de quedar desempleado es menor. Al respecto, para el caso chileno, si una persona se encuentra afiliada al seguro de cesantía no se puede acoger a otros subsidios de desempleo otorgados por el Estado. De esta manera la afiliación al seguro de cesantía es incompatible con el sistema de subsidio de cesantía a que se refiere el Decreto con Fuerza Ley N° 150 de 1981, del Ministerio del Trabajo y Previsión Social.

$$(10.g) \quad \frac{\partial D_i}{\partial \gamma} = \theta \frac{\partial U(B_i + Y_{0i} - \alpha Y_{Ei}, \gamma)}{\partial \gamma} - \theta \frac{\partial U(A_i + Y_{0i}, \gamma)}{\partial \gamma} < 0$$

Finalmente se tiene que los individuos que tienen una mayor preferencia por ocio, tenderán a adoptar menos un seguro de cesantía. Siguiendo este argumento se fundamenta la incorporación de variables que busquen identificar preferencias por ocio distintas en función de algunas características individuales.

En resumen, el marco teórico de la utilidad esperada, entrega algunos fundamentos que servirán de base para la selección de las variables explicativas en el proceso de decisión. De aquí se desprende que dentro de las estimaciones deberían ser consideradas variables que intenten capturar diferencias en las probabilidades de quedar desempleado, ingresos laborales y no laborales, preferencias por ocio, diferencias en los beneficios de tomar un seguro y variables que capturen el nivel de asistencia social que recibe cada persona. Adicionalmente se ha argumentado que la baja tasa de adopción voluntaria es consecuencia del bajo nivel de conocimiento existente de los beneficios derivados de afiliarse al sistema (Berstein *et al.* 2006). Siguiendo este argumento el nivel de conocimiento podría estar influenciado por el nivel de educación, por lo que se sugiere incluir variables asociadas a la formación de capital humano. Además existen algunos argumentos que sostienen que el empleador puede restringir la decisión individual del empleado debido a que ésta le impondría costos adicionales al empleador, ya que legalmente deberá aportar un porcentaje de la remuneración de su empleado si éste decide afiliarse. Este último aspecto no es posible incluirlo dentro del proceso de decisión aunque se argumenta que la afiliación es una decisión que toma libre y voluntariamente un trabajador que mantiene un contrato de trabajo iniciado antes del 2 de octubre de 2002. De acuerdo a información oficial, la AFC sostiene que los trabajadores que desean incorporarse voluntariamente al seguro de cesantía, deben acercarse a cualquier Centro de Atención a los Afiliados y llenar una “Solicitud de Afiliación”, simplemente presentando su carné de identidad. En este caso, AFC Chile se encargará de informar al empleador de la incorporación a más tardar el día 10 del mes siguiente al de la suscripción. Además el trabajador también puede afiliarse en forma voluntaria en su lugar de trabajo, caso en el cual su empleador se da por notificado en el acto, reservándose una copia de la solicitud de afiliación. Todos estos argumentos podrían limitar legalmente la influencia del empleador sobre la decisión del empleado.

#### 4. Especificación Econométrica del Modelo.

La utilidad esperada que un individuo  $i$  obtiene desde la adopción de un seguro y mediante la decisión de no adoptarlo no es observable. Sin embargo, se conoce si la utilidad esperada para cada individuo de adoptar el seguro,  $E(U_i / AF_i = 1)$ , es mayor o menor que la que percibiría si la decisión fuera no afiliarse al sistema,  $E(U_i / AF_i = 0)$ .

De esta manera podemos especificar el siguiente modelo que estudia el proceso de dedición voluntaria de un seguro de cesantía:

$$(11) \quad AF_i = 1 \quad \text{si } E(U_i / AF_i = 1) > E(U_i / AF_i = 0)$$

$$(12) \quad AF_i = 0 \quad \text{si } E(U_i / AF_i = 1) < E(U_i / AF_i = 0)$$

Donde AF es una variable dicotómica que toma el valor 1 si un individuo  $i$  se encuentra afiliado al sistema voluntariamente y 0 cuando éste no adopta el seguro de cesantía pudiendo hacerlo.

Haciendo uso de las expresiones (11) y (12) se estima la probabilidad que un individuo  $i$  decida adoptar el seguro de cesantía ( $P(AF = 1)$ ):

$$(13) \quad P(AF_i = 1) = P(E(U_i / AF_i = 1) > E(U_i / AF_i = 0)) = F(X_i, \beta) + \varepsilon_i$$

Donde  $F$  es la función de distribución que se asocia al proceso de decisión de afiliación,  $X_i$  corresponde a un vector de variables explicativas que reflejan las características de los individuos,  $\beta$  son los coeficientes a estimar y  $\varepsilon_i$  es el término de error.

Para el ajuste de los datos del proceso de decisión, generalmente se utiliza un modelo Logit o Probit. Para el modelo Logit, se asume que  $\varepsilon_i$  se distribuye logísticamente, con media cero y varianza  $\tau^2\pi^2/3$ . Para el modelo Probit, se asume que  $\varepsilon_i$  se distribuye normal, con media cero y varianza  $\sigma^2$ . Luego de realizar estos supuestos, es posible estimar el modelo anterior utilizando los procedimientos de máxima verosimilitud convencionales. Si suponemos que la distribución acumulada de  $\varepsilon_i$  es logística (modelo Logit), la ecuación (13) se puede expresar de la siguiente manera:

$$(14) \quad P(AF_i = 1) = \Lambda(X_i, \beta) = \frac{e^{X_i\beta}}{1 + e^{X_i\beta}} = P_i$$

Desde la estimación de este modelo se obtienen los efectos marginales indicando los cambios en la probabilidad de adoptar un seguro cuando varía la  $k$ -ésima variable explicativa:

$$(15) \quad \frac{\partial \Lambda(X_i\beta)}{\partial X_{ki}} = P_i(1 - P_i)\beta_k$$

Para llevar a cabo las estimaciones econométricas se hace uso de la información de la encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) para el año 2003. Particularmente, en esta encuesta se hace la pregunta específica si la persona se encuentra afiliada al seguro de desempleo. En necesario aclarar, que aunque el concepto afiliado puede abarcar a personas que se encuentren desocupadas, la encuesta únicamente entrega información del seguro de desempleo, sólo de las personas que forman parte de la fuerza de trabajo y que se encuentran con una relación laboral vigente. Así, considerando a las personas que respondieron afirmativamente a la pregunta anterior, podemos identificar quienes se encuentran cubiertos por este sistema. Sin embargo, desde el punto de vista de esta investigación, interesa conocer si esta afiliación fue hecha de forma voluntaria u obligatoria. Cabe recordar que el seguro de cesantía cobra vigencia a partir del 1 de octubre del año 2002 y la encuesta CASEN se aplicó entre el 8 de noviembre al 20 de diciembre del año 2003. Esta

situación nos señala que la información recopilada a través de la encuesta CASEN identifica las características socioeconómicas de la gente después de alrededor de un año de funcionamiento del seguro de cesantía. Esta situación permitiría entregar cierto tiempo para que las personas que pueden acceder a este beneficio de manera voluntaria evalúen sus posibilidades para hacerlo o no hacerlo. Para determinar el grupo de personas que adoptaron en forma obligatoria y voluntaria el seguro de cesantía, se utiliza la pregunta que recaba información con respecto al año y al mes que identifica desde cuando posee su actual empleo. Con este criterio, se intenta distinguir entre las personas afiliadas voluntariamente y obligatoriamente<sup>3</sup>. De esta manera personas que se encuentran dentro de la categoría contractual plazo indefinido, plazo fijo, por obra, faena o servicio, catalogados como trabajadores dependientes del sector privado mayores de 18 años y que además muestran una relación laboral desde el mes de septiembre del año 2002, constituyen el grupo de trabajadores que tienen la opción de decidir voluntariamente afiliarse al seguro de cesantía.

Utilizando los criterios de exclusión anteriormente señalados, la muestra quedó constituida por 22.591 individuos de los cuales sólo un 19,54% adopta el seguro de forma voluntaria. Tomando en consideración la muestra de trabajadores siguiendo los criterios de selección antes descritos, se especifica el modelo econométrico en función de las variables explicativas incluidas como determinantes de la adopción voluntaria del seguro de cesantía:

$$(16) \quad P(AF_i = 1) = F(ESC_i, ESC_i^2, EDAD_i, CARG_i, ING_i, JEFE_i, CAP_i, TAEM_i, ANT_i, CONT_i, OTING_i, SUB_i, R2_i, R5_i, R7_i, R9_i, R13_i, MIN_i, MAN_i, CON_i, COM_i, TYC_i)$$

Las variables explicativas que se consideraron para estimar la ecuación anterior se fundamentan en el marco teórico propuesto en la sección 3<sup>4</sup>.

Para capturar el efecto del nivel de educación sobre la decisión de adopción de un seguro de cesantía, se especificaron las variables ESC y ESC<sup>2</sup> (al cuadrado) considerando los años de escolaridad formal de un individuo. El propósito de esta especificación obedece a la relación no lineal encontrada en la literatura entre el nivel educacional formal y la decisión de tomar un seguro (Parson *et al.*, 2003). Se espera una relación positiva pero decreciente entre el nivel de educación y la probabilidad de adoptar el seguro. Se percibe que el nivel de educación puede condicionar el nivel de conocimiento de los alcances y beneficios del seguro de cesantía.

La variable EDAD, corresponde a la edad en número de años. La especificación en esta dirección tiene como propósito aislar el efecto de esta variable sobre la probabilidad de cobertura<sup>5</sup>. Se argumenta que a medida que la gente se acerca a la edad de jubilación, los incentivos a adoptar una cobertura frente al desempleo disminuyen.

La variable CARG, es una proxy del número de hijos que tiene el individuo, la cual se construye en base al número de cargas familiares del individuo. Para esta variable se espera un signo positivo ya que implicaría un mayor grado de responsabilidad y, por tanto, un mayor costo del ocio. Esta variable se incorpora para tratar de aislar el efecto que tiene las preferencias por ocio sobre la probabilidad de adoptar un seguro.

---

<sup>3</sup> La elección de este criterio puede presentar limitaciones debido a que no logra percibir cambios en la relación contractual a través del tiempo, es decir, permite sólo conocer la fecha desde cuando cada empleado trabaja en su empleo actual. En este sentido, es posible que existan individuos que llevan muchos años realizando labores en un mismo trabajo, sin embargo, su relación contractual puede haber variado sólo hace un tiempo.

<sup>4</sup> En estimaciones preliminares fueron incluidas variables *dummies* para distinguir entre el sexo del individuo y el lugar de residencia según zona urbana o rural. Se decidió eliminar estas variables de las estimaciones finales debido a que no presentaron suficiente evidencia estadística.

<sup>5</sup> Bustamante (2006) encuentra evidencia de una relación entre la edad del trabajador y la probabilidad de afiliación en el sistema pensional en Colombia. Esta situación sugiere la inclusión de esta variable para tratar de aislar este efecto cuando se estima un proceso de decisión que implique una cobertura.

Con el propósito de identificar cambios en la probabilidad de decisión como consecuencia de diferencias en los ingresos de los individuos, se incorpora la variable ING que indica el ingreso en pesos del individuo  $i$  de su ocupación principal. Según el modelo teórico planteado en la sección 3, se espera un efecto negativo de esta variable sobre la probabilidad de adoptar el seguro de cesantía voluntariamente.

Se argumenta que el papel que juega una persona dentro de su hogar, en cuanto a responsabilidad, puede condicionar la decisión de asegurarse contra eventuales riesgos asociados a la pérdida de ingresos por quedar desempleado, ya que implicaría un mayor costo del ocio. Para capturar este efecto se incluye la variable JEFE, que toma el valor 1 si la persona es jefe de hogar y 0 en otro caso. Esta variable se incorpora para tratar de capturar el efecto de las preferencias por ocio sobre la decisión de acceder voluntariamente a este sistema de protección social.

Se incluye la variable *dummy* CAP, que refleja si el individuo recibió capacitación durante el último año, a la cual se le asigna el valor 1, cuando el individuo sí ha recibido capacitación y 0 en caso contrario. La capacitación es un tipo de educación formal, lo que entregaría argumentos para sostener un efecto esperado positivo sobre la probabilidad de adoptar una cobertura.

Para observar cambios en la probabilidad de tomar el seguro entre trabajadores que pertenecen a distintos tamaños de empresas se incorporó la variable *dummy* TAEMP, que toma el valor 1 si el trabajador desempeña labores en una empresa con un número inferior a 50 personas, identificadas como empresas micros y pequeñas y 0 en otro caso. La base de comparación la constituyen las medianas y grandes empresas que cuentan con un número igual o superior a 50 trabajadores<sup>6</sup>. La incorporación de esta variable obedece a posibles diferencias que podrían existir en la adopción de un seguro de cesantía entre trabajadores pertenecientes a distintas empresas. El signo esperado para esta variable no es claro.

El tiempo que lleva un trabajador desempeñando funciones en un mismo lugar puede de alguna manera implicar costos mayores de despido que condicionen las circunstancias bajo las cuales un individuo puede perder su empleo. Se argumenta que un trabajador que lleva una mayor cantidad de años en su trabajo actual, puede enfrentar menores riesgos de quedar desempleado, debido a los mayores costos de rotación asociados a la formación y adaptación en la empresa y a las más altas indemnizaciones que debe incurrir la empresa si opta por el despido de un trabajador con mayor antigüedad. Es así como se incluye la variable antigüedad, ANT, medida por medio de la diferencia en años entre la fecha en que cada individuo se inició en su trabajo actual y el año 2003, fecha en la cual fue levantada la encuesta CASEN de referencia. Esta variable busca capturar los efectos de las diferencias en el riesgo de desempleo entre trabajadores, como lo plantea el modelo teórico. Se espera una relación negativa entre los años de antigüedad y la probabilidad de acceder a una cobertura voluntaria frente al desempleo, dado que los individuos con más años en el mismo trabajo mostrarían menores riesgos a quedar desempleado.

La variable CONT permite identificar el tipo de contrato que tiene el individuo tomando el valor 1 si posee un contrato indefinido y 0 un contrato fijo, por obra, faena o servicio determinado. Se espera que los trabajadores bajo una relación laboral con contrato fijo, por obra, faena o servicio determinado, experimenten mayores riesgos de quedar desempleado, lo que los motivará a adoptar el seguro de cesantía voluntariamente.

Para poder aislar el efecto que implicaría la obtención de otros ingresos distintos a los ingresos provenientes del trabajo principal sobre la probabilidad de adoptar el seguro de cesantía, se incorpora la variable *dummy* OTING, que toma el valor 1 si el trabajador recibió otros ingresos en los últimos doce meses como por ejemplo

---

<sup>6</sup> El tamaño de las empresas se mide por la respuesta a la pregunta que busca recabar información sobre el número de trabajadores que tiene la empresa donde trabaja. Es así como se pueden distinguir las siguientes categorías de empresas: microempresas, con menos de 10 trabajadores; pequeñas empresas, entre 10 y 49 trabajadores, medianas empresas, entre 50 y 199 trabajadores y grandes empresas, con 200 o más trabajadores.

intereses por depósitos, dividendos por acciones o bonos, donaciones, arriendo de propiedades, etc. y 0 si no recibió otros ingresos. De acuerdo al marco teórico, el signo esperado para esta variable no es claro.

La teoría establece que a medida que un trabajador recibe mayor asistencia social, la probabilidad de adoptar un seguro para cubrirse frente a eventuales riesgos de pérdida de ingresos disminuiría. En las estimaciones se incorporó la variable *dummy* SUB, que identifica en pesos el total de subsidios monetarios que recibió la persona el mes pasado a la fecha de referencia de la encuesta. De esta manera el otorgamiento de subsidios podría constituir una buena Proxy del nivel de asistencia social a cada individuo.

Además, para controlar por el efecto que pueden tener las características regionales sobre la probabilidad de tomar el seguro, se incluyen variables *dummy* que reflejan la Región a la que pertenece el individuo. Después de realizar algunas estimaciones preliminares se escogieron las regiones II (REG2), V (REG5), VII (REG7), IX (REG9) y XIII (REG13), las cuales toman el valor 1 cuando el individuo pertenece a cada Región y 0 en otro caso. Así la base de comparación la constituyen las regiones I, III, IV, VI, VIII, X, XI y XII.

Finalmente, se establecen variable *dummies* para tratar de capturar las diferencias en el proceso de decisión dependiendo del sector de ocupación al que pertenece cada individuo. Tras realizar estimaciones preliminares, se escogieron las ramas de la actividad económica Explotación de Minas y Canteras (MIN), Industria Manufacturera (MAN), Construcción (CON), Comercio al por mayor y menor (COM) y Transporte y Comunicaciones (TYC) las cuales tomarán el valor uno, si el individuo pertenece a cada actividad y 0 en otro caso. Como base de comparación, quedan las ocupaciones que caben en las categorías definidas como Actividades no bien especificadas; Agricultura Caza y Pesca; Electricidad, Gas y Agua; Establecimientos Financieros y Seguros y aquellas actividades orientadas a desarrollar un trabajo en Servicios Comunales y Sociales.

## 5. Resultados.

A continuación se analizan los resultados de las estimaciones del modelo Logit Binomial. En primer lugar, se presentan los coeficientes estimados y su significancia estadística. Posteriormente, se muestran los efectos marginales. Los resultados de la estimación del modelo descrito por la ecuación (16) se presentan en el cuadro 3.

Los resultados muestran efectos significativos al 99% de confianza de las variables incluidas para medir el impacto del nivel de educación sobre la probabilidad de adoptar un seguro. El efecto positivo de la variable ESC y posteriormente negativo de su cuadrado, dan cuenta de una relación no lineal. Es así como se verifica que los trabajadores que forman parte del grupo con menor nivel de educación, tienen una probabilidad menor de tomar el seguro que los trabajadores con más años de escolaridad dentro de la muestra. Sin embargo, a medida que los trabajadores van adquiriendo un mayor nivel de educación formal, aumenta la probabilidad para que éstos se afilien voluntariamente al seguro de cesantía, pero en forma decreciente. Esta situación implicaría que los trabajadores que forman parte de la fuerza de trabajo más educada tendrán menos incentivos a cubrirse frente a eventuales riesgos del desempleo posiblemente porque enfrentarían mayores facilidades y oportunidades para encontrar un nuevo empleo si resultan despedidos. La relación no lineal entre la probabilidad de afiliación y los años de escolaridad<sup>7</sup> se muestra en la figura 4.

---

<sup>7</sup> Para realizar esta estimación, se analizaron los resultados del modelo de probabilidad, evaluando cada variable independiente en su respectivo promedio y dejando libre la variable de interés.



Cuadro 3 – Parámetros estimados modelo Logit Binomial. Variable dependiente: Probabilidad de adoptar el seguro

<b>Variabes</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Estadístico t</b>
<b>Constante</b>	-1,86	-12,66***
<b>ESC</b>	0,093	4,53***
<b>ESC<sup>2</sup></b>	-0,003	-2,98***
<b>EDAD</b>	-0,0118	-5,79***
<b>CARG</b>	0,20	7,52***
<b>ING</b>	0,000000074	1,54
<b>JEFE</b>	0,226	5,48***
<b>CAP</b>	0,426	10,77***
<b>TAEMP</b>	-0,580	-15,68***
<b>ANT</b>	-0,0081	-2,87***
<b>CONT</b>	0,356	7,14***
<b>OTING</b>	-0,191	-2,75***
<b>SUB</b>	-0,000024	-3,01***
<b>R2</b>	0,294	3,12***
<b>R5</b>	0,111	1,98**
<b>R7</b>	0,152	2,33***
<b>R9</b>	-0,250	-3,13***
<b>R13</b>	-0,176	-4,04***
<b>MIN</b>	0,323	3,45***
<b>MAN</b>	0,082	1,68*
<b>CON</b>	0,396	5,56***
<b>COM</b>	-0,096	-1,88*
<b>TYC</b>	-0,265	-3,90***
Log-likelihood	-10.523,42	
Log-likelihood restringido	-11.158,63	
Chicadrado	1.270,41	
Pseudo R <sup>2</sup>	0,057	
Porcentaje de predicciones correctas	80,44%	
No. total observaciones	22.591	

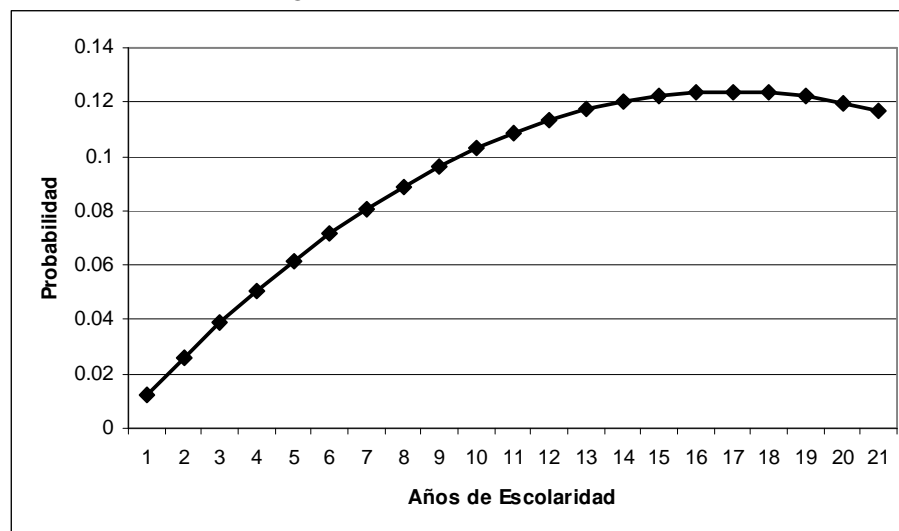
Fuente: Elaboración propia sobre la base de las estimaciones.

\*\*\* coeficientes estadísticamente significativos al 99% de confianza

\*\* coeficientes estadísticamente significativos al 95% de confianza

\* coeficientes estadísticamente significativos al 90% de confianza

Figura 4 – Probabilidad de Afiliación según Años de Escolaridad



Fuente: Elaboración propia sobre la base de los resultados econométricos

La figura muestra una relación inicial positiva entre los años de educación formal y la probabilidad de afiliación, manteniendo todo lo demás constante. Sin embargo, se observa un aumento marginal decreciente. Por ejemplo, si el promedio de años de escolaridad aumenta de 5 a 10 años, la probabilidad sufre un aumento de un 51% (de 7,1% a 10,8%). Sin embargo, si el incremento pasa de 10 a 15 años, la probabilidad aumenta sólo alrededor de un 14% (de 10,8% a 12,3%). La relación no lineal sugiere que los trabajadores con un nivel de educación que supera los 17 años de escolaridad, tienden a disminuir su probabilidad de afiliación por cada año adicional de educación formal que adquieran.

La variable edad, muestra un coeficiente con signo negativo y significativo al 1% de significancia. Los resultados muestran que a medida que la edad del trabajador se incrementa, disminuyen los incentivos a afiliarse al seguro de cesantía. De esta manera se ratifica que a medida que un trabajador se acerca al final de su vida laboral los incentivos para asegurarse frente al desempleo se reducen, debido a que se acerca la edad para pensionarse.

El coeficiente que acompaña a la variable CARG, es positivo y significativo al 99% de confianza, lo que indica que los trabajadores que deben hacer frente a mayores responsabilidades en su hogar, serán mas probables que se integren a un sistema de cobertura frente al riesgo de quedar desempleado, debido a que enfrentan mayores costos por ocio.

El ingreso del individuo repercute positivamente sobre la probabilidad de tomar el seguro. Esta situación, no es consistente con lo que se plantea en la teoría, sin embargo, este coeficiente no presenta significancia estadística.

La condición jefe de hogar involucra mayor responsabilidad, lo que es ratificado al encontrar una relación positiva y significativa al 1% entre ser el jefe de hogar y la probabilidad de tomar un seguro. Es así como las personas que constituyen el sustento del hogar en cuanto a que de ellos depende la mayor parte de los ingresos, se sentirán mas incentivadas a tomar un seguro que les permita mantener sus ingresos frente a una eventual condición de desempleo, ya que deben enfrentar mayores costos por ocio.

La recepción por parte de los individuos de algún tipo de capacitación formal, repercute positivamente y significativamente al 99% de confianza sobre la probabilidad de adoptar un seguro de cesantía. Esta situación es consistente con la visión que la capacitación es un tipo de educación formal, afectando directamente la productividad de las personas.

Con respecto a la variable tamaño de la empresa, se tiene que en promedio los trabajadores que desempeñan labores en empresas catalogadas como medianas y grandes tienen una mayor probabilidad de tomar el seguro en relación a las personas que trabajan en empresas pequeñas y medianas. Esta relación es significativa a un nivel de significancia del 1%. Esta situación parece ser de preocupación, dada la mayor vulnerabilidad a la cual se encuentran las empresas de menor tamaño que en el papel parecen constituirse en empresas más riesgosas, lo que debería incentivar a sus trabajadores a adoptar algún tipo de cobertura.

Los años de antigüedad en la relación laboral actual de un trabajador, repercuten negativamente sobre la decisión de tomar el seguro. El coeficiente es estadísticamente significativo al 1% de significancia. Esta variable podría estar capturando los menores riesgos a ser despedido que enfrenta un individuo que lleva mucho más tiempo desempeñando labores en su trabajo actual, ya que en general las empresas, en épocas de crisis, tomarían la decisión de despedir trabajadores que presenten menores costos de despido, es decir, aquellos con menos tiempo trabajando en su empresa. Esta situación, implicaría una menor probabilidad de adoptar el seguro de las personas con mayor antigüedad laboral en su trabajo.

Cuando se incorpora la variable que trata de capturar la relación contractual del empleado se tiene que las personas que poseen una relación laboral sustentada en un contrato indefinido son las que en promedio más recurrentemente se afilian al sistema. En este sentido, existe una relación positiva y significativa entre la relación contractual indefinida y la probabilidad de tomar un seguro con un nivel de confianza del 99%. Este resultado podría contradecir lo esperado, debido a que, trabajadores con contrato fijo, por obra, faena o servicio, presentarían mayores riesgos a quedar desempleados lo que debería incentivarlos a adoptar más el seguro en comparación a los trabajadores que gozan de mayor seguridad.

La teoría sugiere incorporar una variable que capture si un trabajador recibe otro tipo de ingresos distintos a los que percibe de su relación laboral principal. Esta variable presenta un coeficiente con signo negativo y significativo al 99% de confianza, lo que podría ser explicado puesto que si un individuo tiene la capacidad para generar ingresos desde otras fuentes distintas a su trabajo, tendrá una menor probabilidad de adoptar un seguro que lo cubra frente a los riesgos del desempleo, debido a que puede recurrir a otras alternativas para mantenerse durante el tiempo en que experimente el desempleo.

Los resultados indican, como lo sugiere la teoría, que trabajadores quienes reciben un mayor nivel de asistencia social sobre la base de subsidios monetarios, tienen una menor probabilidad de tomar voluntariamente el seguro de cesantía. El coeficiente asociado a esta variable es estadísticamente significativo con un 99% de confianza.

Con respecto a las diferencias regionales existentes en la adopción voluntaria del seguro de cesantía, se tiene que los trabajadores pertenecientes a las regiones II, V y VII, tienen mayores probabilidades de afiliarse al sistema. Por el contrario, los resultados sugieren que los trabajadores que pertenecen a las regiones IX y Metropolitana, son menos probable que accedan voluntariamente a una cobertura de esta naturaleza.

Finalmente se tiene que los sectores ocupacionales Comercio al por mayor y menor (COM) y Transporte y Comunicaciones (TYC), constituyen las ramas de la actividad económica donde trabajan las personas que presentan una menor probabilidad de tomar el seguro. En contraste, las ramas de la actividad económica Explotación de Minas y Canteras (MIN), Industria Manufacturera (MAN) y Construcción (CON) son los sectores cuyos trabajadores presentan mayores probabilidades de afiliarse al sistema voluntariamente.

Para apreciar la magnitud del efecto de cada variable independiente sobre la probabilidad de adopción de un seguro, el cuadro 4, muestra los efectos marginales de cambios en las variables independientes, evaluados en el promedio de las observaciones.

Cuadro 4 – Efectos Marginales Modelo Logit Binomial de Cambios en la Variable Independiente sobre la Probabilidad de adoptar el Seguro.

<b>Variables</b>	<b>Coefficiente</b>
<b>ESC</b>	0,013
<b>ESC<sup>2</sup></b>	-0,00042
<b>EDAD</b>	-0,0017
<b>CARG</b>	0,029
<b>ING</b>	0,000
<b>JEFE</b>	0,033
<b>CAP</b>	0,067
<b>TAEMP</b>	-0,086
<b>ANT</b>	-0,001
<b>CONT</b>	0,049
<b>OTING</b>	-0,027
<b>SUB</b>	-0,000
<b>R2</b>	0,047
<b>R5</b>	0,017
<b>R7</b>	0,023
<b>R9</b>	-0,034
<b>R13</b>	-0,023
<b>MIN</b>	0,052
<b>MAN</b>	0,012
<b>CON</b>	0,065
<b>COM</b>	-0,014
<b>TYC</b>	-0,036

Fuente: Elaboración propia sobre la base de las estimaciones.

Al contrastar la magnitud de los efectos marginales se tiene que en promedio la variable que genera un mayor impacto sobre la probabilidad de adoptar un seguro corresponde a aquella que captura el efecto del tamaño de la empresa. En efecto, en promedio, las personas que se encuentran trabajando en empresas micro y pequeñas tienen un 8,6% menos de probabilidad de adoptar el seguro de cesantía que quienes trabajan en empresas con un número mayor o igual a 50 empleados. Otro de los factores que presenta un efecto de magnitud considerable sobre la probabilidad de adoptar el seguro corresponde a la adquisición de algún tipo de capacitación por parte del trabajador. En promedio se tiene que los individuos que se han capacitado tienen un 6,7% más de probabilidad de adoptar el seguro en términos relativos a quienes no presentan esta característica. Es importante también destacar, el mayor efecto marginal mostrado por las variables dummies que buscan aislar el efecto de la condición de jefe de hogar y la relación contractual de cada trabajador. En promedio se tiene que las personas que responden ser jefes de hogar tienen una probabilidad de adoptar el seguro mayor en 3,3% que las personas que no se encuentran en esta condición. Finalmente, se tiene que aquellos trabajadores que tienen un contrato indefinido, poseen alrededor de un 4,9% más de probabilidad de tomar el seguro en relación a la base de comparación elegida, considerando el resto de las demás variables constantes.

## 6. Conclusiones.

Las estimaciones del proceso de decisión de adopción de un seguro de cesantía, permiten evaluar estadísticamente algunas de las características y factores más importantes que inciden de manera significativa en la probabilidad de acceder a una cobertura voluntaria frente al desempleo.

La falta de interés visualizada en las cifras de afiliación voluntaria versus afiliación obligatoria dan cuenta de la importancia de definir algún patrón común que presentan las personas que deciden afiliarse voluntariamente, con el objeto de poder definir estrategias para que los trabajadores más vulnerables y que no están obligados a adoptar este tipo de cobertura accedan al sistema.

Los resultados encontrados en este estudio respaldan algunos argumentos de teoría económica que explican el proceso de decisión de adoptar un seguro de desempleo. En este sentido, los resultados más importantes sugieren que los individuos que presentan una menor probabilidad a tomar un seguro frente a este tipo de riesgos son trabajadores con un nivel educacional bajo y sin capacitación formal, individuos en edad avanzada, trabajadores no jefes de hogar, individuos con un menor número de cargas, empleados con una mayor antigüedad laboral, individuos que pueden generar otro tipo de ingresos, empleados que reciben un mayor nivel de asistencia social, trabajadores que pertenecen a la micro y pequeña empresa, empleado que poseen una relación laboral con contrato fijo, por obra o faena, trabajadores de las regiones IX y Metropolitana y aquellos que pertenecen a los sectores de ocupación constituidos por las ramas de actividad económica Transporte y Comunicaciones y el Sector Comercial.

Estos resultados son interesantes dado el mayor riesgo a quedar desempleado que enfrentan en la práctica las personas que poseen algunas de estas características, los cuales no tendrían mayores incentivos a cubrirse frente al riesgo del desempleo si no se les impone obligatoriedad. Es reconocido el hecho que, dado la obligatoriedad del sistema, cada vez más serán las personas afiliadas que tengan derecho a recibir los beneficios de la protección, sin embargo, existe un conjunto de personas, que cumplen con los requisitos para acceder al seguro de cesantía y que se encuentran en un estado de mayor riesgo y no se encuentran cubiertos por este sistema. Siguiendo este argumento, si se quiere avanzar y ampliar la cobertura, se debería mantener la obligatoriedad del seguro de cesantía y en una primera instancia apuntar a quienes cumplen los requisitos para acceder al sistema y no lo hacen. Este trabajo contribuye a configurar un conjunto de características particulares que definen quienes estarían dispuestos a asegurarse contra los riesgos del desempleo voluntariamente, lo que entregaría las herramientas a la autoridad para generar medidas que busquen el mayor acceso de estas personas a este sistema de protección.

## Referencias.

Berstein, S., Contreras C. y Sanchez A. (2006). “Valoración del Seguro de Cesantía en Chile: Simulación de Beneficios con Datos Individuales”. Presentado en el Encuentro de la Sociedad de Economía de Chile 2006, La Serena, septiembre.

Berstein, S., Reyes, G. y Pino F. (2006). “Trabajadores Independientes: ¿Incentivarlos u obligarlos a cotizar? Una tercera opción”, documento En Foco N° 66, Expansiva.

Bustamante, J. (2006). “Factores que inciden en la cobertura del sistema pensional en Colombia”. Archivos de Economía N° 312. DNP.

Clasen, J. y Viebrock E. (2007). “Voluntary unemployment insurance and trade union membership Investigating the connections in Denmark and Sweden”. Presented at 5th International Research Conference on Social Security Warsaw, 5-7 March 2007.

Coloma, F. (1996). “Seguro de desempleo: Teoría, Evidencia y una Propuesta”, Cuadernos de Economía, Año 33, N° 99, pp. 295-320.

Engen, E y Gruber, J (1995), “Unemployment Insurance and Precautionary Saving”. NBER Working Paper 5252.

Ejrnaes M. y Hochguertel S. (2007). “Early Retirement Incentives, Self-employment, and Voluntary Unemployment Insurance: Evidence from Administrative Data” Presented at Annual Conference EALE 20 - 22 September 2007, Oslo.

MIDEPLAN, División Social, CASEN [www.mideplan.cl/casen](http://www.mideplan.cl/casen).

Parson, D. O., Tranaes T, y Lilleør H.B. (2003). “Voluntary public unemployment insurance” CESifo Working Paper N° 1010.

Velásquez, M. (2003). “Seguro de desempleo, objetivos, características, y situación en América Latina” CEPAL - SERIE Financiamiento del desarrollo N° 133.

Walker, F. y Liendo, R. (2003). “Seguro de cesantía, nueva legislación chilena”, Economía y Administración, N° 146, pp. 24-37.