



## **ESTUDIOS BASADOS EN LA AVERSIÓN AL RIESGO**

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE**

**Doctor en Economía**

**Alumno: Pablo Eduardo Tapia Griñen**

**Profesor Guía: Jaime Andres Ruiz-Tagle Venero**

**Santiago, diciembre 2012**

*El autor hace un especial agradecimiento a su profesor guía Jaime Ruiz-Tagle por su dedicación y constantes enseñanzas en el desarrollo de esta investigación. De la misma forma agradece a su co-guía José Luis Ruiz por su entrega e incondicional apoyo. Además se hace un especial agradecimiento a su compañera Pamela Cea Villar por su amor, comprensión e inagotable dedicación.*

# CAPITULO 1. Chile: Pensión anticipada, impaciencia y aversión al riesgo

**Jaime Ruiz-Tagle**

Profesor Adjunto, Departamento de Economía y Centro de Microdatos  
Universidad de Chile  
[jaimert@econ.uchile.cl](mailto:jaimert@econ.uchile.cl)

**Pablo Tapia**

Profesor Adjunto de Análisis Estadístico, Departamento de Administración  
Universidad de Chile  
[ptapia@unegocios.cl](mailto:ptapia@unegocios.cl)

Los autores agradecen los valiosos comentarios de José Luis Ruiz, y a los participantes en el Encuentro de la Sociedad de Economía de Chile y del Centro de Microdatos. Ruiz-Tagle agradece el financiamiento proporcionado por la Iniciativa Científica Milenio al Centro de Microdatos, Proyecto P07S-023-F.

---

## Resumen

---

Aproximadamente un tercio de los chilenos se pensiona de manera anticipada. Al acercarse a la edad de jubilación, los individuos están más conscientes del estado de salud propio de esa edad, lo que reduce la incertidumbre sobre la calidad de vida futura y puede provocar una mayor impaciencia relativa. En este artículo se analiza teóricamente cómo la esperanza de vida futura afecta a la impaciencia relativa y logra inducir una mayor probabilidad de pensión anticipada. Los resultados empíricos para Chile muestran que a mayor esperanza de vida futura, menor es la probabilidad de pensión anticipada. Además, se estudia teóricamente cómo la aversión al riesgo exacerba la impaciencia relativa, debido a la incertidumbre de poder disfrutar de una buena calidad vida en los años futuros. Los resultados empíricos muestran una correlación positiva entre aversión al riesgo y pensión anticipada a través del mecanismo de la esperanza de vida.

---

**Palabras claves:** Modelos de elección binaria, aversión al riesgo, impaciencia y pensiones.

**Clasificación JEL:** C25, H55 y D91

## I. Introducción

Mientras que con las políticas de pensiones se procura retardar la edad de jubilación, la pensión anticipada es de uso bastante frecuente en Chile. En efecto, del total de personas que decidieron pensionarse en el año 2006, el 35% lo hicieron en forma anticipada<sup>1</sup>. Según las administradoras de fondos de pensiones (AFP), la edad promedio de los pensionados por vejez anticipada es de 55 años. Desde el punto de vista de las políticas públicas resulta interesante analizar los motivos que condujeron a una persona a tomar tal decisión. En este artículo se presenta una nueva perspectiva en la que se expone cómo la impaciencia y la aversión al riesgo juegan un papel importante en la decisión de adelantar la pensión.

En el caso de pensionarse de manera anticipada, el individuo obtendrá menos recursos económicos que si lo hiciera a la edad legal, además tendrá que financiar en promedio más años de pensión (Nalebuff y Zeckhauser, 1985). El hecho de que el número de pensionados aumenta cada año y que el 35% de ellos se pensionan de forma anticipada, hace relevante comprender cómo esta aversión al riesgo influye en la decisión de pensionarse antes de la edad legal<sup>2</sup>.

En Chile, para poder pensionarse anticipadamente<sup>3</sup> se debe pertenecer al nuevo sistema por un período no menor de 5 años y presentar una pensión que sea igual o superior al 62% de las rentas imponibles y declaradas en los últimos 10 años<sup>4</sup>. Sin embargo, medidas como esta posiblemente no cambien la condición de impaciencia de las personas.

A la edad en que enfrenta la decisión de pensionarse anticipadamente, o a la edad legal, un individuo está más consciente de la pérdida de capacidad cognitiva y motora propia de ese período de su vida que en la adultez media. De esta manera, la forma en que valora los años que le quedan por vivir (esperanza de vida) puede generar heterogeneidad en la impaciencia relativa. La incertidumbre que rodea el poder disfrutar de calidad de vida en el futuro hará que los individuos renuentes al riesgo prefieran el consumo presente al consumo futuro. En este

---

<sup>1</sup> Superintendencia de Pensiones, Chile.

<sup>2</sup> De acuerdo con la Encuesta de Protección Social (EPS), el porcentaje de pensionados pasa de un 13,3% en 2004 a un 14,5% en 2006.

<sup>3</sup> Ley N° 19.943

<sup>4</sup> De acuerdo a la ley No. 19.943 vigente, este porcentaje deberá llegar al 70% el 19 de agosto de 2010.

artículo se ofrece evidencia de que mientras más alto es el nivel de aversión al riesgo del individuo, más se exagera su impaciencia relativa.

En el presente documento, la decisión de pensionarse será representada por medio de un modelo de utilidad agregada de dos períodos, de modo que si el imponente se pensiona al inicio del primer período, lo está haciendo de forma anticipada, mientras que si lo hace al inicio del segundo período, se está pensionando a la edad legal. Así, la edad legal condiciona el corte entre estos períodos. En la estimación se utilizó un modelo de elección discreta en que solo se distingue si el individuo se pensiona de forma anticipada o no. La estimación toma la estructura sugerida por el modelo teórico, tratando de identificar la incidencia de la percepción de la calidad de vida futura de acuerdo con su esperanza de vida (Bleichrodt y Quiggin, 1999) en la impaciencia que conduce a pensionarse anticipadamente.

Los resultados muestran que aquellos que se pensionan anticipadamente tienen una mayor tasa de descuento intertemporal, lo que se explicaría por la esperanza de vida futura. Además, se encuentra cierta evidencia de que mientras más alto es el nivel de aversión al riesgo, mayor es la impaciencia por pensionarse de forma anticipada, lo que podría deberse a la incertidumbre sobre la calidad de vida futura.

El resto del artículo se organiza de la siguiente manera: luego de esta Introducción, en la sección II se desarrolla una breve revisión del contexto de la regulación, los datos y la literatura existente. En la sección III se presenta el marco teórico y el método de estimación utilizado. La sección IV contiene el análisis empírico, la descripción de variables y los resultados empíricos, además de algunas posibles extensiones y consideraciones. Finalmente, se presentan las principales conclusiones.

## II. Revisión de la literatura sobre pensiones

Antes de 1980, en Chile existía un sistema de reparto para el pago de pensiones. Sin embargo, a partir de esa fecha se consolida una reforma estructural definitiva al sistema de pensiones<sup>5</sup>. Esta reforma permite que se cierre progresivamente el sistema de reparto existente, que es sustituido por el sistema de capitalización individual. Este mecanismo de financiamiento, a diferencia del sistema anterior, depende de la rentabilidad del mercado.

Una parte de la literatura sobre pensiones se concentra en la investigación de los factores que influyen en la decisión de adelantar la pensión. Se ha propuesto que la decisión de pensionarse de manera anticipada será mayor mientras más altos sean los beneficios de la seguridad social (Mitchell y Phillips, 2000), mientras mayores sean los ahorros adicionales con que cuentan las personas (Au, Mitchell y Phillips, 2005), y mientras peor sea la percepción de salud que estas tienen respecto de sí mismas (Hammitt, Haninger y Treich, 2005). Además, algunos trabajos se apoyan en simulaciones para explicar esta decisión de pensión. Por ejemplo, Poterba, Rauh y Venti (2005) sostienen que incluso un hogar con bajo nivel de riesgo podría alcanzar un buen margen de utilidad futura si realiza una diversificación adecuada de sus inversiones que le permitiría pensionarse de manera anticipada. Alternativamente, Diamond y Köszegi (2003) proponen un modelo hiperbólico modificado para argumentar que la falta de autocontrol influye en la conducta de jubilación, sobre todo en anticipar la pensión.

Asimismo, la decisión de pensionarse por anticipado puede estar condicionada por las circunstancias del ciclo económico. Por una parte, un período de alto desempleo puede disminuir aún más la probabilidad de encontrar empleo para aquellos cercanos a la edad de retiro, lo que incentivaría un retiro temprano (Hairault, Langot y Sopraseduth, 2010). Por otra parte, un ciclo económico recesivo puede empujar los salarios a la baja hasta el punto de inducir una mayor probabilidad de pensión anticipada en un contexto de oferta de trabajo endógena (Chai y otros, 2009). Paralelamente, un ciclo económico recesivo puede llevar a la

---

<sup>5</sup> Decreto Ley N° 3500.

baja las tasas de retorno con que se calculan las pensiones futuras, haciendo menos atractiva la pensión anticipada e induciendo de esta manera un retraso en la pensión.

La percepción del propio estado de salud y la esperanza de vida están íntimamente relacionadas. French (2005) encuentra evidencia de que el estado de salud o la incertidumbre de poder mantenerla en el tiempo inciden en la decisión de pensionarse. Por otra parte, Guiso y Paiella (2006) constatan que la aversión al riesgo permite predecir una serie de decisiones en el hogar, como es la decisión de pensión anticipada. Asimismo, la tolerancia al riesgo se relaciona positivamente con la percepción de salud y la esperanza de vida (Hammit, Haninger y Treich, 2005). De esta manera, en este trabajo se procura integrar formalmente la aversión al riesgo en la decisión de pensión anticipada, junto con la percepción de salud y de esperanza de vida, a través de la valoración de la calidad futura de vida.

### III. Modelo teórico

A continuación se desarrolla un modelo que da sustento formal a la influencia de la impaciencia y la aversión al riesgo en la decisión de pensionarse anticipadamente. Para ello se formaliza analíticamente la decisión de pensión anticipada o en edad legal mediante un modelo simple de ciclo de vida dividido en dos períodos. De este modo, si el individuo se pensiona de forma anticipada, lo hará al principio del primer período, y de hacerlo de forma retardada, lo hará al inicio del segundo período.

Diremos que  $U(\cdot)$  representa la utilidad agregada bajo condiciones de separabilidad lineal, mientras que  $u(\cdot)$ <sup>6</sup> corresponderá a la utilidad en un período, de manera que  $u'(C_t) > 0$  y  $u''(C_t) < 0$ . Además, se asume que la función de utilidad en cada período es isoelástica (CRRA, por sus siglas en inglés), de manera que  $\sigma$  representa el nivel de aversión relativa al riesgo relativo constante,  $\rho$  es la tasa de descuento intertemporal, que se denotará como el factor de descuento  $\beta(H, \sigma)$ , que se vinculará con la aversión al riesgo  $\sigma$  y la esperanza de vida  $H$ .

El problema de maximización de bienestar del individuo consiste en:

---

<sup>6</sup> Se supondrá que la función satisface las condiciones de Inada,  $\lim_{C \rightarrow \infty} u'(C) = 0$  y  $\lim_{C \rightarrow 0} u'(C) = \infty$ .

$$\max_{C_t, C_{t+1}} U(C_t, C_{t+1}, \sigma, \rho, H) = u(C_t, \sigma) + \beta(H, \sigma) \cdot u(C_{t+1}, \sigma) \quad (1)$$

$$\text{Sujeto a:} \quad C_t + A_t \leq Y_t + \lambda \cdot B$$

$$C_{t+1} \leq (1+r) \cdot A_t + (1+s)(1-\lambda) \cdot B \quad A_t \geq 0$$

donde  $r$  representa la tasa de interés de mercado, mientras que  $s$  es la rentabilidad ofrecida por las AFP. Por su parte,  $B$  corresponde al monto acumulado de pensión, mientras que  $\lambda$  es la fracción que recibe la persona en el momento de pensionarse, la que se puede ajustar dependiendo de cuán tan anticipadamente se pensione. En caso de pensionarse a la edad legal,  $\lambda$  tomará el valor de cero (0). Finalmente  $A_t$  representa el nivel de activos inicial.

Con el objeto de incorporar la valoración de la esperanza de vida y la aversión al riesgo en la impaciencia relativa, se define el factor de descuento de la forma  $\beta(H, \sigma) = \delta \cdot \phi(H, \sigma)$ . El parámetro  $\delta$  es una constante que representa la distorsión en el factor de descuento debido a la diferencia en la valoración de la calidad de vida presente de cada individuo. En cuanto a la función  $\phi(H, \sigma)$ , se asume que para un mismo nivel de aversión al riesgo  $\lim_{H \rightarrow 0} \phi(H, \sigma) = 0$ , lo que quiere decir que si un individuo no espera vivir un período más, su única oportunidad de disfrutar de mejor calidad de vida es en el presente. Además, se asume que  $\lim_{H \rightarrow \infty} \phi(H, \sigma) = 1$ , lo que indica que el tiempo de calidad futura no rivaliza con el presente.

*Proposición 1.* La función  $\phi(H, \sigma)$  se define creciente y convexa en  $H$ ,  $\frac{\partial \phi}{\partial H} > 0$  y  $\frac{\partial^2 \phi}{\partial H^2} < 0$ . Al mismo tiempo, se define decreciente y cóncava en  $\sigma$ ,  $\frac{\partial \phi}{\partial \sigma} < 0$  y  $\frac{\partial^2 \phi}{\partial \sigma^2} < 0$ .

Dadas las dificultades existentes para acceder a los créditos, se supondrá que en esta economía los individuos se ven enfrentados a restricciones de liquidez.

Algunos factores mencionados en la literatura y que podrían explicar una caída en la utilidad marginal futura, son el factor no contributivo de la seguridad social, los riesgos financieros y el estado de la salud. La seguridad social y el mercado financiero no están bajo el control del individuo. No obstante, la percepción que el individuo tiene de su condición de salud le permite estimar su esperanza de vida; de hecho, Engen, Gale y Uccello (1999)



muestran que no considerar este elemento genera serias limitaciones en las estimaciones de los modelos de consumo intertemporal. Alternativamente, se puede considerar que esta condición se debe a la disposición psicológica con que el individuo enfrentará los años en el futuro.

En el modelo planteado, la componente  $\phi(H, \sigma)$  representa la valoración futura que el individuo tiene de su esperanza de vida, similar a la presentación de la longevidad como la probabilidad de vivir descrito en Bleichrodt y Quiggin, 1999, o como la incorporación del estado salud en el factor de descuento intertemporal en Nordhaus, 2002. La idea es establecer que un individuo descuenta el futuro según como crea que se encontrarán sus condiciones anímicas y físicas.

Las restricciones expresadas en el modelo de la ecuación (1) en forma conjunta se pueden resumir en:

$$C_t + \frac{1}{1+r} C_{t+1} \leq Y_t + B + \frac{(s-r)}{(1+r)} (1-\lambda) \cdot B$$

Por simplicidad, se denotará  $R=1+r$ . Se considerará que al final de su vida el individuo consume toda su riqueza. Por otra parte, si  $s < r$ , todos los individuos –sin importar su grado de aversión e impaciencia– se pensionarán en forma anticipada, ya que el mercado les estaría ofreciendo una mejor alternativa financiera, independientemente de lo que decidan hacer con su riqueza una vez pensionados. De esta manera, la decisión de pensionarse anticipadamente es relevante solo si la tasa de rentabilidad de la cuenta individual es mayor o igual que la del mercado<sup>7</sup>.

La condición de equilibrio del problema de la ecuación (1), se reduce a:

$$TMS = -(1+r) = -R$$

$$TMS = -\frac{\partial U / \partial C_t}{\partial U / \partial C_{t+1}} = -\frac{u'(C_t, \sigma)}{\delta \cdot \phi(H, \sigma) \cdot u'(C_{t+1}, \sigma)} = -R \quad (2)$$

---

<sup>7</sup> Es importante considerar que los ciclos económicos afectan tanto a la tasa de rentabilidad de la cuenta individual como a la rentabilidad de mercado, principalmente a través de un efecto nivel y pudiendo también afectar a las diferencias entre dichas tasas. No obstante, los ciclos recesivos que conducen a la caída de las tasas de retorno con las que se calculan las pensiones futuras pueden redundar en la disminución de la propensión a pensionarse tanto a la edad legal como de manera anticipada. Sin embargo, ello supone la expectativa de que las tasas de retorno futuro aumentarán en el corto plazo y no afecta a la propensión a pensionarse derivada de la diferencia de tasas de mercado y de las cuentas individuales.

$$\frac{u'(C_t, \sigma)}{\delta \cdot \phi(H, \sigma) \cdot u'(C_{t+1}, \sigma)} = R$$

Paralelamente, la relación entre consumo futuro y presente debe ser menor para los individuos que deciden pensionarse en forma anticipada,  $A$ , que para aquellos que deciden hacerlo a la edad legal,  $L$ . Esto ocurre porque los primeros estarían sustituyendo menor consumo futuro por mayor consumo presente. Ello se expresa en la ecuación (3).

$$\frac{C_{t+1}^A}{C_t^A} < \frac{C_{t+1}^L}{C_t^L} \quad (3)$$

De esta manera, si la función de utilidad es isoelástica, de la forma  $u(C_t, \sigma) = C_t^{1-\sigma} / (1-\sigma)$ , y los niveles de consumo son mayores que la unidad y con un índice de aversión al riesgo  $\sigma > 1$ , se cumple que:

$$\frac{u'(C_t^A, \sigma)}{u'(C_{t+1}^A, \sigma)} < \frac{u'(C_t^L, \sigma)}{u'(C_{t+1}^L, \sigma)} \quad (4)$$

Sin embargo, la ecuación (2) se debe cumplir tanto para los que se pensionaron en forma anticipada como para aquellos que lo hicieron a la edad legal, es decir

$$\frac{u'(C_t^A, \sigma)}{\delta \cdot \phi_A(H^A, \sigma^A) \cdot u'(C_{t+1}^A, \sigma)} = \frac{u'(C_t^L, \sigma)}{\delta \cdot \phi_L(H^L, \sigma^L) \cdot u'(C_{t+1}^L, \sigma)} = R \quad (5)$$

Entonces se cumple que  $0 < \phi_A(H^A, \sigma^A) < \phi_L(H^L, \sigma^L) < 1$ , de lo que se desprende que aquel que adelanta su pensión es más impaciente, debiendo descontar más el futuro. Esta diferencia en el factor de descuento puede ocurrir: i) por una diferencia en la valoración de la esperanza de vida<sup>8</sup>; ii) por diferencias en la esperanza de vida, o iii) por una diferencia en el nivel de aversión al riesgo.

Si los individuos, igualmente renuentes al riesgo ( $\sigma^A = \sigma^L = \sigma$ ), perciben una misma esperanza de vida ( $H^A = H^L = H$ ), entonces, para adelantar su pensión deben valorarla en forma diferente ( $\phi_A(H, \sigma) < \phi_L(H, \sigma)$ ). Siendo la esperanza de vida, los años que le restan por

---

<sup>8</sup> Esta diferencia se debería a que el grupo de pensionados anticipados apreciarían más los primeros años de esta esperanza de vida que el grupo de pensionados a la edad legal.

vivir, diremos que disfrutar de una mejor calidad de vida en el presente que en el futuro, será equivalente a una menor valoración futura de la esperanza de vida. No obstante, podría ocurrir que valorara de igual manera los años que le quedan ( $\phi(H^A, \sigma) = \phi(H^L, \sigma)$ ), en cuyo caso, para desear adelantar su pensión, deberá creer que vivirá menos años ( $H^A < H^L$ ).

Por otra parte, asumiendo la misma esperanza de vida ( $H^A = H^L = H$ ), dos individuos con coeficientes de aversión al riesgo relativo iguales a  $\sigma_0$  y  $\sigma_1$ , respectivamente, serán renuentes al riesgo si  $\sigma_0 > 1$  y  $\sigma_1 > 1$ . Sin embargo, si  $\sigma_0 < \sigma_1$ , el primero resulta ser menos renuente al riesgo que el segundo. Así, de las ecuaciones (3) y (4) se desprende que:

$$\frac{u'(C_t^j, \sigma_1)}{u'(C_{t+1}^j, \sigma_1)} < \frac{u'(C_t^j, \sigma_0)}{u'(C_{t+1}^j, \sigma_0)} \quad \forall j = A, L \quad (6)$$

De esta manera, la nueva condición se muestra en la ecuación (7), donde los términos (b) y (c) representan la condición de equilibrio planteada en (5), mientras que (a) representa la condición de equilibrio para un individuo que se pensiona de manera anticipada, pero que es más averso al riesgo que el definido en (b).

$$\underbrace{\frac{u'(C_t^A, \sigma_1)}{\delta \phi_A(H^A, \sigma_1) u'(C_{t+1}^A, \sigma_1)}}_{(a)} = \underbrace{\frac{u'(C_t^A, \sigma_0)}{\delta \phi_A(H^A, \sigma_0) u'(C_{t+1}^A, \sigma_0)}}_{(b)} = \underbrace{\frac{u'(C_t^L, \sigma_0)}{\delta \phi_L(H^L, \sigma_0) u'(C_{t+1}^L, \sigma_0)}}_{(c)} = R \quad (7)$$

Ahora, para que se cumpla (7), debe ocurrir que:

$$0 < \phi_A(H^A, \sigma_1) < \phi_A(H^A, \sigma_0) < \phi_L(H^L, \sigma_0) < 1$$

De este modo, si un individuo se pensiona anticipadamente es porque descuenta más el futuro. Esta diferencia en el descuento futuro se debe a la diferencia en la valoración futura de la esperanza de vida, la cual se verá exacerbada por una mayor aversión al riesgo, debido a la incertidumbre de poder disfrutar de una buena calidad de vida en el futuro.

#### IV. Estrategia empírica para identificar los determinantes de la pensión anticipada

Si bien el modelo teórico da luces acerca del comportamiento que deberían tener los individuos respecto de la decisión de pensionarse considerando su esperanza de vida y aversión al riesgo, las hipótesis que se derivan del modelo no son medibles de manera directa en una estimación econométrica. Por ello, a continuación se desarrolla una estrategia empírica con la que se procura incorporar las características del modelo teórico de una manera simple y estimable.

La decisión de pensionarse de manera anticipada o a la edad legal se puede representar como un problema de elección discreta, donde un individuo racional optará por la acción que le reporte un mayor nivel de utilidad. En este sentido, es comúnmente aceptado considerar la utilidad indirecta en el análisis de la elección discreta, lo que internaliza las restricciones provenientes del ingreso y otras restricciones (Deaton y Muellbauer, 1980; Hensher, Barnard, Truong, 1988).

Para la aproximación empírica se considera la variable dicotómica  $Y$ , que representa la decisión de pensión, siendo igual a 1 si el individuo decide pensionarse de forma anticipada, lo que ocurrirá si la utilidad indirecta latente de estar pensionado antes de la edad legal,  $U_A^*$ , es mayor que la de pensionarse cuando se cumpla la edad legal,  $U_L^*$ . En caso contrario, la variable de decisión tomará el valor cero (0), tal y como se define a continuación:

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{si } U_A^* > U_L^* \\ 0 & \text{si } U_A^* \leq U_L^* \end{cases} \quad (8)$$

En la ecuación (8) se muestran las condiciones bajo las cuales un individuo decide pensionarse anticipadamente o a la edad legal, teniendo presente que uno de los parámetros que rige la función de utilidad es la aversión al riesgo.

Para definir la variable latente de la decisión de anticipar la pensión, se utilizará la utilidad indirecta que es la utilidad maximizada de la ecuación (1), que se representa para el

individuo  $i$  y la decisión  $j$  en la forma:

$$U_{ij}^*(\cdot) = u(C_{ij,t}^*, \sigma_i) + \delta \cdot \phi_j(H_i, \sigma_i) \cdot u(C_{ij,t+1}^*, \sigma_i) \quad \forall i = 1, \dots, n; j = A, L \quad (9)$$

donde la tasa de descuento intertemporal se describe por  $\beta(H, \sigma) = \delta \cdot \phi(H, \sigma)$ , tal como se detalla en la sección III de este documento.

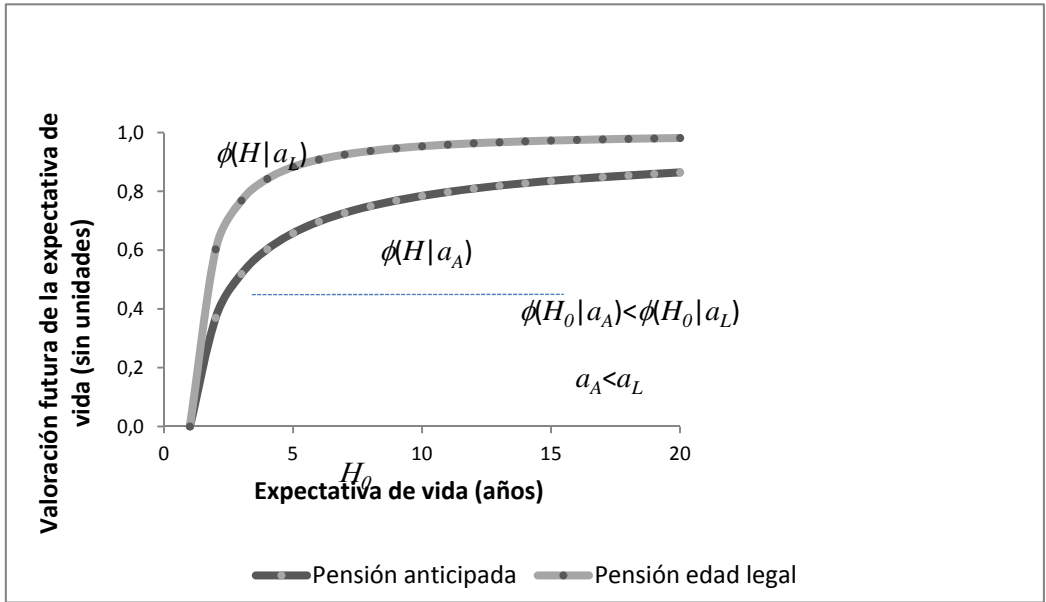
Se dará por sentado que ambos grupos poseen el mismo nivel de esperanza de vida. Sobre esta base, se supondrá una forma ad hoc para la valoración de la esperanza de vida igual a:

$$\phi_j(H_i, \sigma_i) = \phi(H_i, \sigma_i | a_j) = 1 - H_i^{-a_j / \sigma_i} \quad \forall i = 1, \dots, n; j = A, L; a_j > 0 \quad (10)$$

Se considerará que ambos grupos creen que vivirán la misma cantidad de años, por ende, la diferencia en el factor de descuento vendrá dada por la diferencia en la valoración de la esperanza de vida representada por el parámetro  $a_j$  en la ecuación (10).

La forma funcional descrita en la ecuación (10) cumple con la Proposición 1, de manera que para un nivel de aversión al riesgo constante, su comportamiento será como el del Grafico 1. El parámetro  $a_j$  simboliza cuánto valora su esperanza de vida, lo que se podría interpretar como la valoración de la calidad de vida futura; entonces se cumple que:  $a_A < a_L$ .

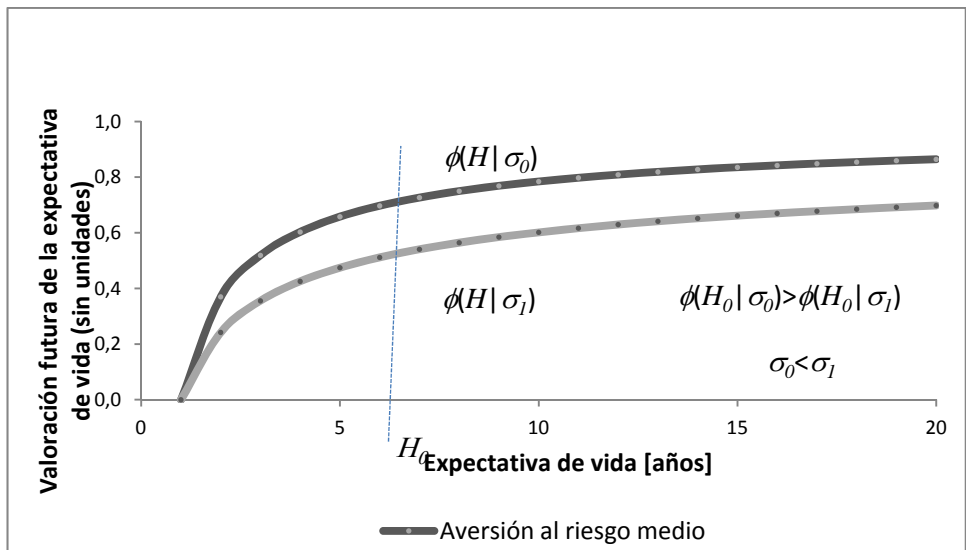
**Gráfico 1.** Relación entre valoración de la esperanza de vida y tasa de impaciencia.



Fuente: elaboración propia.

En el caso de mantener la misma valoración por la esperanza de vida  $H$ , pero pasando de un nivel de aversión al riesgo  $\sigma_0$  a uno más renuente al riesgo  $\sigma_1$ , siendo  $\sigma_0 < \sigma_1$ . Así, se obtiene una menor valoración de los años futuros por vivir. Esto se observa en el gráfico 2.

**Gráfico 2.** Menor valoración de la esperanza de vida debido al futuro incierto



Fuente: elaboración propia.

Ahora, si se reemplaza (10) en (9), se obtiene una forma más extendida de la utilidad indirecta.

$$U_{ij}^*(\cdot) = \underbrace{u(C_{ij,t}^*, \sigma_i) + \delta \cdot u(C_{ij,t+1}^*, \sigma_i)}_{(I)} - \underbrace{\delta \cdot H_i^{-a_j/\sigma_i} u(C_{ij,t+1}^*, \sigma_i)}_{(II)} \quad (11)$$

La componente (I) presenta el modelo clásico de descuento en dos períodos. Por su parte, la componente (II) es un término adicional de “pérdida” de utilidad por consumo futuro, debida a la valoración de la esperanza de vida presente con respecto a la del futuro.

A objeto de hacer estimable el modelo y dado que las componentes (I) y (II) de la ecuación (11) se encuentran separadas aditivamente, se definirán aproximaciones para cada componente, como:

$$U_{ij}^*(\cdot) = \underbrace{\gamma_{ij} \cdot X_{ij}}_{(III)} + \underbrace{\alpha_{ij} \cdot h_i + \lambda_{ij} \cdot \sigma_i \cdot h_i}_{(IV)} \quad \forall i = 1, \dots, n; j = A, L \quad (12)$$

De esta manera, el término (III) representa la aproximación lineal tradicional al modelo de consumo intertemporal de dos períodos descrito en (I). Esto corresponde al conjunto de atributos que definen las preferencias del individuo, representado por el vector  $X$ . Además, este establece una estructura para la función de utilidad. Este marco de trabajo permite controlar por otras preferencias de las personas (contenidas en el vector  $X$ ) que puedan afectar a la función de utilidad y, por consiguiente, a la decisión de pensionarse a través de una forma funcional lineal en un enfoque semi reducido.

La componente (II) de la ecuación (11) fue aproximada por medio de la componente (IV) de la ecuación (12), con el propósito de capturar parte de la no linealidad presentada. De este modo,  $h_i = \ln(H_i)$  y el parámetro  $\alpha_{ij}$  representan la caída en la utilidad futura debido al mayor descuento por valorar más los primeros años de lo que le queda por vivir, término que se ve afectado tanto en magnitud como en signo por los cambios en  $a_j$ . Este debe ser negativo y mayor en valor absoluto en aquellos que adelantaron su pensión. Además, el parámetro  $\lambda_{ij}$  representa la valoración de la esperanza de vida frente al riesgo futuro, dado que el individuo es averso al riesgo. Combinar la esperanza de vida y la aversión al riesgo es un recurso conveniente para ilustrar cómo la mayor aversión al riesgo exagera la decisión de pensionarse

anticipadamente, debido al riesgo de no poder disfrutar de calidad de vida en el futuro, evitando la influencia de otros riesgos como el riesgo financiero. Así, la decisión de pensionarse anticipadamente se representa como una probabilidad, de tal suerte que:

$$\Pr(Y_i = 1) \approx \Pr(U_A^* - U_L^* \approx \Gamma_i \cdot X_i + \gamma_i \cdot h_i + \Lambda_i \cdot \sigma_i \cdot h_i > \varepsilon_A - \varepsilon_L)$$

$$\Pr(Y_i = 1) \approx \Pr(\Gamma_i \cdot X_i + \Omega_i \cdot h_i + \Lambda_i \cdot \sigma_i \cdot h_i > \varepsilon_i) \quad (13)$$

donde  $\Gamma_i = \gamma_i^A - \gamma_i^L$ ,  $\Omega_i = \alpha_i^A - \alpha_i^L$  y  $\Lambda_i = \lambda_i^A - \lambda_i^L$ . En esta especificación binaria del modelo a estimar se puede apreciar claramente la hipótesis de trabajo. En primer lugar, dado que los individuos que se pensionan de forma anticipada tienen que haber sido relativamente más impacientes que aquellos que lo hicieron a la edad legal (asumiendo todo lo demás constante), se debe cumplir que  $\Omega_i < 0$ . Del mismo modo, el efecto de la aversión al riesgo en la variabilidad de la utilidad se recoge en la hipótesis en que  $\Lambda_i > 0$ , que muestra, con todo lo demás constante, que a mayor aversión al riesgo mayor será la propensión a pensionarse de manera anticipada.



## V. La pensión anticipada en Chile

En el caso chileno, cabe destacar que no todos los individuos se pueden pensionar de manera anticipada. En efecto, aquellos que se encuentran bajo el sistema antiguo de reparto no tienen la posibilidad de pensionarse anticipadamente. Podrían acceder a este derecho si el trabajo que desempeñan fuera calificado como pesado<sup>9</sup>, o si se encontraran en el sistema previsional actual al menos unos 5 años.

A partir de 1993, los afiliados tienen la posibilidad de pensionarse antes de la edad legal<sup>10</sup>, siempre y cuando el capital acumulado en su cuenta de ahorro individual les permita obtener una pensión mensual superior al 110% del salario mínimo legal vigente<sup>11</sup>. En 2008 entra en vigencia la reforma previsional<sup>12</sup>, que introduce un pilar solidario que atiende a todos los chilenos que no tienen ahorros previsionales. Dicha reforma también persigue mejorar el sistema de capitalización individual, junto con incentivar las cotizaciones voluntarias para una futura pensión exitosa.

Sin embargo, los afiliados al sistema de capitalización individual actual pueden adelantar su jubilación si su monto de pensión es igual o superior al 70%<sup>13</sup> del promedio de las remuneraciones y rentas declaradas en los últimos 10 años anteriores al mes en que se acogen a este derecho. Además, debe ser igual o superior al 150% de la pensión básica solidaria de vejez (PBSV) vigente.

En el momento de pensionarse, estos afiliados también deben decidir bajo qué modalidad lo harán: si con un retiro programado, una renta vitalicia o, eventualmente, un modo mixto. Si la persona se cambió de sistema previsional y conserva sus bonos de reconocimiento, estos pueden influir en la elección de la modalidad mediante su endoso, ya que alcanzan su mayor valor al llegar a la edad legal.

Por otra parte, si el afiliado cuenta con Ahorro Previsional Voluntario (APV), este

---

<sup>9</sup> Comisión Ergonómica Nacional (CEN).

<sup>10</sup> El artículo 64 de la Ley N° 100.

<sup>11</sup> Estos porcentajes fueron modificados por la ley N° 19.943 que entró en vigencia en agosto del año 2004.

<sup>12</sup> Decreto Ley N° 20.255

<sup>13</sup> Este porcentaje rige a partir de agosto de 2010. Durante el período comprendido entre agosto de 2006 y agosto de 2007 es del 58%. Más detalles en la Superintendencia de Pensiones de Chile, <http://safp.cl>

podría influir positivamente en la decisión de pensionarse en forma anticipada, ya que aumenta la probabilidad de cumplir con los requisitos en el futuro.

El aumento de restricciones progresivas<sup>14</sup> a la pensión anticipada podría incidir en la decisión de pensionarse anticipadamente, ya que de esperar hasta el año siguiente se podría incumplir los requisitos para hacerlo.

Para revisar la evidencia empírica en Chile se utilizará la única fuente de información disponible que permite un análisis detallado de los pensionados y de quienes podrían pensionarse de manera anticipada: la Encuesta de Protección Social (EPS). Esta encuesta, en su versión 2006, incluye a personas de 18 años de edad en adelante, representando un total poblacional de 12.426.437 individuos, de los cuales el 50,9% son mujeres y el 49,1% son hombres. Dentro de su situación laboral, en el momento de efectuarse la encuesta, un 12,6% de la población declara encontrarse cesante, el 57% dice estar trabajando, mientras que el 30,4% restante está inactivo<sup>15</sup>.

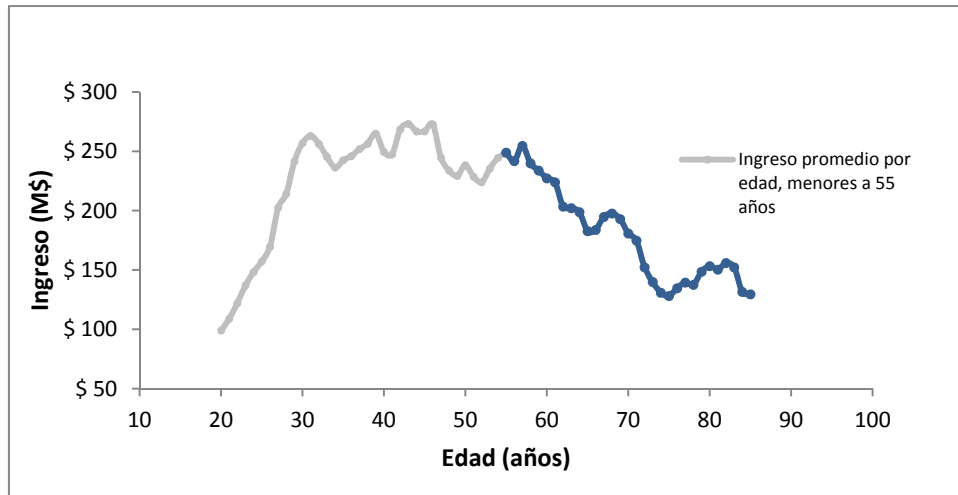
Sobre la base de la Encuesta de Protección Social de 2006, se puede apreciar que el ingreso monetario promedio comienza a decaer desde los 50 años, tal como se observa en el gráfico 3. Este perfil decreciente se encuentra justo en la vecindad de la edad a partir de la cual los individuos comienzan a decidir pensionarse.

---

<sup>14</sup> Ley N° 19.943.

<sup>15</sup> La manera en que se pregunta por la situación ocupacional de los individuos en la EPS difiere de las encuestas de empleo (Instituto Nacional de Estadísticas (INE) o de la Encuesta de Ocupación de la Universidad de Chile). Mientras en la EPS es el individuo quien se autocalifica, en las encuestas de empleo es el analista quien clasifica. Esto redundaría en que en la EPS se obtenga un gran número de individuos “autorreportados” como cesantes, en circunstancias que muchos de ellos habrían sido calificados como inactivos en las encuestas de empleo. Esto deriva en una sobreestimación de la tasa de desocupación y de la tasa de participación laboral, efecto sobre todo importante en el caso de las mujeres.

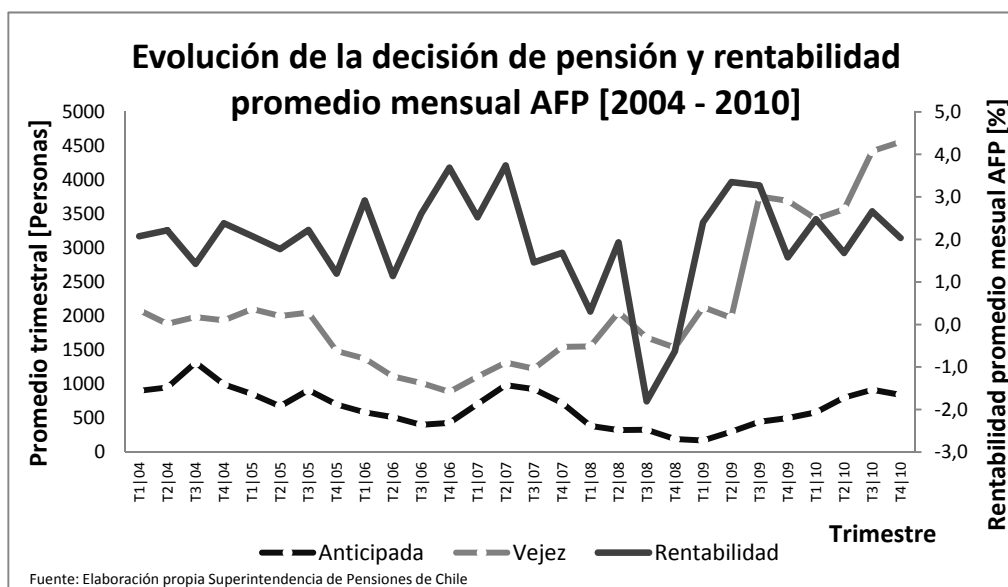
**Gráfico 3.** Ingreso monetario promedio por edad en miles de pesos (M\$).



*Fuente:* elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) de 2006; M\$ miles de pesos.

Por otra parte, el número de individuos que se han pensionado de manera anticipada ha fluctuado en el tiempo (véase el gráfico 4). No obstante, se aprecia cierta relación con la rentabilidad de los fondos, que cuando es menor influiría en una menor pensión anticipada, aunque este efecto se aprecia con cierto rezago. El efecto de la crisis financiera de 2008 se refleja claramente en la rentabilidad de los fondos y en la pensión anticipada, que recién hacia 2010 recupera los niveles previos a la crisis.

**Gráfico 4.** Pensionados por trimestre con la rentabilidad promedio de las AFP entre 2004 y 2010.



AFP: administradoras de fondos de pensiones.

Paralelamente, las estadísticas del Instituto Nacional de Estadísticas (INE) revelan que el grupo potencial de pensionados aumenta sustancialmente, hasta el punto que podría llegar a ser del orden del 20% de la población en el año 2016.

En el año 2006, un 9,2% de los individuos “auto-reportan” haberse pensionado por algún motivo, de los cuales poco más de la quinta parte (20,7%) declaran haberlo hecho por invalidez. Para este último grupo la decisión de pensión es exógena, por lo que sus integrantes no son considerados en el análisis que sigue.

Al comparar el motivo de pensión con la fecha de retiro auto-reportada se encuentran ciertas diferencias. En el cuadro 2 se observa que poco menos de la mitad que reportó haberse pensionado por vejez, lo hizo en forma anticipada. Al corregir el motivo de pensión por la edad legal auto-reportada, el porcentaje de todos los pensionados de forma anticipada es de 35,1%.

**Cuadro 2.** Tipo de pensión declarada por los encuestados.

Fecha de pensión Auto-reportada	Pensión auto-reportada [%]			TOTAL
	Vejez	Adelantada	Invalidez	
Edad legal o superior	56.5	3.7	8.7	35.1
Antes de la edad legal	43.5	96.3	91.3	64.9
TOTAL	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: Elaboración propia EPS2006; Población 1.129.325; Obs. 2.375 (Total que responde)

En Chile, el 94% de la población se encuentra en el sistema de AFP, sin embargo, de los pensionados solo el 46% pertenecen a dicho sistema, el resto se encuentran en el Instituto de Previsión Social (ex Instituto de Normalización Previsional (INP)) u otro sistema<sup>16</sup>.

En la Encuesta de Protección Social (EPS) del año 2006 se incluye un conjunto de preguntas que permiten determinar cuán averso al riesgo es un individuo<sup>17</sup>. Con esta información se puede agrupar a los entrevistados en cuatro niveles de aversión al riesgo, que van de un nivel bajo (1) a un nivel alto de aversión (4)<sup>18</sup>. Esta variable de aversión al riesgo se construye luego de exponer al encuestado a la pregunta: “Suponga que Ud., como única fuente de ingresos de su hogar, debe elegir entre los siguientes dos trabajos...”, donde el primer trabajo le garantiza un nivel de ingreso fijo y estable durante toda la vida; en el segundo trabajo tiene la misma posibilidad de ganar el doble o solo un cuarto, la mitad o tres cuartos de sus ingresos durante toda la vida.

Este esquema indagatorio de la aversión al riesgo es idéntico al que se utiliza en el Estudio de la Salud y la Jubilación (HRS, por sus siglas en inglés) de los Estados Unidos, y en la Encuesta de Ingresos y Riqueza de las Familias (SHIW, por sus siglas en inglés) del Banco de Italia. Tanto en la Encuesta de Protección Social como en el HRS y la SHIW se establece una convergencia hacia la neutralidad al riesgo que podría alcanzar el encuestado, puesto que cada pregunta está dominada estocásticamente por la anterior, lo que indica que si un individuo prefiere la alternativa con menor valor esperado, también preferirá aquellas con mayor valor esperado, generando un orden condicional en la selección. La distribución en

<sup>16</sup> De los entrevistados, menos del 3% no reportan el motivo por el que se pensionaron, y aún menos declaran poseer Ahorro Previsional Voluntario (APV).

<sup>17</sup> Estas preguntas se encuentra en el módulo J (de la j1\_1 a la j1\_3).

<sup>18</sup> Se debe tener presente que dentro de este módulo las preguntas son de carácter discreto y que en los niveles de aversión las preguntas no llegan a cubrir a los neutrales y amantes del riesgo.

porcentaje de los distintos grados de aversión al riesgo en la población de 18 años de edad y más en la Encuesta de Protección Social de 2006 se describe en el cuadro 3.

**Cuadro 3.** Niveles de aversión entre pensionados y no pensionados.

Nivel de aversión Mayores a 18 años	PENSIONADO		POBLACIÓN
	NO [%]	SI [%]	
1 [Bajo]	20,3	14,0	19,8
2 [Medio bajo]	8,6	8,5	8,6
3 [Medio alto]	6,7	4,5	6,5
4 [Alto]	64,4	73,0	65,1
TOTAL	100,0	100,0	100,0

Fuente: Elaboración propia EPS2006; Población 11.492.732; Obs. 15.052 (Total que responde)

La distribución en los distintos niveles de aversión al riesgo es algo distinta entre los pensionados y no pensionados. En efecto, en el cuadro 2 se observa que la mayor diferencia se presenta en el nivel alto de aversión al riesgo, que además corresponde al de mayor concentración. Esto podría explicarse por la censura que existe respecto de los niveles superiores de aversión al riesgo.

Sin embargo, si se compara a los pensionados anticipados con los en edad legal de acuerdo con su fecha de retiro auto-reportada se puede constatar que las diferencias desaparecen (véase el cuadro 4). Esto indicaría que la decisión de anticipar o no la pensión es independiente del nivel de aversión al riesgo que tiene una persona.

**Cuadro 4.** Participación de la aversión al riesgo, según pensión anticipada y edad legal.

Nivel de Aversión Pensionados	PENSION ANTICIPADA*		POBLACIÓN
	NO [%]	SI [%]	
1 [Bajo]	15,0	13,2	13,9
2 [Medio bajo]	8,0	8,8	8,5
3 [Medio alto]	5,4	4,2	4,6
4 [Alto]	71,6	73,8	73,0
TOTAL	100,0	100,0	100,0

Fuente: Elaboración propia EPS2006; Población 864.635; Obs. 1.875; \* Según fecha autoreportada

Por otra parte, la condición de salud sí parece jugar un papel importante en la decisión de pensionarse. En efecto, según la EPS de 2006 el motivo principal para pensionarse fueron problemas de salud en el 21,5% de los pensionados (véase el cuadro A.3 del anexo A), seguido de un 24,3% que indicaron que se pensionaron por haber cumplido la edad legal.

Asimismo, el principal motivo reportado para no seguir trabajando correspondió, en casi el 60% de los casos, a que “su salud se lo impide”.

Esto nos muestra que la percepción de salud es un componente importante en la decisión de pensión. No obstante, dicha percepción se correlaciona estrechamente con la esperanza de vida, de manera que a mejor estado de salud mayor será la esperanza de vida, tal como se observa en el cuadro 5.

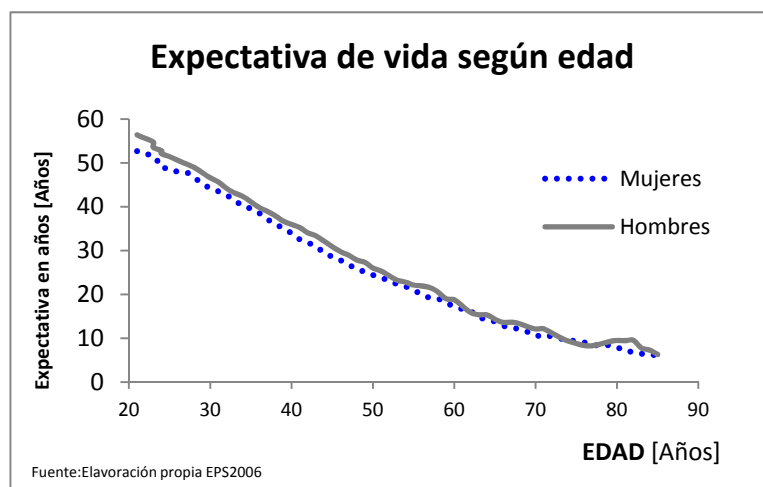
**Cuadro 5.** Esperanza de vida promedio en años por nivel de percepción de salud.

PERCEPCION DEL ESTADO DE SALUD	EXPECTATIVA DE VIDA [Años]					
	POBLACIÓN		MUJER [51.3%]		HOMBRE [48.7%]	
	[%]	Promedio	[%]	Promedio	[%]	Promedio
Muy mala	1.0	12.05	1.5	11.53	0.5	13.69
Mala	5.8	18.25	7.3	17.80	4.2	19.09
Regular	22.4	26.42	25.0	26.35	19.5	26.50
Buena	48.8	38.68	47.7	38.03	50.1	39.33
Muy buena	13.3	44.13	12.1	43.53	14.6	44.66
Excelente	8.7	45.92	6.4	44.48	11.1	46.78
	100.0	35.8	100.0	34.3	100.0	37.5

Fuente: Elaboración propia EPS2006; Población 9.953.561; Obs. 13.086 (Total que responde)

Otro aspecto relevante de las condiciones bajo las cuales los individuos toman sus decisiones con respecto a las pensiones es la esperanza de vida. Naturalmente, esta esperanza de vida decrece con la edad. En el gráfico 5 se aprecia que la esperanza de vida media, medida como la estimación de los años que le restan por vivir al individuo, decae según este avanza en edad, con un perfil muy similar para hombres y mujeres.

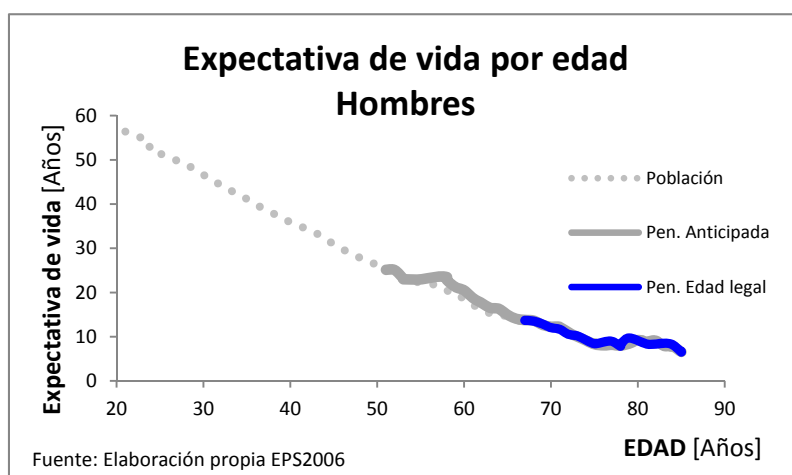
**Gráfico 5.** Esperanza de vida promedio según edad del encuestado, por hombre y mujer.



*Fuente:* elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) de 2006.

Más en particular, el interés se centra en la esperanza de vida para los individuos que se pensionan a la edad legal y aquellos que lo hacen de forma anticipada. En el gráfico 6 se denota que las tendencias son similares para ambos grupos y estas, a su vez, similares para el resto de la población.

**Gráfico 6.** Esperanza de vida promedio según edad del encuestado por estado de pensión para los hombres.



*Fuente:* elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) de 2006.



## VI. Estimación de los determinantes de la pensión anticipada

Antes de presentar los resultados de las estimaciones, es necesario revisar aspectos relacionados con la muestra y las variables que se utilizarán. Se constata que la muestra se reduce de acuerdo con una serie de consideraciones necesarias para llevar a cabo las estimaciones. En primer lugar, cabe considerar que las condiciones que exige la ley chilena para pensionarse en forma anticipada<sup>19</sup>, lo observable de esta práctica, y que los entrevistados hayan respondido al cuestionario requerido, son restricciones que limitan el número de observaciones<sup>20</sup>. Además, se definió un rango de edad de 60 a 65 años para las mujeres y de 65 a 70 años para los hombres, si es que fueron entrevistados a fines de 2006 o principios de 2007.

Las variables que se emplean tienen que ver con las características que determinan la función de utilidad. En este caso, se define un vector de variables compuesto por características del individuo, el hogar y el mercado laboral en conjunto con el de las pensiones. Este conjunto de variables se detallan en el cuadro 1.

La aversión al riesgo es una característica intrínseca del individuo, por lo que se define como un parámetro cuya influencia en la decisión de pensionarse antes de la edad legal se busca establecer. La poca continuidad en la variable de aversión al riesgo obligó a agruparla en dos niveles: el nivel alto, que concentra un 73% aproximadamente y el nivel medio alto, medio bajo y bajo con un 27% (véase el cuadro 4).

**Cuadro 1.** Definición del grupo de variables a considerar.

Individuo	Características del Hogar	Otras
Género	Jefe del hogar	Conocimiento del sistema de AFP
Edad	Estado civil	Conocimiento sistema previsional
Escolaridad	Número de hijos	Conocimiento financiero
Percepción del estado de salud	Número de nietos	Regiones por zona
Percepción de la esperanza de vida	Ingreso monetario	Años en el mercado laboral
Nivel de aversión al riesgo	Patrimonio	Edad de inicio laboral
	Propiedad del domicilio	Activo laboralmente

*Fuente:* elaboración propia.

<sup>19</sup> Ley No. 19.943.

<sup>20</sup> La cantidad a nivel poblacional de la EPS de 2006 es de 12.426.437 individuos, expandidos a partir de 16.443 encuestados, de los cuales el 8,5% no responde a la pregunta vinculada a la aversión al riesgo.

La información que ayude a predecir la incertidumbre que encierra algún evento influirá en la acción que tomará un renuente al riesgo. Por ello, se incluyó el conocimiento que se tiene del mercado financiero y de las pensiones.

Se incluyó, además, un control por zonas geográficas, donde se definió la zona norte: regiones I a la IV; zona centro: regiones V a VII, y zona sur: regiones VIII a XII. De este modo, la comparación se lleva a cabo con respecto a la Región Metropolitana.

La estadística descriptiva de las variables a utilizar en las estimaciones se presenta en el cuadro 6. Se puede observar que si se considera la edad promedio que tienen los entrevistados, más su esperanza de vida futura, se obtiene que tanto el grupo de los pensionados a la edad legal, como el de los pensionados de forma anticipada, creen que su esperanza de vida es de casi 80 años.

En paralelo, dentro de la estadística descriptiva se puede destacar que los pensionados de forma anticipada son en su mayoría hombres (véase el cuadro 6). Además, los que se pensionaron antes de la edad legal reciben ingresos monetarios más bajos, lo que podría relacionarse con el hecho de que el porcentaje de los que se encuentran activos laboralmente también es menor, junto con un menor nivel promedio de escolaridad.

**Cuadro 6.** Características de los pensionados a la edad legal y de los anticipados en la muestra.

VARIABLES	PENSIONADOS		Pensionado Mujer [38%]		Pensionado Hombre [62%]	
	Edad Legal [34%]	Anticipado [66%]	Edad Legal [54%]	Anticipado [46%]	Edad Legal [22%]	Anticipado [78%]
Población:134.934   Muestra 314 obs.						
Género [Hombre = 1]	0.40	0.73				
Escolaridad [Años]	7.1	8.1	7.9	10.9	6.0	7.1
Edad [Años]	65.3	66.1	63.4	62.4	68.1	67.4
Percepción de la Salud [Mala = 1 a Excelente = 6]	3.4	3.4	3.3	3.4	3.5	3.4
Percepción Expectativa de vida [Años]	14.7	12.4	16.5	14.9	11.9	11.5
Nivel de aversión [Alta = 1]	0.7	0.8	0.8	0.8	0.7	0.8
Jefe de Hogar [Sí = 1]	0.72	0.91	0.56	0.80	0.95	0.95
Estado Civil [En pareja = 1]	0.48	0.64	0.43	0.18	0.54	0.81
Número de Hijos	0.22	0.36	0.32	0.42	0.08	0.34
Número de Nietos	2.1	2.2	2.0	1.6	2.3	2.4
Ingreso monetario [M\$ / 2006]	\$ 287	\$ 270	\$ 333	\$ 238	\$ 217	\$ 282
Patrimonio activos [MM\$ / 2006]	\$ 19.85	\$ 25.05	\$ 21.88	\$ 20.02	\$ 16.75	\$ 26.90
Patrimonio deudas [MM\$ / 2006]	\$ 0.54	\$ 0.86	\$ 0.84	\$ 1.87	\$ 0.08	\$ 0.49
Propietario de la vivienda [Sí = 1]	0.87	0.88	0.88	0.81	0.87	0.91
Conocimiento de AFP [<%>]	0.35	0.40	0.37	0.45	0.31	0.38
Conocimiento Sistema Previsional [<%>]	0.29	0.40	0.29	0.36	0.28	0.42
Conocimiento Financiero [Sí = 1]	0.06	0.05	0.06	0.05	0.06	0.06
Zona Norte	0.11	0.12	0.15	0.11	0.05	0.13
Zona Centro	0.30	0.17	0.24	0.13	0.38	0.19
Zona Sur	0.19	0.17	0.13	0.10	0.29	0.20
Años en el mercado laboral	43.3	39.4	40.1	33.9	48.1	41.5
Edad de inicio en el mercado laboral	19.0	17.4	19.9	21.2	17.5	16.1
Activo laboralmente [Sí = 1]	0.35	0.43	0.35	0.33	0.36	0.46

Fuente: Elaboración propia EPS2006; Hombres de 65 a 70 años; Mujeres de 60 a 65 años

Los pensionados en la muestra se encuentran en el sistema previsional de AFP. Asimismo, el conocimiento del sistema de AFP y de la modalidad de pensión es levemente menor en aquellos que se pensionaron a la edad legal. Sin embargo, el conocimiento financiero resulta ser similar entre ambos grupos de pensionados (véase el cuadro 6).

#### a) Resultados de las estimaciones

Para estimar el modelo propuesto en la ecuación (13), se supondrá que los errores siguen una distribución normal utilizando un modelo de desviación equivalente normal (probit). Los resultados con distintas especificaciones se presentan en el cuadro 6.

**Cuadro 7.** Estimación *probit*<sup>a</sup> con esperanza de vida

Probabilidad de estar pensionado en forma anticipada							
VARIABLES	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)	(vii)
Género [Hombre = 1]	1.8244*** (0.0131)	1.8066*** (0.0129)	1.8456*** (0.0131)	1.6959*** (0.0143)	1.9142*** (0.0156)	1.8077*** (0.0155)	1.7927*** (0.0155)
Escolaridad	0.1058*** (0.0029)	0.1027*** (0.0028)	0.1077*** (0.0029)	0.1027*** (0.003)	0.052*** (0.003)	0.0422*** (0.0011)	0.0525*** (0.001)
Escolaridad2	-0.0022*** (0.0002)	-0.0023*** (0.0002)	-0.0023*** (0.0002)	-0.0017*** (0.0002)	0.0002 (0.0002)		
Edad	-0.8566*** (0.0507)	-0.9842*** (0.0509)	-0.9371*** (0.0515)	-1.0081*** (0.0533)	-0.2661*** (0.0566)	-0.1644*** (0.0023)	-0.1653*** (0.0023)
Edad2	0.0052*** (0.0004)	0.0063*** (0.0004)	0.0057*** (0.0004)	0.0061*** (0.0004)	0.0008* (0.0004)		
<b>Ln(Expectativa de vida)</b>			-0.4308*** (0.0073)	-0.4637*** (0.0074)	-0.4032*** (0.008)	-0.3801*** (0.0081)	-0.4471*** (0.0077)
<b>Aversión * Ln(Expectativa de vida)</b>		-0.0008 (0.0034)	0.0684*** (0.0035)	0.0847*** (0.0036)	0.0394*** (0.0036)	0.0833*** (0.0036)	0.0437*** (0.0035)
Jefe de Hogar [Sí = 1]				0.8334*** (0.0126)	0.9946*** (0.0134)	0.8594*** (0.013)	1.0269*** (0.0131)
Estado Civil [Pareja presente = 1]				0.2619*** (0.0102)	0.2639*** (0.0106)	0.2011*** (0.0103)	0.2283*** (0.0102)
Número de Hijos				0.2199*** (0.0035)	0.1914*** (0.0043)		0.1807*** (0.0039)
Número de Nietos				-0.0099** (0.0049)	0.0183*** (0.0053)	0.005 (0.0049)	
Ingreso monetario [M\$ / 2006]				-0.0002*** (0)	-0.0002*** (0)	-0.0002*** (0)	-0.0002*** (0)
Patrimonio activos [MM\$ / 2006]				0.0009*** (0.0001)	-0.0022*** (0.0001)	-0.0009*** (0.0001)	
Patrimonio deudas [MM\$ / 2006]				-0.0972*** (0.0127)	-0.1063*** (0.0128)	0.0389*** (0.0018)	0.0233*** (0.0013)
Propietario de la vivienda [Sí = 1]				-0.0972*** (0.0127)	-0.1063*** (0.0128)		
Conocimiento de AFP [<%>]					0.4999*** (0.0261)	0.5655*** (0.0252)	0.3602*** (0.024)
Conocimiento Sistema Previsional [<%>]					0.0489*** (0.0072)	0.0488*** (0.0068)	0.0932*** (0.0069)
Conocimiento Financiero [Si = 1]					0.2242*** (0.0186)		
Zona norte					-0.4605*** (0.0155)		
Zona centro					-0.7562*** (0.0102)	-0.4898*** (0.009)	-0.5773*** (0.0097)
Zona sur					-0.4322*** (0.0125)		
Años en el mercado laboral					-0.0854*** (0.0018)	-0.0425*** (0.0007)	-0.0804*** (0.0019)
Edad de inicio laboral					-0.0689*** (0.0021)		-0.072*** (0.0021)
Activo laboralmente [Sí = 1]					-0.0062 (0.0086)	-0.0583*** (0.0083)	0.0204** (0.0082)
Constante	33.609*** (1.6652)	25.9327 (34.4529)	36.3342*** (1.6891)	38.6975*** (1.7492)	17.8588*** (1.8671)	11.488*** (0.1582)	14.4897*** (0.179)
Número de Observaciones	134934	134934	134934	134934	134934	134934	134934
Log Likelihood	-72055,38	-73440,3	-71864,87	-68111,67	-57350,75	-63692,79	-58319,54
Pseudo - R2	0,1668	0,1508	0,169	0,2124	0,3368	0,2635	0,3256
AIC	144124,8	146894,6	143745,7	136255,3	114751,5	127419,6	116673,1
BIC	144193,4	146963,3	143824,2	136412,3	114996,8	127586,4	116839,9

*Fuente:* elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) de 2006.

<sup>a</sup> desviación equivalente normal.

Significativo al 10%; \*\* Significativo al 5%; \*\*\* Significativo al 1% (desviación estándar muestral).

Las estimaciones de los efectos marginales del modelo presentado en el cuadro 7 se observan en el cuadro 8.

**Cuadro 8.** Estimación de los efectos marginales para variados modelos

VARIABLES	Efectos marginal de la probabilidad de adelantar la pensión						
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)	(vii)
Género [Hombre = 1]	0.6213*** (0.0036)	0.6176*** (0.0036)	0.6269*** (0.0036)	0.5815*** (0.0041)	0.6181*** (0.0041)	0.608*** (0.0042)	0.5878*** (0.0042)
Escolaridad	0.0376*** (0.001)	0.0367*** (0.001)	0.0382*** (0.001)	0.036*** (0.001)	0.0167*** (0.001)	0.0145*** (0.0004)	0.0171*** (0.0003)
Escolaridad2	-0.0008*** (0.0001)	-0.0008*** (0.0001)	-0.0008*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)	0.0001 (0.0001)		
Edad	-0.3043*** (0.0181)	-0.3513*** (0.0182)	-0.3326*** (0.0183)	-0.3538*** (0.0188)	-0.0857*** (0.0182)	-0.0566*** (0.0008)	-0.0539*** (0.0008)
Edad2	0.0018*** (0.0001)	0.0023*** (0.0001)	0.002*** (0.0001)	0.0022*** (0.0001)	0.0003* (0.0001)		
Ln(Expectativa de vida)	-0.1345*** (0.0024)		-0.1529*** (0.0026)	-0.1627*** (0.0026)	-0.1298*** (0.0026)	-0.1308*** (0.0028)	-0.1457*** (0.0026)
Aversión * Ln(Expectativa de vida)		-0.0003 (0.0012)	0.0243*** (0.0012)	0.0297*** (0.0013)	0.0127*** (0.0012)	0.0286*** (0.0012)	0.0142*** (0.0011)
Jefe de Hogar [Sí = 1]				0.3159*** (0.0048)	0.3643*** (0.0051)	0.3231*** (0.0049)	0.3782*** (0.005)
Estado Civil [Pareja presente = 1]				0.0927*** (0.0036)	0.086*** (0.0035)	0.0698*** (0.0036)	0.0752*** (0.0034)
Número de Hijos				0.0772*** (0.0012)	0.0616*** (0.0014)		0.0589*** (0.0013)
Número de Nietos				-0.0035** (0.0017)	0.0059*** (0.0017)	0.0017 (0.0017)	
Ingreso monetario [M\$ / 2006]				-0.0001*** (0)	-0.0001*** (0)	-0.0001*** (0)	-0.0001*** (0)
Patrimonio activos [MM\$ / 2006]				0.0003*** (0)	(0)	-0.0003*** (0)	
Patrimonio deudas [MM\$ / 2006]				-0.0334*** (0.0043)	-0.0333*** (0.0039)	0.0134*** (0.0006)	0.0076*** (0.0004)
Propietario de la vivienda [Sí = 1]				-0.0334*** (0.0043)	-0.0333*** (0.0039)		
Conocimiento de AFP [<%>]					0.1609*** (0.0085)	0.1946*** (0.0087)	0.1173*** (0.0079)
Conocimiento Sistema Previsional [<%>]					0.0157*** (0.0023)	0.0168*** (0.0024)	0.0304*** (0.0023)
Conocimiento Financiero [Si = 1]					0.0672*** (0.0051)		
Zona norte					-0.1626*** (0.0059)		
Zona centro					-0.2687*** (0.0038)	-0.1786*** (0.0034)	-0.2038*** (0.0036)
Zona sur					-0.15*** (0.0047)		
Años en el mercado laboral					-0.0275*** (0.0005)	-0.0146*** (0.0002)	-0.0262*** (0.0006)
Edad de inicio laboral					-0.0222*** (0.0006)		-0.0234*** (0.0006)
Activo laboralmente [Sí = 1]					-0.002 (0.0028)	-0.0201*** (0.0029)	0.0066** (0.0027)
Número de Observaciones	134934	134934	134934	134934	134934	134934	134934
Log Likelihood	-72055,38	-73440,3	-71864,87	-68111,67	-57350,75	-63692,79	-58319,54
Pseudo - R2	0,1668	0,1508	0,169	0,2124	0,3368	0,2635	0,3256
Obs. P	0,6602	0,6602	0,6602	0,6602	0,6602	0,6602	0,6602
Pred. P	0,6850	0,6814	0,6857	0,6938	0,7438	0,7067	0,7378

*Fuente:* elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) de 2006.

Significativo al 10%; \*\* Significativo al 5%; \*\*\* Significativo al 1% (desviación estándar muestral)

De las estimaciones se obtiene que el efecto de la esperanza de vida en la probabilidad de pensionarse en forma anticipada (parámetro  $\Omega_i$ ) sea negativo y significativo, con valor estable en todos los modelos (valores entre -0,38 y -0,46). Por otra parte, el efecto de la componente combinada entre la esperanza de vida y la aversión al riesgo (parámetro  $\Lambda_i$ ) resulta ser positivo, aunque su significancia se ve afectada si no se incluye la variable de esperanza de vida. Esto puede deberse a que la aproximación hecha no es satisfactoria, o que la aversión al riesgo también responde a otros factores como el riesgo financiero.

Otras variables como años de escolaridad, género (hombre) y encontrarse activo laboralmente aumentan la utilidad de pensionarse en forma anticipada e influyen positivamente en la probabilidad de adelantar la pensión (véase el cuadro 7). Resultados similares se encuentran en Gustman y Steinmeier (2005)<sup>21</sup>. Sin embargo, el avanzar en edad hace que sea menos probable anticipar la pensión, hecho que es confirmado por las estimaciones de este artículo y evidenciado en otros trabajos (Mitchell y Phillips, 2000).

Si los individuos valoran más su calidad de vida presente que futura, y esto se traduce en pasar más tiempo con sus seres queridos, entonces, el tener hijos y ser casado debería aumentar la probabilidad de pensionarse antes de la edad legal. Los resultados de las estimaciones confirman este hecho, ya que las variables estado civil (en pareja) y tener hijos<sup>22</sup> resultan ser positivas y significativas, tal se observa en los cuadros 7 y 8. Esto también se pone en evidencia en Mitchell y Phillips (2000).

Por otra parte, el ingreso, el patrimonio en activos, en deuda y la propiedad de la vivienda, son elementos que podrían estar ligados en el momento de decidir adelantar la pensión, lo que explicaría por qué al quitar una de ellas las otras cambian de signo, mas no de significancia; por ende, deben ser consideradas (véanse los cuadros 7 y 8).

---

<sup>21</sup> Sus estimaciones se basan en explicar la influencia de la seguridad social y otro factores en la decisión de pensión y no en la de pensionarse de forma anticipada, sin embargo, sus alcances dan apoyo a las estimaciones hechas en este artículo.

<sup>22</sup> El considerar hijos, sin hacer distinción de su procedencia, hace más significativa la variable que solo considerar hijos dentro del hogar.

#### a) Principales hallazgos

Las personas, al ir avanzando en edad, pueden valorar de distinta manera los años que les quedan por vivir, lo que estará condicionado tanto por las preferencias individuales como por la calidad de vida futura que se espere de los años venideros. La incertidumbre vinculada a estos años de vida futura hace que la aversión al riesgo tenga un papel en las decisiones de consumo. En particular, lo que se ha propuesto en este artículo es que los individuos tendrían distintas tasas de descuento intertemporal, dependiendo de cómo valoran su esperanza de vida futura y de la aversión al riesgo, lo que afectaría a la decisión de pensión anticipada. Los resultados encontrados ponen en evidencia que aquellas personas que descuentan más el futuro debido a una menor valoración de la esperanza de vida futura, a una mayor aversión al riesgo o a ambas, tienen más probabilidades de pensionarse de manera anticipada.

El disfrutar tiempo de calidad en el presente, sobre todo al aproximarse la edad de jubilación, no es completamente desconocido por el mercado de las pensiones, ya que en el momento en que un individuo manifiesta inquietud por pensionarse, los asesores de las diferentes instituciones existentes en este mercado lo inducen a reflexionar sobre el hecho de compartir más con su familia en el presente, y de esta manera lo hacen más consciente de su mayor descuento del futuro. Por lo tanto, ambientes económicos desfavorables, deterioro progresivo de la salud, una familia con quien compartir, y poco o nada de conocimientos acerca del mercado de las pensiones podrían facilitar una percepción pesimista del futuro, dando más valor al uso del tiempo en el presente y logrando una mayor tasa de descuento, o al menos lo suficiente como para que la decisión óptima sea pensionarse antes de la edad legal.

Si bien Guiso y Paiella (2006) encuentran empíricamente que la aversión al riesgo contribuye a explicar una serie de decisiones individuales como emprendimiento, portafolio, demanda de seguros, inversión en educación, migración, cambios de trabajo y estado de salud, no hay antecedentes de su efecto en la decisión de pensión anticipada. En este contexto, los resultados de este trabajo muestran que la aversión al riesgo por sí sola no es un elemento determinante de la decisión de pensión anticipada, pero sí lo es al combinarse con percepciones futuras de las personas (véase el cuadro 7, modelos ii y iii). Además, la repercusión marginal de la aversión al riesgo en la probabilidad de pensión anticipada es

sustancialmente mayor que la de la edad, la escolaridad, la presencia de la pareja en el hogar o el número de hijos (véase el cuadro 7, modelos vi y vii).



## **VII. Conclusiones**

En este artículo se ha presentado evidencia de que aquellos que se pensionan de forma anticipada poseen una mayor tasa de descuento intertemporal, lo que se explicaría por la mayor valoración de los años que quedan por vivir en el presente y por la aversión al riesgo que condiciona la incertidumbre de esos años de vida adicional. Si bien en la literatura la aversión al riesgo ha sido vinculada a una serie de decisiones individuales, este artículo es el primero en que lo hace respecto de la decisión de pensión anticipada.

Al considerar la edad promedio de los entrevistados y su esperanza de vida, tanto el grupo de los pensionados a la edad legal, como el de los que lo hicieron de forma anticipada, creen que su esperanza de vida media es de aproximadamente 80 años.

Las estimaciones revelaron que ser el jefe de hogar y tener un mayor número de hijos influye positiva y significativamente en la probabilidad de adelantar la pensión. Esto podría deberse a las urgentes necesidades de contribuir con recursos al hogar en el presente, que hacen que la valoración actual de dichos recursos sea mayor que la futura, lo que resulta en desmedro de una mejor pensión futura.

Se encontró evidencia robusta de que la valoración de la esperanza de vida futura es diferente entre los grupos de pensionados, lo que se traduce en un menor factor de descuento intertemporal en aquellos que tienen una mayor valoración de su esperanza de vida en el presente que en el futuro, y en consecuencia adelantan su pensión.

Además, se encontró evidencia de que mientras más alto es el nivel de aversión al riesgo, más se exagera la impaciencia por pensionarse de forma anticipada, lo que podría deberse a la incertidumbre de poder disfrutar de una mejor calidad de vida en el futuro. Existiría entonces un mayor beneficio al descontar más la utilidad futura, prefiriéndose disfrutar de una mejor calidad de vida presente. Estos efectos son importantes en tamaño en relación con otras variables como edad, escolaridad y estructura del hogar.

De esta manera, en este artículo se aporta evidencia en favor de la hipótesis de heterogeneidad en tasas de descuento intertemporal vinculada a las expectativas de vida futura, lo que se acentúa ante la incertidumbre relacionada con la calidad de vida futura. Como

extensión de estas conclusiones, se podría predecir que situaciones tales como crisis económicas, mayor incertidumbre de poder disfrutar tiempo de calidad en el futuro y pequeñas perturbaciones (*shocks*) monetarias, pueden aumentar la probabilidad de pensionarse anticipadamente.

## **CAPITULO 2. Determinantes de la contratación de un seguro de vida: Una aplicación al caso chileno**

**José Luis Ruiz**

Profesor Asistente, Departamento de Administración  
Universidad de Chile  
[jlruiz@unegocios.cl](mailto:jlruiz@unegocios.cl)

**Pablo Tapia**

Profesor Adjunto de Análisis Estadístico, Departamento de Administración  
Universidad de Chile  
[ptapia@unegocios.cl](mailto:ptapia@unegocios.cl)

Diciembre 2012

### **RESUMEN**

---

Este artículo muestra bajo un modelo de estática comparativa con utilidad esperada, que una mayor aversión al riesgo aumenta la probabilidad de contratar un seguro de vida. Además propone la existencia de un umbral a partir del cual una persona percibe una mayor necesidad de asegurar su vida y, por ende, contratar un seguro de vida. Además, se presenta un análisis empírico de elección discreta con datos de cohorte transversal. Entre los elementos que predisponen la decisión de contratar un seguro de vida se encuentran: el grado de aversión al riesgo, el haber estado hospitalizado, el tener hijos, el estado civil, los activos propios del grupo familiar y algunos elementos ambientales.

---

**Palabras claves:** Modelos de elección binaria, aversión al riesgo y seguros de vida.

**Clasificación JEL:** C25, H55 y D91

## I. INTRODUCCIÓN

Un seguro de vida representa la capacidad de compensar a la familia o beneficiarios aquella renta perdida por el fallecimiento del asegurado. Las personas pueden hacer esfuerzos para mitigar el riesgo de muerte, sin embargo, la incertidumbre que encierra el futuro haría que ciertas características del individuo y su entorno influyan en la decisión de contratar un seguro de vida. En la decisión de contratar un seguro de vida los hijos (Scholz y Seshadri, 2007), la pareja (Love, 2008), los activos propios del grupo (Cubeddu y Ríos-Rull, 2005), algunos elementos ambientales y su renuencia al riesgo, serán elementos que influirán en la decisión del individuo.

Este artículo muestra bajo un modelo teórico estático y posteriormente con un análisis empírico de cohorte transversal variables que influyen en la decisión de contratación de un seguro de vida. Además, se presentan algunos resultados que apuntarían a la existencia de un umbral a partir del cual la creencia de que ocurra un hecho desafortunado se hace más esperable la decisión de contratar un seguro de vida, debido a que las personas no diferencian una probabilidad baja de una nula (Kunreuther y Pauly, 2005; Laury, Morgan y Swarthout, 2009).

Descifrar cómo influyen las creencias propias que tiene el individuo sobre situaciones futuras (Gollier 2005) y su renuencia al riesgo en la demanda por seguros, permitirá un mejor entendimiento de este mercado, siendo posible aplicar este conocimiento en la implementación de estrategias comerciales para los seguros de vida, el diseño de publicidad o la disposición de leyes.

La elección de tomar un seguro de vida o no, se puede representar como un problema de elección discreta, donde un individuo racional, tomará la acción que le reporte un mayor nivel de utilidad. En este sentido, es comúnmente aceptado considerar en el análisis de la elección discreta la utilidad indirecta, lo cual internaliza las restricciones provenientes del ingreso y otras situaciones (Deaton y Muellbauer, 1980; Hensher, Barnard, Truong, 1988).

La aplicación al mercado Chileno tiene la ventaja de analizar el caso de una economía emergente que ha sido ejemplo de desarrollo de políticas públicas exitosas en las últimas décadas y que puede servir de ejemplo a otras economías (Claessens, Kose y Terrones, 2010).

El resto del artículo se organiza de la siguiente manera: a continuación de esta introducción, se desarrolla una revisión de la literatura existente. La tercera sección exhibe el contexto de los seguros de vida en Chile y un análisis descriptivo de las variables más relevantes de la hipótesis,

mientras que las secciones cuarta y quinta definen el marco teórico y la estrategia empírica, respectivamente. La sección sexta y séptima despliegan los datos utilizados y los resultados encontrados en las estimaciones, además de algunas posibles consideraciones. Finalmente, se presentan las principales conclusiones.

## II. REVISIÓN DE LITERATURA

Los seguros, son contratos entre un particular o persona natural y una empresa que presta el servicio (aseguradora). La persona que contrata los seguros o pólizas, deberá ir pagando de manera mensual, una prima o cuota. Por medio de este pago, la compañía que presta los seguros, deberá pagar una suma determinada, frente al daño del objeto o vida que estén cubiertos o asegurados por este contrato.

Con respecto a los seguros como tal, están los llamados generales y, por otra parte, los seguros de vida. Los seguros generales, son aquéllos que se contratan para proteger bienes muebles e inmuebles, por ejemplo, automóviles, vivienda, objetos de valor, etc. Los seguros de vida, son aquéllos que se contratan para resguardar los recursos del beneficiario, orientados a dejar un monto acordado a la familia en caso de muerte accidental o menoscabo considerable de las capacidades físicas y mentales debido a algún accidente, y son conocidos como seguros de vida o invalidez. Asimismo, tenemos los seguros catastróficos, que cubren enfermedades graves, o accidentes que se pueden llegar a presentar.

Merton (1975) señala que las principales fuentes de incertidumbre de los consumidores son: las variaciones en la renta de capital futuro; los ingresos laborales inciertos; la edad de fallecimiento; el conjunto de oportunidades de inversión futura; la inestabilidad en las preferencias, precio y disponibilidad futura, sin embargo, estas condiciones exigen consideraciones temporales.

Tanto la evidencia empírica como la literatura muestran que la acumulación de riqueza influye negativamente en la demanda por seguros, sin embargo, también se debe tener presente que la acumulación de riqueza en capital humano afecta positivamente la adquisición de un seguro, Cambell (1980) y Economides (1982). Cubeddu y Ríos-Rull (2005) señalan que cambios en la estructura familiar tienen un efecto importante en la acumulación y necesidad de riqueza, lo que consecuentemente tendrá efectos sobre la demanda por seguros de vida (Hong y Ríos-Rull, 2006).

Friedman (1974), señala que existe una correlación positiva entre la cobertura familiar y la aversión al riesgo, no obstante, después de que los hijos han dejado el hogar, algunos conservan la cobertura de su seguro de vida, debido principalmente a otros vínculos de dependencia financiera no asociados a la familia directa, pero que se desprenden de ésta (Hong, Ríos-Rull, 2006; Scholz y Seshadri 2007).

El tratamiento teórico que se le ha dado principalmente a la decisión de contratar seguros, y en particular en los seguros de vida ha sido con modelos de ciclo de vida discretos, Fisher (1973) y Love (2008). También, aunque en menor número, están los modelos de ciclo de vida bajo consideraciones de continuidad, Yaari (1965), Zaglauer y Bauer (2008). Este tipo de aproximación teórica incorpora el factor de descuento intertemporal o impaciencia por consumo presente, el cual podría generar efectos de censura en la personas que pudiesen actuar en forma hiperbólica, también está el hecho de que algunos parámetros no son constantes a través del tiempo y esto puede influir tanto en el modelo como en las estimaciones, Zaglauer y Bauer (2008). Es por ello que hacer una primera aproximación de índole transversal, evitando la complejidad de la dinámica temporal, será útil para definir un punto de partida.

Mucho menos complejos en términos de temporalidad y con mayor posibilidad de poder centrar bases intuitivas están los modelos de estática comparativa con utilidad esperada, Friedman (1974), Cambell (1980), Kunreuther y Pauly (2008), entre otros. Éstos explican la influencia de la composición familiar actual y sus recursos en la decisión de tomar un seguro, sobre todo si estas decisiones dependen de un salto discreto importante e inesperado, Laury, Morgan y Swarthout (2009). Por su parte, Finkelstein y Poterba (2006) encuentran que la ubicación geográfica se correlaciona con la cantidad de seguros.

Por otro lado, Guiso y Paiella (2006) encuentran que la aversión al riesgo posee una considerable capacidad para predecir una serie de decisiones al interior del hogar. Aunque se ha discutido en la literatura (Kunreuther y Pauly, 2005), no ha sido presentado en modelos que expliquen la demanda por seguros de vida. Por esta razón, este artículo presenta un modelo teórico, el cual propone una forma funcional que vincula las creencias relativas del individuo y su aversión al riesgo en la decisión de contratar un seguro de vida.

Para poder presentar resultados sobre la posible existencia de este umbral, evitando la incorporación de mayor complejidad al modelo y sus estimaciones, se encontró que una alternativa es representar este salto a través de algún suceso que pudiera cambiar la percepción de seguridad, por lo que este artículo se basará en la premisa de que la tolerancia al riesgo está positivamente relacionada con la percepción salud, Hammitt, Haninger y Treich (2005).

En este artículo se definió una variable dicotómica, ésta representa el cambio en la impaciencia por asegurar la vida y, cómo la percepción de salud parece influir en esto, se tomó un evento relacionado con la salud como el haber pasado por una hospitalización, dejando fuera situaciones

como embarazo o cirugía plástica, por tratarse de otro proceso de decisión. Además, no se incluyeron las patologías infecciosas crónicas o enfermedades degenerativas, ya que bajo estas condiciones los individuos no podrían acceder a un seguro de vida, y si lo tuviesen, es porque ocurrió antes de la hospitalización creando un problema con la dirección de la causalidad. Aunque esto corrige en parte la causalidad buscada, no la resuelve completamente.



### III. LOS SEGUROS DE VIDA EN CHILE

En Chile existen un poco más de 50 compañías de seguros según información publicada por la Superintendencia de Valores y Seguros (SVS) de Chile, con una escasa fluctuación en su número, tal como se observa en la Tabla 1.

**Tabla 1.** Número de compañía de seguros en Chile y de corredores de seguros

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
<b>Compañías de Seguros</b>	<b>52</b>	<b>51</b>	<b>51</b>	<b>49</b>	<b>52</b>	<b>55</b>	<b>57</b>	<b>59</b>
Generales	22	22	21	21	23	25	26	28
Vida	30	29	30	28	29	30	31	31
<b>Corredores de Seguros</b>	<b>2.493</b>	<b>2.567</b>	<b>2.545</b>	<b>2.568</b>	<b>2.629</b>	<b>2.194</b>	<b>2.206</b>	<b>2.214</b>
Personas Naturales	2.140	2.185	2.158	2.176	2.214	1.763	1.766	1.772
Personas Jurídicas	353	382	387	392	415	431	440	442

Fuente: Elaboración propia en base a la información de la Superintendencia de Valores y Seguro

Aunque la cantidad de corredores de seguros es mucho mayor que la de las compañías de seguros, su participación no varía de forma importante. De hecho el número baja para el 2007 (ver Tabla 1) debido posiblemente a la crisis económica que tuvo su auge en el 2008.

La EFH 2007, elaborada a solicitud del Banco Central, posee una extensa información sobre los movimientos financieros de las personas en ella, sin embargo, la escasa información con respecto a la aversión al riesgo y situaciones médicas de los entrevistados limita nuestro análisis empírico. Para revisar la evidencia empírica en Chile, utilizaremos información que permita hacer un análisis del efecto de la aversión al riesgo en la demanda por cobertura de seguro: la Encuesta de Protección Social (EPS). Esta encuesta, en su versión 2006, se compone de personas de 18 años de edad en adelante, representando un total poblacional de aproximadamente 12,5 millones de individuos, de los cuales el 50,9% son mujeres y el 49,1% son hombres. Dentro de su situación laboral, al momento de tomarse la encuesta el 12,6% de la población declara encontrarse cesante, el 57% dice estar trabajando, mientras que 30,4% restante está inactivo<sup>23</sup>.

De los 16.443 entrevistados en la EPS2006, a nivel poblacional un 7,5% no responde la pregunta sobre la posesión de un seguro, lo que reducirá nuestra muestra. El 67,5% señala no contar con

<sup>23</sup> La manera en que se pregunta por la situación ocupacional de los individuos en la EPS difiere de las encuestas de empleo (INE o Encuesta de Ocupación de la Universidad de Chile). Mientras en la EPS es el individuo quien se autocalifica, en las encuestas de empleo es el analista quien clasifica. Esto lleva a que en la EPS se obtenga un gran número de individuos auto-reportados como cesantes en circunstancias en que muchos de ellos habrían sido calificados como inactivos en las encuestas de empleo. Esto lleva a una sobre estimación de la tasa de desocupación y de la tasa de participación laboral. Este efecto es particularmente importante en el caso de las mujeres.

algún tipo de seguro entre los que se describen en la encuestas, lo que representa aproximadamente el 75% de la población.

Para ahondar en la aversión al riesgo la EPS2006 presenta en el módulo J tres preguntas<sup>24</sup>. Éstas permiten agrupar a los entrevistados en 4 niveles de aversión al riesgo, los que van desde un nivel bajo [1] a un nivel alto de aversión al riesgo [4]<sup>25</sup>, lo cual puede ser usado como métrica de la aversión al riesgo, tal y como se usó en Ruiz-Tagle y Tapia (2011). Esta medida de aversión al riesgo se desprende de exponer al encuestado, como única fuente de ingreso, a elegir entre dos trabajos: el primero le garantiza un nivel de ingreso fijo y estable por toda la vida; el segundo trabajo tiene la posibilidad de ganar el doble o ganar sólo un cuarto, la mitad o tres cuartos de sus ingresos por toda la vida.

La pregunta asociada con aversión al riesgo en la EPS, se basa en la misma pregunta planteada en la encuesta HRS<sup>26</sup> (Health and Retirement Study) en Estados Unidos, y en la encuesta SHIW<sup>27</sup> (Survey of Household Income and Wealth) del Banco de Italia. Todas ellas establecen una convergencia hacia la neutralidad al riesgo que podría alcanzar el encuestado, la que nos indica que si un individuo prefiere la alternativa con menor valor esperado también preferirá aquéllas con mayor valor esperado, generando un orden condicional en la selección. La distribución en porcentaje de los distintos grados de aversión al riesgo en la población con 18 años de edad y más se describen en la Tabla 2.

**Tabla 2.** Niveles de aversión al riesgo, entre pensionados y no pensionados

Nivel de aversión Mayores a 18 años	POBLACIÓN		ENCUESTA	
	[Personas]	[%]	[Personas]	[%]
Bajo [1]	2.278.115	19,82	2.716	18,04
Medio Bajo [2]	985.508	8,58	1.194	7,93
Medio Alto [3]	750.826	6,53	852	5,66
Alto [4]	7.478.283	65,07	10.290	68,36
TOTAL	11.492.732	100	15.052	100

Fuente: Elaboración propia EPS 2006

Guiso y Paiella (2006) encuentran que la mayor acumulación a nivel poblacional se encuentra en

<sup>24</sup> Estas preguntas se encuentran numeradas de la j1\_1 a la j1\_3.

<sup>25</sup> Se debe tener presente que dentro de este módulo, las preguntas son de carácter discreto y que en los niveles de aversión las preguntas no llegan a cubrir a los neutrales y amantes del riesgo.

<sup>26</sup> La Universidad de Michigan encuesta a más de 22.000 estadounidenses mayores de 50 años cada dos años, con el propósito de estudiar la participación de la fuerza laboral y la transición en la salud que las personas experimentan hacia el final de sus vidas.

<sup>27</sup> El Banco de Italia encuesta a unos 8.000 hogares en edad laboral con el objetivo de recopilar información sobre los ingresos y ahorros de los hogares italianos.

los niveles más altos de aversión al riesgo, lo que también se refleja como evidencia para Chile (ver Tabla 2). Sin embargo, cabe señalar que estos autores además de hacer un estudio por niveles como en este trabajo, también evalúan una medida continua que se hace en la SHIW, la cual les permite identificar a un grupo muy pequeño de amantes y neutrales al riesgo que no supera el 4%, aunque todos los demás hallazgos son coincidentes.

La EPS 2006 también posee un módulo dentro del cual es posible desprender quiénes auto-reportan contar o no con un seguro de vida<sup>28</sup>. La evidencia se reporta en la Tabla 3.

**Tabla 3.** Participación de los poseedores de seguro auto-reportados en la ESP 2006.

Contrata un seguros de vida [auto-reporte]	POBLACIÓN		ENCUESTA	
	[Personas]	[%]	[Personas]	[%]
Sí	2.114.590	17,1	3.097	19,0
No	10.224.680	82,9	13.216	81,0
<b>TOTAL</b>	<b>12.339.270</b>	<b>100,0</b>	<b>16.313</b>	<b>100,0</b>

Fuente: Elaboración propia EPS 2006; 0,8% no proporciona información sobre la tenencia del seguro de vida

Por otro lado, no todos los entrevistados podrán decidir si contratan o no un seguro de vida, debido a que son mayores (60 años o más), porque poseen restricciones presupuestarias, porque no son reconocidos por el sistema financiero, por la existencia de patologías infecciosas crónicas o, porque tienen enfermedades degenerativas. Esto redujo a los encuestados de la EPS 2006 de 16.443 a 7.319, que representan aproximadamente el 45% del total de la encuesta de los cuales, un 8% se debe a la no respuesta de los encuestados.

Es posible señalar que la distribución de los niveles de aversión al riesgo, tanto en la encuesta, como en la muestra en estudio, presentan alguna diferencia (ver Tabla 4). Esta diferencia recae principalmente en los que no tienen seguro de vida, y la razón es porque en la muestra se ha segmentado bajo la condición de poder adquirir este seguro. De la muestra se observa que existe en promedio una mayor aversión al riesgo entre los que tienen seguro con respecto a lo que no lo tienen, aunque siendo pequeña es significativa al 10%, lo cual indicaría que la influencia de la aversión al riesgo en la decisión de contratar un seguro de vida, debe estar asociada con otros elementos que posiblemente lo induzcan.

<sup>28</sup> La pregunta sobre seguros se encuentra en el modelo D, preguntas d\_42.

Tabla 4. Nivel de aversión al riesgo en encuesta y muestra por posesión de un seguro de vida.

Nivel de aversión Mayores de 18 años	ENCUESTA		MUESTRA DE ESTUDIO	
	Posee seguro de vida		Posee seguro de vida	
	SÍ [%]	NO [%]	SÍ [%]	NO [%]
Bajo [1]	18,3	18,0	18,3	19,3
Medio Bajo [2]	8,2	7,9	8,0	8,7
Medio Alto [3]	6,5	5,5	7,2	6,9
Alto [4]	67,0	68,7	66,5	65,1
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0
PROMEDIO	3,22	3,25	3,22	3,18

Fuente: Elaboración propia EPS 2006; La muestra representa 7.319 personas de 14.994, debido a los que no responden

Se mencionó en este artículo de una estrategia para poder exponer la existencia de un umbral, el cual podría aumentar la percepción del estado desafortunado, aumentando la probabilidad de contratar un seguro de vida. Esta estrategia está basada en el supuesto de que frente a un evento inesperado considerado por el individuo como desafortunado y que pudiera afectar su vida, debiera potenciar la decisión de contratar un seguro de vida y, más si son renuentes al riesgo. Debido a que la percepción de la salud está ligada a la aversión al riesgo (Hammit et al, 2005), entonces, podemos especular en que sufrir una hospitalización podría cambiar la percepción de seguridad con respecto a su vida, aún cuando esta pudiera ser de rutina. Si suponemos que incidente ocurre en forma aleatoria, entonces se propone construir una variable dicotómica que separe a los individuos que han sufrido una hospitalización de los que no la han experimentado. Sin embargo, se deja fuera todas aquellas hospitalizaciones como embarazos o cirugías plásticas porque la hospitalización ya no tendría carácter de aleatorio. También fue necesario descartar a los entrevistados que tienen enfermedades degenerativas como el cáncer o SIDA (VIH), además de aquéllos que sufren patologías crónicas y deben hospitalizarse con frecuencia, ya que éstos no tendrían acceso a contratar un seguro de vida, y en el caso de contar con uno, éste tiene que haber sido adquirido antes de enfermar, lo que estaría sesgando favorablemente los resultados.

Bajo las condiciones antes mencionadas es posible señalar que el porcentaje de los que tienen seguros de vida es mayor entre los que han sufrido una hospitalización que en aquéllos que no (ver Tabla 5), lo que resultó significativo al 1%. Este comportamiento, tanto a nivel de encuesta, como muestral (ver Tabla 7 y Tabla A.4 en Anexo A), es similar en los encuestados y en el grupo de estudio.

**Tabla 5.** Participación de quienes han sufrido una hospitalización y poseen seguro de vida.

En los últimos 2 años ha sido hospitalizado	MUESTRA	
	Posee seguro de vida	
	SÍ [%]	NO [%]
Sí	11,2	7,8
No	88,8	92,2
TOTAL	100,0	100,0

Fuente: Elaboración propia EPS 2006; La muestra representa 7.319 personas de 14.994

Siguiendo la distribución de la muestra para los distintos niveles de aversión al riesgo, se encontró que los encuestados que han pasado por una hospitalización son en promedio un poco más aversos al riesgo que los que no, con una significancia del 5% (ver Tabla 6 y Tabla A.5 en Anexo A). Esto podría apuntar a favor de que el sufrir un evento desafortunado puede hacer al individuo más susceptible a que su vida corre un riesgo aumentando la necesidad de asegurarla, al menos en una primera aproximación.

**Tabla 6.** Participación del nivel de aversión al riesgo por hospitalización y grupo.

Nivel de aversión Mayores de 18 años	MUESTRA	
	Ha sido hospitalizado	
	SÍ [%]	NO [%]
Bajo [1]	18,1	19,1
Medio Bajo [2]	6,5	8,7
Medio Alto [3]	6,2	7,0
Alto [4]	69,1	65,2
TOTAL	100,0	100,0
PROMEDIO	3,26	3,18

Fuente: Elaboración propia EPS 2006. La muestra representa 7.319, el 9% se ha hospitalizado

Es necesario señalar que la condición de sufrir una hospitalización puede producir cambios en la consideración del estado de salud futuro del individuo que la enfrenta, condición que influirá en la decisión de tomar un seguro de vida y ésta debiera aumentar si el individuo es además más renuente al riesgo, lo que representa la hipótesis fundamental de este trabajo.

Los entrevistados que tienen seguro de vida poseen en promedio un mayor grado de aversión, al igual que aquéllos que han pasado por una hospitalización (ver Tabla 5 y 6), sin embargo, aunque esta diferencia parece mantenerse al condicionar a los encuestados en poseer un seguro de vida y haber sufrido una hospitalización, las diferencia pierde significancia, alcanzándose sólo al 15% (ver Tabla 7 y Anexo A Tabla A.6). No obstante, estos resultados sostendrían la existencia de una influencia de los cambios en la creencia de estar vivo en el futuro y, por ende, demandar un seguro de vida, aunque no sea concluyente al parecer va en la dirección planteada.

**Tabla 7.** Poseedores de un seguro de vida hospitalizados por nivel de aversión al riesgo.

Nivel de aversión Mayores de 18 años	Tiene seguro de vida [30%]		No tiene seguro de vida [70%]	
	Hospitalizado [11%]	No hospitalizado [89%]	Hospitalizado [7%]	No hospitalizado [93%]
Bajo [1]	18,1	18,4	18,2	19,4
Medio Bajo [2]	6,0	8,3	6,8	8,9
Medio Alto [3]	4,8	7,5	7,1	6,9
Alto [4]	71,1	65,9	67,9	64,9
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0
PROMEDIO	3,29	3,21	3,25	3,17

Fuente: Elaboración propia EPS 2006; La muestra representa 7.319 personas de 14.994 encuestados

Cuando se observa la participación de los niveles de aversión al riesgo en las distintas tablas, se aprecia que la distribución entre los niveles medios de aversión al riesgo está escasamente poblada, lo que puede generar problemas de estimación. Para evitar este problema, se agruparán los niveles [1] al [3] que en adelante se denominarán nivel medio-bajo y el [4] como el nivel alto de aversión al riesgo<sup>29</sup>, el cual encierra todos los niveles superiores de renuencia al riesgo que la encuesta no logra rescatar.

<sup>29</sup> Agrupar los distintos niveles de aversión al riesgo en dos grupos facilitará su interpretación y estimación del modelo.

#### IV. MODELO TEÓRICO

Se desarrollará un modelo basado en la estática comparativa, incluyendo de lo sugerido por Kunreuther y Pauly (2005) con algunas modificaciones ad-hoc para dar sustento a la influencia de la aversión al riesgo y la valoración al riesgo, además de otros factores que condicionan la demanda por seguros de vida. Para ello se considera la demanda por cobertura de seguro con un modelo estático de utilidad esperada asociada a dos estados de la naturaleza en un periodo de tiempo, suponiendo que este es el momento en que se toma la decisión. De esta manera el primer estado de la naturaleza será encontrarse en una situación habitual ( $H$ ), mientras que el segundo será un estado infortunado que corresponderá a la pérdida de capital ( $L$ ).

Diremos que  $E(u(\cdot))$  representa la utilidad esperada en un instante del tiempo, mientras que  $u(\cdot)$ <sup>30</sup> corresponderá a la utilidad, la cual supondremos que no cambia entre cada estado de la naturaleza, y que  $u'(C) > 0$  y  $u''(C) < 0$ . Además, se asumirá que la función de utilidad en cada estado es iso-elástica (CRRA)<sup>31</sup> de la forma  $u(C) = \frac{1}{1-\sigma} C^{1-\sigma}$  para todo  $C > 0$ , por lo tanto, el coeficiente de aversión al riesgo relativo  $\sigma > 1$  tal que a mayor valor de sigma mayor es el nivel de aversión al riesgo.

Supondremos además que  $\pi_H$  es la frecuencia con la que cree el individuo que permanecerá en el estado habitual, mientras  $\pi_L = 1 - \pi_H$  representa la frecuencia con la que nuestro agente representativo cree que ocurrirá el estado infortunado con pérdida de capital. Básicamente la utilidad esperada del individuo se define, como:

$$E(u(\cdot)) = \pi_H \cdot u(C_H | \sigma) + \pi_L \cdot u(C_L | \sigma) \quad (1)$$

Estableciendo que el nivel de aversión al riesgo no cambiará indistintamente en qué estado de la naturaleza se encuentre el individuo. Además,  $C_H$  y  $C_L$  corresponden a los consumos que se realizarían en cada situación que enfrentará el individuo.

Por otro lado, asumiremos que  $w$  representa la renta inicial promedio del individuo, así que si no existe posibilidad de poder adquirir un seguro, entonces el consumo que se podría realizar en el

---

<sup>30</sup> Supondremos que la función satisface las condiciones de Inada,  $\lim_{C \rightarrow \infty} u'(C) = 0$  y  $\lim_{C \rightarrow 0} u'(C) = \infty$ .

<sup>31</sup> El uso de esta función se apoya en el trabajo de Guiso y Paiella (2008) quienes muestran que este tipo de función de utilidad tiene un mejor desempeño en medidas con aversión al riesgo.

estado habitual sería igual a su renta inicial, mientras que en su estado infortunado sería  $w-L$ , suponiendo que la persona no puede cuantificar a cuánto ascendería el esfuerzo de administrar privadamente este evento. Ahora, supongamos que cuenta con un seguro el cual posee una tasa de prima igual a  $p$  con una cobertura igual a  $Q$ , de manera que la prima sería igual a  $p \cdot Q$ . En cuyo caso las rentas disponibles para cada estado serán:

$$w_H = w - p \cdot Q$$

$$w_L = w - L - p \cdot Q + Q = w - L + (1 - p) \cdot Q$$

Donde  $w_H$  e  $w_L$ , son las rentas disponibles en cada estado que se ha pagado una prima  $p \cdot Q$ , de manera que se debe cumplir

$$w - L < w_L \leq w_H < w \quad (2)$$

De manera que  $w_H = w_L$  si la cobertura del seguro es igual a la pérdida de capital. Entonces, la recta presupuestaria entre estos estados queda:

$$(1 - p) \cdot w_H + p \cdot w_L = w - p \cdot L \quad (3)$$

De esta manera si  $p$  también representa la frecuencia con la que ocurre el evento infortunado, entonces, el lado izquierdo de la ecuación (3) es la renta esperada entre los estados de tomar el seguro de vida, mientras que el lado derecho es la renta promedio de no tomarlo. También se desprende de (3) la tasa a la que se puede intercambiar renta entre ambos estados posibles, la cual corresponde a:

$$\frac{dw_L}{dw_H} = -\frac{(1 - p)}{p} = -\kappa \quad (4)$$

Como una sola persona no tiene incidencia en el mercado de los seguros, entonces esta tasa de sustitución será una condición dada para el individuo. Si el individuo desea maximizar la utilidad esperada representada en la ecuación (1), y dado que los estados de la naturaleza son excluyentes, entonces se obtendrá la máxima utilidad reemplazando las rentas disponibles de cada estado en esta ecuación, es decir:



$$V(w_H, w_L | \sigma, p, Q) = \pi_H \cdot u(w_H | \sigma) + \pi_L \cdot u(w_L | \sigma) \quad (5)$$

Si la persona decide tomar el seguro de vida, tendrá que seleccionar aquella cobertura que maximice la utilidad indirecta esperada definida en (5), sin embargo, es posible escribirla como:

$$V(w_H, w_L | \sigma, p, Q) = \pi_H \cdot \underbrace{[u(w_H | \sigma) + \phi \cdot u(w_L | \sigma)]}_{\tilde{V}(w_H, w_L | \sigma, p, Q)} = \pi_H \cdot \tilde{V}(w_H, w_L | \sigma, p, Q) \quad (6)$$

Donde  $\pi_L / \pi_H = \phi(h | a, \sigma)$  representa el factor de descuento asociado a la importancia relativa entre el estado infortunado y el normal. También, se puede interpretar como la probabilidad condicional de que ocurra un evento que pueda poner en riesgo su vida dado que se tiene cierta percepción de que pueda ocurrir. En adelante nos referiremos a éste como la impaciencia por asegurar su vida. Esta impaciencia por asegurar su vida dependería del nivel de inseguridad que siente de conservarla ( $h$ ), el grado de importancia que le asigna a ello ( $a$ ) y el nivel de aversión al riesgo propia del individuo ( $\sigma$ ).

Como  $\pi_H > 0$ , de la ecuación (6) se desprende que la cobertura óptima se puede obtener tanto con  $V(\cdot)$  como con  $\tilde{V}(\cdot)$ , dado que son transformaciones equivalentes frente a la maximización de la cartera. En adelante utilizaremos la segunda expresión que representa la utilidad indirecta modificada. Por lo tanto, la decisión

$$Q^* = \arg \max_Q \tilde{V}(w_H, w_L | \sigma, p, Q) = u(w_H | \sigma) + \phi \cdot u(w_L | \sigma) \quad (7)$$

*s.a.*     $\phi \geq \phi_0$

La forma ad hoc del modelo de optimización de cobertura del seguro de vida, busca ilustrar el umbral,  $\phi_0 = \phi(h_0 | a, \sigma)$ , a partir del cual la persona considerará importante la situación en la cual se podría poner en riesgo su vida. Según la evidencia existente las personas no se aseguran contra las pérdidas grandes cuando éstas están asociadas a eventos con baja frecuencia. Una explicación de este comportamiento sería que las personas no distinguen entre una probabilidad pequeña y una nula (Laury, Morgan y Swarthout (2009)). De manera que si el nivel de importancia  $\phi < \phi_0$  ( $\phi_0$  umbral) la mejor alternativa es que no tome el seguro, ya que considera esta impaciencia por asegurar su vida es muy baja al punto que es considerada casi nula, así que su utilidad indirecta modificada será mayor si no toma el seguro de vida (Kunreuther y Pauly, 2005).

$$Q^* = \begin{cases} 0 & \text{si } \phi < \phi_0 \\ \arg \max_Q \tilde{V}(w_H, w_L | \sigma, p, Q) & \text{si } \phi \geq \phi_0 \end{cases} \quad (8)$$

Por lo tanto, si el individuo se viera enfrentado a un hecho fortuito, que lo pusiera en alerta reduciendo su percepción de poder conservar su vida, se modificará su impaciencia por asegurarla, pues esto le indicaría que los eventos habitual e infortunado no conservan las mismas probabilidades que creía inicialmente.

Como aporte a la discusión de la existencia de un umbral, supondremos que la tasa de impaciencia debida a la inseguridad de conservar la vida debido a un evento infortunado, deberá cumplir con ser creciente en la inseguridad,  $\frac{\partial \phi}{\partial h} \Big|_{h \geq h_0} > 0$  y en el nivel de aversión al riesgo,  $\phi_\sigma > 0$ . Se ilustra el hecho de que mientras más renuente al riesgo es una persona, más sensible a las situaciones inesperadas debería ser, actuando en forma más preocupada superando su umbral con mayor facilidad.

En el caso de que algún elemento externo gatillase la inseguridad necesaria como para que el individuo tomase un seguro de vida, debería cumplirse para la ecuación (7) la siguiente condición de equilibrio.

$$-\frac{1}{\phi} \cdot \frac{u'(w_H | \sigma)}{u'(w_L | \sigma)} = -\kappa$$

$$\frac{u'(w_H | \sigma)}{\phi(h | a, h_0, \sigma) \cdot u'(w_L | \sigma)} = \kappa \quad (10)$$

Ahora, supongamos a 2 individuos con las mismas dotaciones en ambos estados de la naturaleza, sin embargo uno es más averso al riesgo que el otro. Denotaremos este mayor nivel de aversión al riesgo con valor de  $\sigma$  mayor, tal que  $0 < \sigma_0 < \sigma_1$ , de manera que el individuo con  $\sigma_1$  es más renuente al riesgo que aquél con  $\sigma_0$ . Entonces, si tomamos la función de utilidad CRRA descrita y las condiciones de la ecuación (2), ocurrirá que:

$$\frac{u'(w_H | \sigma_1)}{u'(w_L | \sigma_1)} < \frac{u'(w_H | \sigma_0)}{u'(w_L | \sigma_0)}$$

Por lo tanto, para que se cumpla la condición de la ecuación (10), con igualdad

$$\frac{u'(w_H | \sigma_1)}{\phi(h | \sigma_1) \cdot u'(w_L | \sigma_1)} = \frac{u'(w_H | \sigma_0)}{\phi(h | \sigma_0) \cdot u'(w_L | \sigma_0)} = \kappa \quad (11)$$

Entonces, debe ocurrir para ambos individuos, que:  $\phi(h | \sigma_1) < \phi(h | \sigma_0)$ , lo cual significa que la impaciencia necesaria por asegurar la vida como para considerar comprar un seguro es menor en aquel individuo que es más averso al riesgo, de manera que el umbral de inseguridad es menor en el más averso,  $h_1 < h_0$ . Sin embargo, también podría influir el grado de importancia que le pudiera atribuir el individuo al fenómeno de inseguridad,  $a$ , el cual suponemos es relativamente constante, ya que se trataría de una componente cultural (Truett y Truett, 1990), razón por la cual, el umbral de inseguridad es menor mientras más averso al riesgo sea. Por lo tanto, la aversión al riesgo exagera la posibilidad de tomar un seguro de vida.

En conclusión se tienen dos hechos relevantes, en la medida que el individuo enfrente situaciones que puedan impulsar su inseguridad por asegurar su vida, ésta se hará presente en la decisión de contratar un seguro, al mismo tiempo, si resulta ser muy renuente al riesgo, el umbral de inseguridad será menor, aumentando la posibilidad de tomar un seguro de vida.

## V. ESTRATEGIA EMPÍRICA PARA IDENTIFICAR LOS DETERMINANTES DE LA DECISIÓN DE TOMAR UN SEGURO DE VIDA

El modelo teórico muestra en alguna medida el comportamiento de los consumidores frente a la decisión de tomar un seguro de vida respecto a su valoración relativa de la situación que pudiera poner en riesgo su vida y el nivel de aversión al riesgo. Las hipótesis que se desprenden del modelo no son medibles de manera directa en una estimación econométrica. A continuación se desarrolla una estrategia empírica que busca incorporar las características del modelo teórico de una manera simple y estimable.

La elección de tomar un seguro de vida se puede representar como un problema de elección discreta, donde un individuo racional, tomará la acción que le reporte un mayor nivel de utilidad esperada. En este sentido, es comúnmente aceptado considerar en el análisis de la elección discreta la utilidad indirecta, lo cual internaliza las restricciones provenientes del ingreso, la composición familiar, nivel de educación, etc. (Deaton y Muellbauer, 1980; Hensher, Barnard, Truong, 1988). Supondremos que si un individuo sufre un evento fortuito desafortunado debiera modificar su impaciencia por asegurar su vida, al punto (umbral) de decidir contratar un seguro de vida. El evento infortunado será medido por una variable dicotómica que señale si lo sufrió o no, y en particular para efecto de este estudio será el haber pasado por una hospitalización.

Supongamos que la variable dicotómica  $Y$  representa la decisión de tomar el seguro de vida, siendo igual a 1 si el individuo decide tomar el seguro, lo cual ocurrirá si la utilidad indirecta latente modificada de tener el seguro ( $\tilde{V}_S$ ), es mayor que la de no contar con el éste ( $\tilde{V}_N$ ), tal como se describió en la ecuación (6). En caso contrario, la variable de decisión tomará el valor cero:

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{si } \tilde{V}_S \geq \tilde{V}_N \\ 0 & \text{si } \tilde{V}_S < \tilde{V}_N \end{cases} \quad (12)$$

Se plantea como variable latente la utilidad indirecta modificada, la cual se representa para el individuo  $i$  y la decisión  $j$ , de la forma:

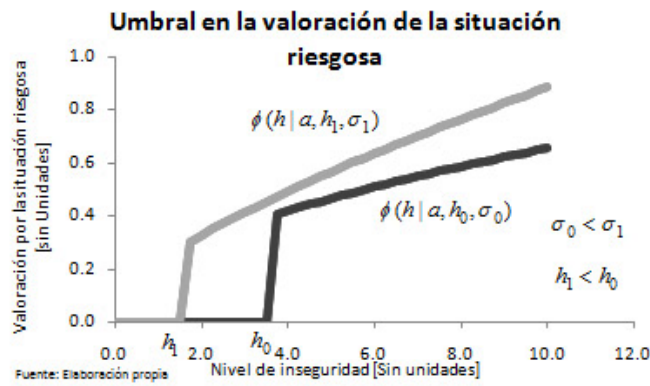
$$\tilde{V}_{ij}(\cdot) = u(w_H | \sigma_i) + \phi_j(h_{ij} | a_i, h_0, \sigma_i) \cdot u(w_L | \sigma_i) \quad \forall i = 1, \dots, n; j = S, N \quad (13)$$

Siendo  $h_0$  el umbral a partir del cual el individuo se vuelve impaciente con respecto a asegurar su vida (Kunreuther y Pauly, 2005). De esta manera, para cualquier nivel de inseguridad inferior a  $h_0$

la impaciencia necesaria por seguridad,  $\phi_j(\cdot)$ , será igual a 0. Supondremos que la importancia que se le atribuye al evento desafortunado,  $a_i$ , es relativamente similar para una misma cultura, para lo cual nos apoyaremos en el trabajo de Truett y Truett (1990). Basados en ello se supondrá una forma ad hoc para la percepción relativa de poner la vida en riesgo bajo un evento infortunado, de la forma:

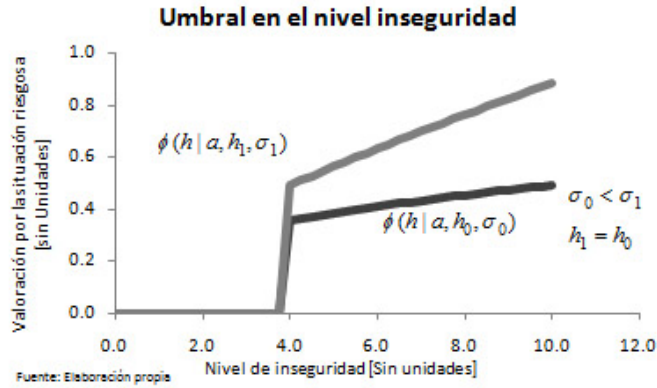
$$\phi_j(h_i | a_i, h_0, \sigma_i) = \phi(h_i, \sigma_i | h_0^j, a_i) = [\exp(a_i \cdot h_{ij}^{\sigma_i}) - 1] \Big|_{h_i > h_0^j} \quad \forall i = 1, \dots, n; j = S, N; h_0^j > 1 \quad (14)$$

La forma funcional propuesta en la ecuación (14), describiría que para un mismo grado de importancia y un nivel de aversión al riesgo mayor, el umbral necesario para considerar mayor la impaciencia por asegurar la vida es menor en aquéllos que tienen un mayor nivel de renuencia al riesgo, tal y como se observa en la Figura 1.



**Figura 1.** Comportamiento de la impaciencia por asegurar la vida frente a un evento infortunado.

Por otra parte, también se puede desprender que para el mismo grado de importancia, con el mismo umbral, una persona que sea más aversa al riesgo sentirá una impaciencia por asegurar sus vida mayor que aquél que sea menos averso al riesgo, ver Figura 2.



**Figura 2.** Impaciencia por asegurar la vida, con el mismo umbral de seguridad.

De manera que si se reemplaza (14) en (13), obtenemos una forma más extendida de la utilidad indirecta.

$$\tilde{V}_{ij}(\cdot) = \underbrace{u(w_H | \sigma_i) - u(w_L | \sigma_i)}_{(I)} + \underbrace{\exp(a_i \cdot h_{ij}^{\sigma_i}) \cdot u(w_L | \sigma_i)}_{(II)} \quad (15)$$

De la ecuación (15) la componente (I) representa la utilidad de estar en el estado normal en conjunto con la desutilidad de encontrarse en el estado infortunado. Sin embargo, ésta será anulada si la persona no es impaciente por asegurar su vida (no supera el umbral), ya que la exponencial de la componente (II) será igual a uno y esta utilidad resultante será la compensación, de manera que la persona percibe que es capaz de hacer frente a una situación que pudiera poner en riesgo su vida, o simplemente no lo alcanza a percibir como un riesgo.

Se debe tener presente que este salto en el umbral no es cuantificable en unidades, ya que finalmente sólo es posible observar que la persona finalmente tomó el seguro de vida. Por lo tanto, con el objeto de estimar el modelo y dado que las componentes (I) y (II) de la ecuación (15) se encuentran separadas aditivamente, definiremos aproximaciones para cada componente como:

$$\tilde{V}_{ij}(\cdot) = \gamma_{ij} \cdot X_{ij} + \alpha_{ij} \cdot h_{ij} + \lambda_{ij} \cdot \sigma_i \quad \forall i = 1, \dots, n; j = S, N \quad (16)$$

Donde el primer término del lado derecho de la ecuación (16) representa al conjunto de atributos que definen las preferencias del individuo (función de utilidad), representado por el vector  $x$ , estableciendo una estructura para la función de utilidad. Los términos  $h$  y  $\sigma$  corresponden al nivel de inseguridad de conservar la vida y la aversión al riesgo, respectivamente.

Se debe tener presente que la magnitud de la impaciencia por asegurar la vida de una persona no es observable, sino que lo observable es que lo supere, contratando un seguro de vida, por lo tanto, y dada su escasa linealidad, se tomará como una dicotomía entre verse enfrentado a una situación que pudiera generar esta inseguridad, que en este caso será haber pasado por una hospitalización, descartando todos aquellos casos que involucran otro proceso de decisión o sesgan la dirección de la causalidad. Así el parámetro  $\alpha_{ij}$  representa en forma aproximada la posible existencia de un umbral, generando de esta forma mayor impaciencia por asegurar la vida, por lo que el signo debería ser positivo.

Por otro lado, el parámetro  $\lambda_{ij}$  representa la influencia de la aversión al riesgo que posee el individuo, en la decisión de tomar un seguro de vida, por lo que su signo debería ser positivo. Además, la aversión al riesgo no sólo está influyendo en tomar el seguro de vida, sino también por el impacto en la función utilidad y preferencias del individuo.

De esta manera la decisión de contratar un seguro de vida o no, se representa en forma aproximada de la siguiente manera:

$$\Pr(Y_i = 1) \approx \Pr(\tilde{V}_S - \tilde{V}_N \approx \Gamma_i \cdot X_i + E_i \cdot h_i + K_i \cdot \sigma_i > \varepsilon_S - \varepsilon_N)$$

$$\Pr(Y_i = 1) \approx \Pr(\Gamma_i \cdot X_i + E_i \cdot h_i + K_i \cdot \sigma_i > \varepsilon_i) \quad (17)$$

Donde  $\Gamma_i = \gamma_i^S - \gamma_i^N$ ,  $E_i = \alpha_i^S - \alpha_i^N$  y  $K_i = \lambda_i^S - \lambda_i^N$ . En primer lugar, dado que los individuos que toman el seguro de vida tienen un nivel de inseguridad mayor al umbral con respecto a los que no lo hacen (asumiendo todo lo demás constante), se debe cumplir que  $E_i > 0$ . Del mismo modo, el efecto de la aversión al riesgo en la variabilidad de la utilidad se recoge que  $K_i > 0$ , que muestra, con todo lo demás constante, un mayor nivel de aversión al riesgo mayor será la propensión a contratar un seguro de vida.

Este procedimiento permitirá poner en forma aproximada la posible existencia de un umbral, el cual una vez superado hará que la persona pueda volverse más impaciente por asegurar su vida haciendo más probable que contrate un seguro.

## VI. DATOS

La muestra se redujo de acuerdo a una serie de consideraciones necesarias para llevar a cabo las estimaciones. Por ejemplo, que reconozca poseer un seguro de vida o no, cumplir con las condiciones para poder adquirirlo como financieras o de salud. También se debe considerar el factor de no respuesta.

Las variables a considerar en gran medida fueron definidas en la estrategia empírica, pero debemos incluir algunas de control para estar seguros que las comparaciones son entre individuos similares. El cuadro 1 muestra un resumen de las variables consideradas para la construcción del modelo a estimar.

**Cuadro 1. Definición del grupo de variables a considerar**

Individuo	Características del	
	Hogar	Medio
Género	Jefe del hogar	Región Sur**
Edad	Estado Civil	Región Centro**
Escolaridad	Hijos	Región Norte**
Percepción de salud	Ingreso	Activo Laboralmente
Nivel de aversión*	Patrimonio	
	Propiedad del domicilio	

Fuente: Elaboración propia. \* Esta no es una variable sino un parámetro; Zonas regionales con respecto Región Metropolitana

La aversión al riesgo es una característica intrínseca del individuo y, donde se busca establecer su influencia en la decisión de contratar o no un seguro de vida. La poca continuidad en la variable de aversión al riesgo llevó a agruparla en dos niveles: el nivel alto, que concentra un 72% aproximadamente y el nivel medio-bajo con un 28% (ver Tabla 2).

La tolerancia al riesgo está positivamente relacionada con la percepción salud y la esperanza de vida (Hammitt, Haninger y Treich, 2005). Entonces, debemos considerar que la aversión al riesgo, debiera estar correlacionada con la percepción de salud, lo que debería estar reflejado en la percepción de la seguridad de estar vivo en el futuro próximo.

De acuerdo a Love (2008) la demanda por seguros de vida está relacionada positivamente con la transición de un estado civil de soltero a casado y, en el mismo sentido, pasar de un estado ausente de hijos a uno con hijos. Por otra parte, Cubeddu y Ríos-Rull (2005) también encuentran que el grado de compromiso con una pareja está relacionado con la demanda por seguros de vida. Scholz



y Seshandri (2007), tratan el problema de los seguros con un especial énfasis en los hijos en el hogar, ellos encuentran que si los hijos son pequeños, aumenta la posibilidad de adquirir un seguro de vida.

Se incluyó un control por zonas geográficas, donde se definió la zona Norte considerando las regiones I a la IV, zona Centro con las regiones V a VII, y la zona sur constituidas por las regiones VIII a XII. De este modo, la comparación se lleva a cabo con respecto a la Región Metropolitana.

## VII. RESULTADOS

Para estimar un modelo de elección binaria (ecuación 12) se utiliza frecuentemente el método Probit, sobre todo en la elección de contratar o no un seguro de vida (Laury y Morgan, 2009), el cual asume que los errores son normales, lo cual resulta una buena aproximación si se cuenta con una muestra acotada como es el caso de personas que pueden tomar un seguro de vida. Se obtuvieron las estimaciones de los efectos marginales para cada uno de los parámetros definidos en el modelo, los que se detallan en la Tabla 8<sup>32</sup>.

De las estimaciones de los efectos marginales (Tabla 8) en la decisión de contratar un seguro de vida, en encontró en la muestra que una mayor aversión al riesgo aumenta la probabilidad de tomar este seguro (parámetro  $K_i = 0,0289$  y significativo al 5%), además sus resultados se mantienen tanto a nivel muestral como poblacional (ver Anexo A, Tablas A7 y A8). Además, la magnitud de este coeficiente y significancia son comparables con el género (signo opuesto) e hijos menores de 15 años en el hogar.

Se encontró una fuerte correlación entre haber pasado por una hospitalización y la probabilidad de poseer un seguro de vida (0,0903 y significativo), aunque estos valores caen a un 0,06 en promedio cuando la estimación se realiza con factores de expansión poblacional (ver Anexo A, Tablas A7 y A8), no obstante su signo y significancia no se ven afectados. Empero, no se consideraron aquellas hospitalizaciones vinculadas con otro proceso de decisión como el embarazo o una cirugía plástica, tampoco se tomaron aquéllas que se relacionan con la imposibilidad de poder tomar un seguro como el cáncer o el VIH.

Los modelos (i), (ii) y (iii) alternan sus estimaciones entre pasar por una hospitalización y el nivel de aversión al riesgo, lo cual genera que los resultados individuales sean marginalmente más altos, aunque su significancia no se ve afectada. Esto se debe principalmente a que ambas variables afectan en forma conjunta y simultáneamente a la decisión de tomar un seguro (ver Tabla 8) dentro de esta muestra.

---

<sup>32</sup> Los detalles de la estimación probit a nivel muestral y los efectos marginales a nivel poblacional (con factores de expansión), se encuentran en el Anexo A.

**Tabla 8.** Estimación de los efectos marginales con robustez, sobre la decisión de tomar un seguro de vida.

Efectos Marginales de la decisión de tomar un seguro de vida, con Robustez						
VARIABLES	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
Género [Hombre=1]	0,0234** (0,011)	0,021* (0,0109)	0,0213* (0,0109)	-0,0014 (0,0131)	-0,0265* (0,0138)	-0,0265* (0,0137)
Escolaridad [Años]	0,0278*** (0,0073)	0,0274*** (0,0073)	0,0277*** (0,0073)	0,0256*** (0,0074)	0,0307*** (0,0075)	0,0305*** (0,0075)
Escolaridad <sup>2</sup> [Años <sup>2</sup> ]	0,0001 (0,0003)	0,0001 (0,0003)	0,0001 (0,0003)	0,0002 (0,0003)	-0,0007** (0,0003)	-0,0007** (0,0003)
Edad [Años]	0,0202*** (0,0043)	0,0204*** (0,0043)	0,0203*** (0,0043)	0,0081* (0,0046)	0,0025 (0,0047)	0,0019*** (0,0007)
Edad <sup>2</sup> [Años <sup>2</sup> ]	-0,0002*** (0,0001)	-0,0002*** (0,0001)	-0,0002*** (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	0 (0,0001)	
<b>Alta aversión al riesgo [Sí=1] <math>K_i</math></b>	0,0303*** (0,0114)	0,0309*** (0,0114)		0,0279** (0,0114)	0,0291** (0,0116)	0,0289** (0,0116)
Percepción de salud [Buena = 1]	0,029* (0,0178)	0,0211 (0,0175)	0,0262 (0,0177)	0,0299* (0,0178)	0,0012 (0,0176)	0,0021 (0,0176)
Percepción de salud [Regular = 1]	0,0417*** (0,014)	0,036** (0,0139)	0,0411*** (0,014)	0,04*** (0,014)	0,0241* (0,0142)	0,0246* (0,0142)
<b>Atención hospitalaria [Sí=1] <math>E_i</math></b>	0,0943*** (0,0204)		0,0949*** (0,0204)	0,0925*** (0,0204)	0,0899*** (0,0208)	0,0903*** (0,0208)
Jefe de Hogar [Sí=1]				0,0287** (0,0134)	-0,0073 (0,014)	-0,0092 (0,0139)
Estado civil [Casado=1]				0,0987*** (0,0139)	0,076*** (0,0142)	0,0752*** (0,0142)
Estado civil [Conviviente = 1]				0,0573*** (0,0211)	0,0483** (0,0211)	0,0467** (0,021)
Hijos menores a 15 años en el hogar [Sí = 1]				0,025* (0,0133)	0,0233* (0,0135)	0,0238* (0,0128)
Institución bancaria [Sí = 1]					0,1866*** (0,013)	0,1864*** (0,013)
Ingreso laboral [MM\$]					0,0164*** (0,0029)	0,0168*** (0,0029)
Ingreso de capital [MM\$]					-0,0029 (0,0021)	
Ingreso por subsidios [MM\$]					0,0035 (0,0052)	
Patrimonio [MM\$]					0,0019 (0,0013)	
Propietario de la vivienda [Propia=1]					0,0066 (0,0134)	
Propietario de la vivienda [Pagándose=1]					0,0789*** (0,0179)	0,0753*** (0,0153)
Activo laboralmente [Sí=1]					0,0546*** (0,0152)	0,0536*** (0,0151)
Zona norte [Regiones I, II, III y IV = 1]					0,0739*** (0,0192)	0,0736*** (0,0191)
Zona centro [Regiones V, VI, VII = 1]					0,0348** (0,0154)	0,0343** (0,0154)
Zona sur [Regiones VIII, IX, X, XI, XII = 1]					0,041*** (0,0142)	0,041*** (0,0142)
Número de Observaciones	7319	7319	7319	7319	7319	7319
Log Likelihood	-4281,97	-4293,28	-4285,48	-4241,42	-4015,74	-4018,57
Pseudo - R2	0,0471	0,0446	0,0464	0,0562	0,1064	0,1058
Obs. P	0,3037	0,3037	0,3037	0,3037	0,3037	0,3037
Pred. P	0,2946	0,2950	0,2948	0,2930	0,2861	0,2862

\* Significativo al 10%; \*\* Significativo al 5%; \*\*\* Significativo al 1%; ( ) Desviación estándar muestral.

De acuerdo a estos resultados es posible suponer que existe un umbral, el cual al ser superado debiera volver a una persona más impaciente por asegurar su vida, de manera que será más probable contratar un seguro de vida. Sin embargo, debido a que la muestra es de cohorte transversal, la estrategia empírica no permite identificar la existencia de un umbral, pero al parecer existen ciertos eventos que pueden provocar que una persona perciba de manera distinta la

seguridad de su vida en el futuro próximo, modificando la impaciencia por seguridad, sobre todo si es renuente al riesgo, lo que hace más probable que tome un seguro de vida.

De la muestra también se desprende que al parecer el grado de compromiso con una pareja aumenta la probabilidad de tomar un seguro de vida, como estar casado (0,0751 y significativo) o encontrarse en convivencia (0,0467 y significativo). También influyen positivamente en la decisión de tomar un seguro de vida el tener hijos menores de 15 años (Love, 2008; Scholz y Seshadrí, 2007).

También se encontró evidencia de que mientras mayor sea el ingreso laboral, más probable es que sea adquirido un seguro de vida (0,0168 y significativo), lo cual también es compartido por Truett y Truett (1990). Aunque se debe tener presente que las restricciones de acceso también podrían explicar este resultado, ya que posiblemente a personas con salarios muy bajos no se les ofrezca contratar un seguro, por un tema de solvencia, lo cual también podría explicar el hecho de encontrarse en una institución bancaria, que resulta ser importante en magnitud (0,19), positiva y significativa al 1%, ya que, al ver las condiciones para adquirir un seguro de vida, al menos en Chile, se pide poseer una *cuenta corriente* o *tarjeta de crédito*, posiblemente para el pago, pero esto podría estar condicionando la contratación de un seguro de vida.

Las estimaciones de las zonas geográficas de Chile con respecto a la región metropolitana, muestran resultados crecientes y significativos en la medida que se alejan de esta región, lo cual podría ser explicado por fenómenos culturales, tal y como lo señalan Finkelstein y Poterba (2006).

## VIII. CONCLUSIONES

Este artículo planteó un modelo basado en los ya existentes en la literatura, con un análisis estático y una muestra de cohorte transversal, no obstante se introdujo la aversión al riesgo, con el objetivo de mostrar la influencia de ésta en la decisión de contratar un seguro de vida. Se encontró en forma significativa de que a mayor nivel de aversión al riesgo, mayor es la probabilidad de tomar un seguro de vida, obteniendo un coeficiente de 0,029 como efecto marginal. Por otro lado, se encontró una correlación positiva y significativa entre los que han pasado por una hospitalización y la mayor probabilidad de contratar un seguro de vida. Este hallazgo apunta en forma indirecta a suponer que existe un umbral, a partir del cual las personas aumentarían su impaciencia por asegurar su vida, generando una mayor necesidad de adquirir un seguro. Los resultados muestran que el efecto marginal de sufrir una hospitalización en la decisión de contratar un seguro de vida es de 0,09, valor que resultó como uno de los más influyentes en forma positiva y significativa, lo que estaría acorde con lo señalado por Laury, Morgan y Swarthout (2009).

Las estimaciones señalan que para un grupo con las mismas características de la muestra, estar en pareja (matrimonio o conviviendo) y tener hijos menores de 15 años, afecta positivamente la probabilidad de adquirir un seguro de vida. Esto podría deberse a que un mayor grado de compromiso logra un mayor estado de conciencia de los daños y perjuicios que podría sufrir la familia si el asegurado falleciera, de esta manera al contratar el seguro de vida, se asegura que se reducirá la pérdida, al menos financieramente.

También se presenta evidencia de que los requisitos para tomar un seguro de vida, tienen cierta influencia condicionante en la decisión de contratar este seguro. Es el caso, de que si la persona posee una cuenta corriente o algún vínculo con alguna institución financiera la probabilidad de contratar un seguro de vida es mayor, lo cual se puede explicar de dos maneras: una es que esta restricción asegura mejor la permanencia o pago de la prima del asegurado; la otra posibilidad es que estas instituciones bancarias le exijan a sus clientes cuando éstos solicitan algún financiamiento que tengan un seguro de vida, el cual posiblemente es ofrecido por la misma institución.

Una extensión natural de este trabajo está en conducir estimaciones a través del tiempo y tomar la decisión en forma dinámica de contratar un seguro, para establecer la consistencia en la conducta de los consumidores de seguros de vida, y la robustez de estos mismos resultados, para lo cual este

artículo establecería algunas condiciones para poder hacerlo.

El conjunto de observaciones utilizadas son de cohorte transversal bajo un modelo estático, por lo que la estrategia empírica utilizada no permitió identificar claramente la existencia de un umbral, tampoco fue posible comprobar la dirección de la causalidad, sin embargo, simplificó las aproximaciones lineales y permitió obtener resultados preliminares que identifican claramente algunas correlaciones, como el hecho de que pasar por ciertos eventos puede aumentar la probabilidad de tomar un seguro de vida.

## **CAPITULO 3. ¿Son realmente las mujeres más aversas al riesgo que los hombre?**

**Jaime Ruiz-Tagle**

Profesor Adjunto, Departamento de Economía y Centro de Microdatos  
Universidad de Chile  
[jaimert@econ.uchile.cl](mailto:jaimert@econ.uchile.cl)

**Pablo Tapia**

Profesor Adjunto de Análisis Estadístico, Departamento de Administración  
Universidad de Chile  
[ptapia@unegocios.cl](mailto:ptapia@unegocios.cl)

Diciembre 2012

### **RESUMEN**

---

La actitud frente al riesgo resulta una componente crucial en la economía, por lo que cualquier evidencia en esta dirección es un aporte valioso. Existe evidencia empírica de que las mujeres son más aversas al riesgo que los hombres. Este artículo presenta resultados que confirman este punto, sin embargo, también se encontró que esta diferencia no se presenta de la misma forma por grupo etario, de manera que, en el grupo de más edad, ambos sexos presentan el mismo grado de aversión al riesgo. Una posible explicación es que el grupo etario de mayor edad es más experimentado, tiene más compromisos como el estar casado, tener hijos o generacionalmente es distinto al grupo etario más joven. También se encontró que un mayor ingreso laboral y un año más de escolaridad reducen la probabilidad de ser más averso al riesgo.

---

Palabras clave: Modelos de elección discreta, aversión al riesgo y loterías.

Clasificación JEL: C25, D81 y I00

## I. INTRODUCCIÓN

La actitud frente al riesgo resulta una componente crucial en la economía al intentar comprender el comportamiento de los agentes bajo incertidumbre, de manera que cualquier evidencia en esta dirección es un aporte valioso. Por ejemplo, en la cultura financiera existe el estereotipo de que las ellas son más aversas al riesgo que los hombres, lo que genera una actitud discriminadora hacia las mujeres en los mercados financieros, llegando a atribuirles una menor capacidad para tomar decisiones que involucran riesgo (Wang, 1994). Además, existe evidencia empírica de que las mujeres reportan una propensión al riesgo financiero menor que los hombres (Barsky, Juster, Kimball y Shapiro, 1997). La confirmación de estos estereotipos adolece de un fuerte control en la información desglosada por género, lo que puede verse mezclado con las elecciones y limitaciones específicas que apuntan a decisiones de riqueza financiera subyacentes al género (Schubert, Brown, Gyler y Brachinger, 1999).

Las ideas preconcebidas sobre la renuencia al riesgo de las mujeres parecen afectar su éxito económico, atribuyéndoles una menor habilidad estadística, o menor capacidad de manejar matemática financiera (Lusardi 2012). Este artículo presenta algunos resultados que confirman el que las mujeres son más aversas al riesgo que los hombres, pero que esta diferencia es casi nula en grupos etarios más longevos. Una posible explicación podría ser que en el grupo joven, las mujeres enfrentan una mayor vulnerabilidad, como afrontar un embarazo y no disponer de los medios para sobrellevarlo, lo que no sería de igual forma para un hombre a la misma edad. Los joven son más competitivos sobre todo los varones debido a factores reproductivos (Gneezy y Rustichini 2004), así que al casarse debieran mostrarse menos aversos al riesgo (Bellante y Green, 2004).

El que la diferencia en la aversión al riesgo entre mujeres y hombres, no sea igual entre grupos etarios, tiene importancia para el diseño de publicidad dentro de los mercados percibidos riesgosos como las compras por internet. Por otro lado, si pensamos que el nivel de aversión al riesgo influye en la decisión de anticipar la pensión (Ruiz-Tagle y Tapia 2011), entonces, saber que el grupo etario más adulto no tiene diferencia en el nivel de aversión al riesgo entre género tiene valor al momento de establecer una reforma previsional, para que su impacto sea el esperado. El que la aversión al riesgo no sea la misma entre personas jóvenes y adultas, podría ser una condición que explique mejor la contratación de un seguro de vida (Ruiz y Tapia 2012).

La Encuesta de Protección Social<sup>33</sup> (EPS) incorpora una pregunta en la cual la persona debe elegir

---

<sup>33</sup>Subsecretaría de Previsión Social, Chile (2006), *Primera Encuesta de Protección Social*, disponible en



entre dos loterías, a partir de ésta es posible establecer niveles de aversión al riesgo para cada individuo. Este artículo propone una métrica para la aversión al riesgo, la cual presenta cuatro niveles que van de un nivel bajo [1] a uno alto [4]. Debido a la presencia de dominancia estocástica en la elección de la lotería, se utilizó el método Probit Ordenado, los resultados de las estimaciones arrojaron que las mujeres muestran en promedio un mayor nivel de aversión al riesgo que los hombres (Wilson, 2008), sin embargo, también se encontró que después de los 55 años de edad esta diferencia no es significativa.

Por otro lado, los resultados mostraron que un mayor grado educacional e ingreso laboral están acompañados de un menor nivel de aversión al riesgo (Guiso y Paiella, 2008 y, Wilson, 2008). No obstante, no se observó evidencia de que un mejor cálculo matemático-financiero asocie un menor nivel de aversión al riesgo o que sea diferente entre géneros. No se encontró una correlación significativa entre estar trabajando y el grado de aversión al riesgo.

El artículo se organiza de la siguiente manera: seguido de esta introducción se desarrolla una revisión de la literatura existente. La tercera sección exhibe una medida de aversión al riesgo, en conjunto con los hechos estilizados asociados a la misma. La cuarta sección define la estrategia empírica y el método de estimación utilizado. La quinta sección contiene la descripción de los datos, el análisis descriptivo de las variables y las estimaciones. Finalmente, se presentan las principales conclusiones.

## II. REVISIÓN DE LA LITERATURA.

El uso de la aversión al riesgo es común en artículos que intentan modelar el comportamiento de las personas enfrentadas a decisiones que poseen riesgo. Una de las primeras aproximaciones para medir la tolerancia al riesgo es la utilización del auto-reporte, esta medida rescata la participación de activos riesgosos dentro del patrimonio, lo cual permite explicar las decisiones de inversión en capital humano (Shaw 1996).

También para medir la renuencia al riesgo se utilizan la adquisición de activos de riesgo en forma hipotética, con lo que se ha inferido que la aversión al riesgo influye en la decisión de tomar un seguro, la cual es creciente con el monto del beneficio (Bosch-Domenech y Silvestre, 1999). Basados en el mismo principio se ha descrito que los retornos de la educación dan cuenta que la aversión al riesgo se relaciona negativamente con la riqueza financiera y los ingresos del hogar (Brunello, 2000). La investigación acerca del comportamiento de las personas y los efectos que genera la incertidumbre al contar con más información, revelan que el comportamiento individual se aleja de la conducta promedio, observándose un proceder tanto cautelosos como arriesgados (Müller, 2001).

Existen métodos experimentales que intentan medir la aversión al riesgo por medio de la elección que hace una persona al verse enfrentada a una lotería hipotética. Ésta resulta ser una forma común de introducir los conceptos de aversión al riesgo, aunque la heterogeneidad de la tolerancia al riesgo varía según diferentes características como el género (Ammon y Bernasek, 1998), edad, raza y religión (Barsky et. al, 1997). Además, la utilización de este tipo de medida permite demostrar que la renuencia a una pérdida no explica la elección frente a una lotería binaria cuando es excluida la pérdida, cosa que sí se explica por medio de la aversión al riesgo (Cox y Sadiraj, 2002).

Guiso y Paiella (2008) encuentran que la aversión al riesgo se caracteriza por una gran heterogeneidad, de manera que al no observar las preferencias considerando el riesgo, se producen errores de estimación, aunque ellos utilizan una medida cardinal para la tolerancia al riesgo y de esta forma controlar el problema de la heterogeneidad, aunque los efectos atribuidos a género y educación son menores a los estimados por los modelos ordinales (Kimball, Sahm y Shapiro, 2008).

La atribución de una mayor aversión al riesgo en las mujeres, ha generado estereotipos como la menor capacidad para resolver situaciones que involucran estadística o habilidad para resolver problemas de matemática financiera (Shubert et al, 1999). Las mujeres son más conservadoras que los hombres en la

decisión de inversión (Wang, 1994) y, en cuanto a los activos riesgosos, las mujeres parecen ser más renuentes al riesgo que los hombres (Barsky, 1997), siendo menos apostadoras que los hombres (Levin, Anydes y Chapman, 1988).

La aversión al riesgo tiene efectos en el comportamiento de las mujeres al someterse a pruebas preventivas de detección de cáncer (Picone, Sloan y Taylor, 2004), pese a no influir de forma importante en la decisión de escolaridad e ingreso a la educación superior (Belzil y Leonardi, 2007). El bajo costo de reproducción de los hombres jóvenes los hace más competitivos, razón por la cual corren más riesgos que las mujeres a esa misma edad, siendo éstas más exigentes y menos competitivas, condición que no es igual al ser mayores (Gneezy y Rustichini, 2004).

La aversión al riesgo no experimenta cambios cuando se modifica la escala de beneficios en situaciones hipotéticas, en cambio cuando los pagos son reales, al aumentar la escala de beneficios se acentúa la aversión al riesgo (Holt y Laury, 2002 y 2005). Kimball et al. (2008) señalan que al preguntar por un salario de por vida en una lotería, la personas no apuntan a un valor sino más bien a un rango, lo cual generará en la estimaciones de la aversión al riesgo, error de medición. Por su parte Samuelson y Zeckhauser (1988) explican que en una lotería donde se debe seleccionar entre una alternativa con ingreso cierto y otra con ingreso incierto, el encuestado asume que debe cambiarse de trabajo, lo que producirá lo que se conoce como sesgo de status quo.

Yesuf y Bluffstone (2007), definen un set de decisiones para agricultores y ganaderos con aumento en el riesgo y, establecen una métrica para la aversión al riesgo que luego estiman por el método prohibit ordenado, debido a la dominancia estocástica de las alternativas. Por su parte, Guiso y Paiella (2008) buscan explicar cómo la aversión al riesgo influye en decisiones como: nivel de educación, migración, trabajo, etc., estableciendo una métrica condicional de acuerdo al grado de riesgo que enfrenta el encuestado, aunque resuelven sus estimaciones por medio de una variable continua por el método de mínimos cuadrados ordinarios. Finalmente, Kimball et al (2008) también definen una métrica para aversión al riesgo para vincularla con las decisiones de activos, para la cual también establecen que la medida de aversión al riesgo posee orden debido a la dominancia estocástica entre las alternativas.

Este artículo utiliza una métrica sobre la aversión al riesgo basada en la selección de una lotería, a partir de la cual se desprende que las mujeres presentan un nivel de aversión al riesgo mayor que los hombres y, que esta diferencia no se conserva entre grupos etarios, lo que podría estar asociado a los tipos de compromisos adquiridos en cada grupo de edad. Ammon y Bernasek (1998) encuentran que las mujeres solteras son más aversas al riesgo que los hombres solteros, no así bajo la condición de

casado, por otro lado, Bellante y Green (2004) encuentran que los hijos generarían una red de seguridad evitando que se realicen inversiones arriesgadas, además encuentran que la aversión al riesgo aumenta cuando un adulto envejece, aunque en este último caso sus resultados no fueron significativos.

### III. MEDIDA DE AVERSIÓN AL RIESGO Y HECHOS ESTILIZADOS.

La Encuesta de Protección Social (EPS) levanta información sobre el mercado laboral y el sistema de protección social chileno basada en datos proporcionados por entrevistados en distintos períodos de tiempo. Se aplicó por primera vez el año 2002, y de ahí cada 2 años aproximadamente. A partir del año 2006 se constituyó una muestra con alrededor de 20.000 individuos, los cuales se encuentran distribuidos a través de todas las regiones del país.

Una innovación que trae la EPS con respecto a otras encuestas nacionales, es la incorporación de un conjunto de preguntas dirigidas a la aversión al riesgo de los individuos. En el módulo J denominado “otros”<sup>34</sup>, se define una pregunta que revela, de cierta manera, el nivel de aversión al riesgo del individuo. En la pregunta asignada con el código j1, el entrevistado se ve enfrentado a una situación hipotética definida como: “Ud. como única fuente de ingresos, debe elegir entre los siguientes trabajos”. Luego establece un escenario seguro que en todos los casos es:

Alternativa A: Un trabajo con ingreso fijo y estable por toda la vida.

Lo que es contrastado con diferentes trabajos con ingreso incierto, de manera que sus valores esperados sean más altos que la condición inicial, las cuales se presentan, como:

Alternativa B (J1\_1): Un trabajo donde tiene la misma probabilidad de ganar el doble o sólo 1/4 de sus ingresos por toda la vida.

Alternativa B (J1\_2): Un trabajo donde tiene la misma probabilidad de ganar el doble o sólo la mitad de sus ingresos por toda la vida.

Alternativa B (J1\_3): Un trabajo donde tiene la misma probabilidad de ganar el doble o sólo 3/4 de sus ingresos por toda la vida.

Preguntas similares se realizan en la HRS y la SHIW, que en similitud con la EPS establecen una convergencia hacia la neutralidad al riesgo que podría alcanzar el encuestado. Debido a que cada pregunta está dominada estocásticamente por la anterior, estableciendo que si un individuo prefiere la alternativa con menor valor esperado (más riesgo) también preferirá aquellas con mayor valor esperado (de menos riesgo), generando un orden condicional en la selección. La distribución en porcentaje de los

---

<sup>34</sup> Este artículo se concentra en la Encuesta de Protección Social realizada en el año 2006.

distintos grados de aversión al riesgo en la población con 18 años de edad y más, se describen en la Tabla 1.

Basados en estos datos se puede agrupar a los entrevistados en 4 niveles de aversión al riesgo, los que van desde un nivel bajo [1] (prefieren la Alternativa A) a un nivel alto de aversión al riesgo<sup>35</sup> [4] (prefiere la última alternativa B). Guiso y Paiella (2006, 2008) encuentran que la mayor acumulación a nivel poblacional está en el nivel más alto de aversión al riesgo, que en el caso chileno es de un 65%. Sin embargo, cabe señalar que estos autores además de hacer un estudio por niveles como en este trabajo, también evalúan una medida distinta de aversión al riesgo, la cual se basa en la prima por riesgo, la que les permitió identificar a un grupo muy pequeño de amantes y neutrales al riesgo que no supera el 4%.

**Tabla 1.** Niveles de aversión al riesgo a nivel poblacional y por encuestados.

Niveles de aversión Mayores a 18 años	Población		Encuestados*	
	[Personas]	[%]	[Personas]	[%]
Bajo [1]	2.278.115	19,8%	2.716	18,0%
Medio Bajo [2]	985.508	8,6%	1.194	7,9%
Medio Alto [3]	750.826	6,5%	852	5,7%
Alto [4]	7.478.283	65,1%	10.290	68,4%
TOTAL	11.492.732	100,0%	15.052	100,0%
Promedio	3,17		3,24	

Fuente: Elaboración propia, EPS 2006. \* 15.052 que responden a las preguntas de aversión

En el caso de las preguntas hechas en el módulo J por la ESP 2006, al preguntar por un salario de por vida, la respuesta apunta más bien a un rango y no a un valor (Kimball et al 2008), las que al ser estimadas estarán sujetas a error de medición. Este fenómeno también se observará en preguntas que vayan dirigidas a una prima por riesgo, ya que se refiere a un valor futuro. Otro elemento a considerar es que para seleccionar la alternativa B, el encuestado debe considerar los costos de cambiarse de trabajo, ya que éste no ha sido omitido por el encuestador, lo que generará lo que se conoce como sesgo de status quo (Samuelson y Zeckhauser, 1988).

La EPS 2006 presenta, a nivel poblacional, la misma proporción de hombres y mujeres<sup>36</sup>, sin embargo, las mujeres presentan en promedio un mayor nivel de aversión al riesgo que su contraparte masculina en forma significativa (ver Tabla 2), lo que concuerda con lo encontrado en Ammon y Bernasek (1998), también hacen un hallazgo similar Guiso y Paiella (2008). Como la distribución de los niveles de aversión al riesgo de los hombres y las mujeres se conserva de la muestra a nivel población, tal y

<sup>35</sup> Téngase presente que dentro de este módulo, las preguntas son de carácter discreto y que en los niveles de aversión las preguntas no llegan a cubrir a los neutrales y amantes del riesgo.

<sup>36</sup> Para mayor detalle ver el Anexo A, Tabla a.1.

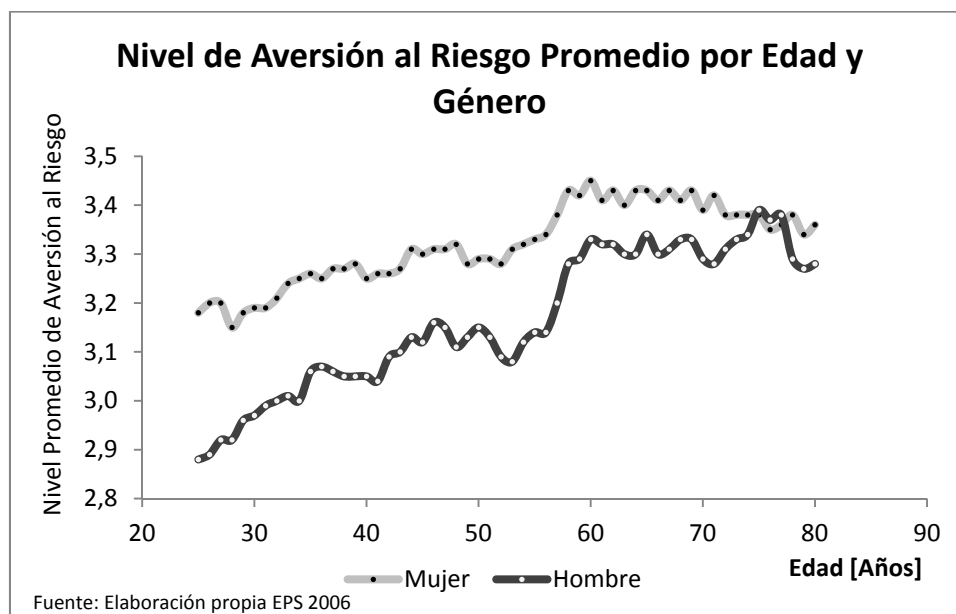
como se observa en la Tabla 2, entonces para efectos de estimación, la muestra resulta consecuente para explorar resultados a nivel poblacional.

**Tabla 2.** Distribución de la aversión al riesgo separada por género.

Niveles de aversión Mayores a 18 años	Población		Encuestados*	
	Mujer [%]	Hombre [%]	Mujer [%]	Hombre [%]
Bajo [1]	16,7	22,9	15,9	20,1
Medio Bajo [2]	8,1	9,1	7,7	8,1
Medio Alto [3]	6,3	6,8	5,3	6,0
Alto [4]	69,0	61,2	71,0	65,8
TOTAL	100	100	100	100
PROMEDIO	3,27	3,06	3,31	3,17

Fuente: Elaboración propia, EPS 2006. \* 15.052 que responden a las preguntas de aversión

La edad de los encuestados en la EPS 2006 oscila entre los 18 y 100 años, que resulta prácticamente igual para los jefes de hogar. Aunque las mujeres presentan una mayor renuencia al riesgo que los hombres, en la medida que el grupo tiene más edad el nivel de aversión al riesgo promedio aumenta para ambos sexos, aunque la tasa de cambio es mayor en los hombres, a tal punto que a partir de los 75 años los niveles de aversión se revierten, tal y como se observa en la Figura 1.



**Figura 1.** Aversión al riesgo agrupada por edad según género.

El nivel de aversión al riesgo está relacionado negativamente con el ingreso (Holt y Laury, 2002), tal y como se observa en la Tabla 4, donde no sólo el nivel de renuencia al riesgo en promedio cae al aumentar el ingreso (laboral, capital y de subsidio), sino que su distribución va concentrándose en los niveles más bajos de aversión (Bosch-Domenech y Silvestre, 1999). Sin embargo, a nivel de muestra la

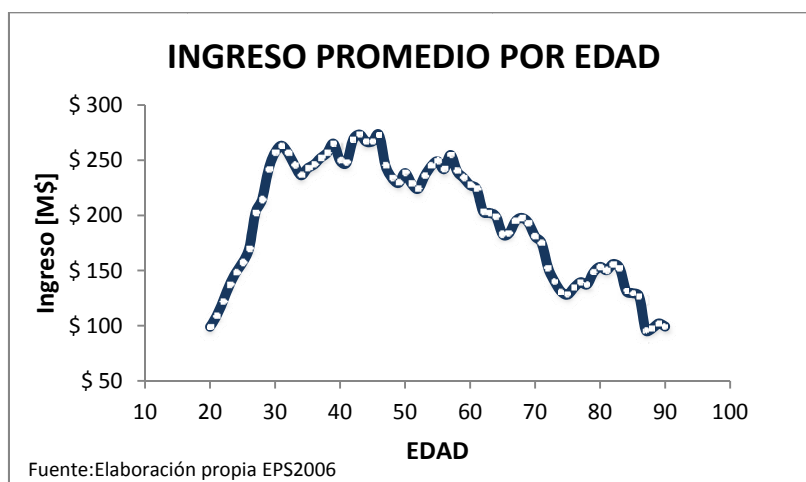
diferencia entre el primer y segundo tramo no resultaron significativa, pero si al 5% en entre el penúltimo y último tramo, en ambos sexos.

**Tabla 3.** Distribución del nivel de aversión al riesgo según tramo de ingreso y género.

Niveles de aversión Mayores a 18 años	TRAMOS DE INGRESO, MUJERES [50,2%]			TRAMOS DE INGRESO, HOMBRES [49,8%]		
	0 a 1 MM\$	1MM\$ a 4MM\$	Más de 4 MM\$	0 a 1 MM\$	1MM\$ a 4MM\$	Más de 4 MM\$
Bajo [1]	16,3	17,0	19,1	21,7	23,0	25,0
Medio Bajo [2]	7,5	8,4	10,3	8,6	9,0	10,3
Medio Alto [3]	5,2	7,1	10,2	7,3	6,0	8,3
Alto [4]	71,0	67,4	60,5	62,5	62,0	56,4
TOTAL	100	100	100	100	100	100
PROMEDIO	3,31	3,25	3,12	3,11	3,07	2,96

Fuente: Elaboración propia EPS 2006. El ingreso contempla el laboral, capital y de subsidios

Una de las explicaciones de la disminución de la aversión al riesgo frente a un mayor rango de ingresos, es el hecho de que el individuo al contar con un mayor ingreso pueden cubrir mejor sus riesgos, se les facilita el diversificarlos (Iglesias, Gonçalves, Abramson y Vega, 2004). Sin embargo, la distribución del ingreso tiene una forma cóncava con respecto a la edad tal y como se observa en la Figura 2. El comportamiento del ingreso promedio definido en este artículo, va aumentando desde los 20 hasta los 39 años, luego se mantiene relativamente constante entre los 40 a los 54 años y finalmente después de los 55 años este ingreso decrece, tal y como se observa en la Figura 2.



**Figura 2.** Ingreso (laboral, capital y subsidio) promedio según edad.

Tomando estos tres cohortes de edad como grupos de referencia que tienen el mismo comportamiento del ingreso (creciente, constante y decreciente), el nivel de aversión al riesgo aumenta en la medida que el grupo es de mayor edad, lo cual ocurre tanto para los hombres, como para la mujeres (ver Tabla 4). En el primer grupo etario (20 a 39 años), la diferencia en el nivel de aversión al riesgo es del 8% al cual



resulta significativa, pero este porcentaje es menor en la medida que la edad del grupo etario es más octogenario, llegando a un escaso 3% en el grupo de mayor edad entre 55 a 75 años, aunque esta diferencia no es significativa.

**Tabla 4.** Distribución del nivel de aversión al riesgo según tramo de edad y género.

Niveles de aversión Mayores a 18 años	TRAMO DE EDAD, MUJERES [50,2%]			TRAMO DE EDAD, HOMBRES [49,8%]		
	20 a 39 años [%]	40 a 54 años [%]	55 a 75 años [%]	20 a 39 años [%]	40 a 54 años [%]	55 a 75 años [%]
Bajo [1]	18,2	16,5	12,2	25,5	21,6	15,7
Medio Bajo [2]	8,4	7,2	8,7	9,9	8,5	7,9
Medio Alto [3]	7,8	5,0	4,3	7,9	5,7	5,0
Alto [4]	65,7	71,3	74,8	56,7	64,2	71,4
TOTAL	100	100	100	100	100	100
Nivel Promedio	3,21	3,31	3,42	2,96	3,13	3,32

Fuente: Elaboración propia EPS2006

Brunello (2000) encuentra que los años de educación están negativamente relacionados con el nivel de aversión al riesgo, hecho que también se puede observar en la EPS 2006 (ver Tabla 5), donde el nivel promedio de renuencia al riesgo cae con un mayor grado de escolaridad, sin embargo, en el caso de la mujer sólo entre el primer y segundo nivel de educación la diferencia en el nivel promedio de aversión al riesgo resulta significativa, pero en los hombres la significancia se da entre el segundo y tercer nivel de educación.

**Tabla 5.** Distribución del nivel de aversión al riesgo según nivel de educación y género.

Niveles de aversión Mayores a 18 años	NIVEL EDUCACIONAL, MUJERES [50,2%]			NIVEL EDUCACIONAL, HOMBRES [49,8%]		
	Primario [%]	Secundario [%]	Terciario [%]	Primario [%]	Secundario [%]	Terciario [%]
Bajo [1]	14,5	17,3	18,3	18,2	22,1	28,0
Medio Bajo [2]	6,9	7,5	10,0	8,1	8,4	11,1
Medio Alto [3]	4,2	5,0	10,4	4,1	6,7	9,5
Alto [4]	74,4	70,1	61,3	69,5	62,8	51,4
TOTAL	100	100	100	100	100	100
Nivel Promedio	3,39	3,28	3,15	3,25	3,1	2,84

Fuente: Elaboración propia EPS2006

Con respecto al sesgo de status quo en la medida de aversión al riesgo (Samuelson y Zeckhauser, 1988), se supondrá que si una persona que se encuentra trabajando valorará más el cambiarse de trabajo y de forma opuesta en el caso de no estar trabajando, entonces su nivel de aversión al riesgo deberían ser en promedio más alto que los de aquéllos que están trabajando, hecho que se observa en la Tabla 6, aunque resulta significativa sólo para el caso de las mujeres. No obstante, un análisis como éste debiera considerar otros elementos derivados como el tiempo que permanece inactivo laboralmente (Díaz-Serrano y O'Neill, 2004).

**Tabla 6.** Participación del nivel de aversión al riesgo por condición laboral y género.

Niveles de aversión Mayores a 18 años	No está trabajando [41%]		Sí está trabajando [59%]	
	Mujer [%]	Hombre [%]	Mujer [%]	Hombre [%]
Bajo [1]	15,8	21,4	17,9	23,5
Medio Bajo [2]	7,5	9,3	8,7	9,0
Medio Alto [3]	5,5	6,9	7,2	6,8
Alto [4]	71,3	62,4	66,1	60,7
TOTAL	100	100	100	100
NIVEL PROMEDIO	3,32	3,1	3,21	3,05

Fuente: Elaboración propia, EPS 2006.

Dentro de los resultados publicados por Brunello (2000) se encuentra que la elección de la ocupación no está relacionada significativamente con la aversión al riesgo, sin embargo, cuando se trata de una trabajadora independiente se observa una menor aversión al riesgo que siendo una trabajadora dependiente, con una diferencia significativa, pero en el caso de tratarse de un varón no se observa diferencia significativa en el nivel de aversión al riesgo entre ser dependiente o cuenta propia (ver Tabla 7).

**Tabla 7.** Participación del nivel de aversión al riesgo por categoría ocupacional y género.

Niveles de aversión Mayores a 18 años	Trabajador dependiente [82%]		Trabajador cuenta propia [18%]	
	Mujer [53%]	Hombre [46%]	Mujer [30,5%]	Hombre [69,5%]
Bajo [1]	16,0	23,0	21,9	23,6
Medio Bajo [2]	8,3	9,6	8,6	8,4
Medio Alto [3]	6,7	7,0	4,2	6,0
Alto [4]	69,0	60,4	65,3	62,0
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0
NIVEL PROMEDIO	3,29	3,05	3,13	3,06

Fuente: Elaboración propia, EPS 2006. Distribución a nivel poblacional

La literatura se ha volcado recientemente a estudiar estas implicancias de estos efectos culturales en la aversión al riesgo. Por ejemplo, Linde y Sonnemans (2011), encuentran que la aversión al riesgo se ve influenciada por el entorno social, lo cual hace pensar en la cultura. Es posible imaginar que una región que es constantemente azotada por la naturaleza haría que las personas tuvieran una percepción de riesgo diferente de una que no sufre estos fenómenos (Sutter y Potras 2010). También está el hecho de que una cultura con más riqueza que otra presentará un menor nivel de aversión al riesgo (Yesuf y Bluffstone 2007).

**Tabla 8.a.** Distribución del nivel de aversión al riesgo según si fuma o no y género.

Niveles de aversión Mayores a 18 años	NO FUMA [64,4%]		SÍ FUMA [35,6%]	
	Mujer [54,2%]	Hombre [45,8%]	Mujer [43,3%]	Hombre [56,7%]
Bajo [1]	16,0	21,5	18,3	24,9
Medio Bajo [2]	8,1	9,5	7,9	8,5
Medio Alto [3]	5,9	7,6	7,0	5,7
Alto [4]	69,9	61,3	66,8	60,9
TOTAL	100	100	100	100
Nivel Promedio	3,3	3,09	3,22	3,03

Fuente: Elaboración propia EPS2006

Los niveles de aversión al riesgo no son muy distintos entre aquellos que fuman o no lo hacen, lo mismo ocurre con aquellos que beben alcohol (ver Tabla 8.a y 8.b). Bajo la condición de fumar no observa diferencia significativa en el nivel promedio de aversión al riesgo entre los que fuman y no lo hacen, siendo sólo del 2% con respecto a las mujeres, pero no es significativa (ver Tabla 8.a). En este caso las estimaciones por género podrían no dar significación, por lo estrecho del margen de diferencia entre fumadores y género. La misma tendencia observada en los fumadores se aprecia entre los encuestados que auto-reportan beber alcohol de los que auto-reportan no hacerlo (ver Tabla 8.b).

**Tabla 8.b.** Distribución del nivel de aversión al riesgo según si bebe alcohol o no y género.

Niveles de aversión Mayores a 18 años	NO BEBE ALCOHOL [54,1%]		SÍ BEBE ALCOHOL [45,9%]	
	Mujer [66%]	Hombre [34%]	Mujer [32,3%]	Hombre [67,7%]
Bajo [1]	16,2	21,6	17,9	23,6
Medio Bajo [2]	7,5	8,8	9,4	9,3
Medio Alto [3]	4,9	5,8	9,4	7,4
Alto [4]	71,4	63,8	63,3	59,7
TOTAL	100	100	100	100
Nivel Promedio	3,31	3,12	3,18	3,03

Fuente: Elaboración propia EPS2006

Con respecto a la capacidad de hacer un cálculo numérico – financiero (numeracy), la EPS2006 al igual que la HRS presenta algunas preguntas sobre éste las cuales se detallan a continuación junto con su etiqueta:

1. (Cálculo de porcentaje) Si existe un 10% de probabilidad ¿cuántas personas de 1.000 contraerían la enfermedad?
2. (División de Lotería) 5 personas ganan un premio de dos millones, ¿cuánto recibirá cada una?
3. (Interés Compuesto) Ud. tiene \$200 en una cuenta de ahorro. La cuenta acumula 10% en interés por año ¿cuánto tendrá al término de estos 5 años?

**Tabla 9.** Porcentaje de respuestas correctas a preguntas numérico-financieras según género.

Niveles de aversión Mayores a 18 años	Calculo de Porcentaje		División de Lotería		Interés Compuesto	
	HOMBRES	MUJERES	HOMBRES	MUJERES	HOMBRES	MUJERES
Bajo [1]	48,5	62,3	41,8	55,0	23,6	32,2
Medio Bajo [2]	55,1	66,4	42,1	52,5	23,7	40,5
Medio Alto [3]	61,2	69,8	51,4	60,5	32,8	42,3
Alto [4]	45,1	57,4	40,8	49,4	21,6	30,2
PROMEDIO	47,5	60,2	41,8	51,5	22,8	32,6
NIVEL DE AVERSIÓN	2,49	2,48	2,52	2,48	2,52	2,49

Fuente: Elaboración propia EPS 2006. Total poblacional 11.069.484, donde el 50% son mujeres.  
Los cálculos representan el porcentaje de respuestas correctas en cada pregunta

El porcentaje de respuestas correctas va disminuyendo en la medida que avanza las preguntas, de manera que los mayores porcentajes de respuestas correctas las encontramos en el cálculo de porcentajes, mientras que el porcentaje más bajo se encuentran en el cálculo de interés compuesto, tal y como se puede apreciar en la Tabla 9, aunque estos resultados son más bajos que los encontrados por Lusardi (2012). Las mujeres presentan mejores resultados de cada uno de los ítems. A menor nivel de aversión al riesgo, tanto en los hombres como en las mujeres, se obtiene un porcentaje de respuestas correctas levemente más alto, y algo disperso en el grupo medio bajo de aversión, por lo que no se encontró diferencias significativas.

Siendo Chile un país multicultural debido a su distribución geográfica, según la EPS 2006, existen diferencias en el nivel promedio de la aversión al riesgo entre regiones, tal como muestra la Tabla 10. Esta irregularidad hace compleja cualquier asociación cultural, salvo el hecho de que las regiones centrales tanto a la derecha como a la izquierda de la región metropolitana, presentan los menores niveles de aversión al riesgo, lo que podría ser explicado por una menor actividad urbana, ya que el centro y los costados tienen mayor intercambio con otras regiones o países.

**Tabla 10.** Distribución del nivel de aversión al riesgo según regiones del país y género.

Niveles de aversión Mayores a 18 años	REGIONES [%]					
	I y II	III y IV	V, VI y VII	VIII y IX	X, XI y XII	RM
Bajo [1]	18,5	22,0	16,5	21,6	19,9	18,3
Medio Bajo [2]	7,3	10,9	8,4	8,4	7,9	11,3
Medio Alto [3]	8,2	6,1	6,2	7,5	5,8	3,4
Alto [4]	66,0	61,0	68,9	62,5	66,3	67,0
TOTAL	100	100	100	100	100	100
Nivel Promedio	3,22	3,06	3,28	3,11	3,18	3,19

Fuente: Elaboración propia EPS2006

También es posible encontrar que la aversión al riesgo se encuentra ligada a un sinnúmero de decisiones, la cuales al tener un carácter endógeno quedan fuera de este compendio explicativo de la manifestación de la aversión al riesgo lo cual se propone profundizar en otras líneas de investigación que pueden utilizar este documento como punto de apoyo.

IV. ESTRATEGIA EMPÍRICA PARA ESTIMAR CÓMO LA AVERSIÓN AL RIESGO ENTRE HOMBRES Y MUJERES NO ES IGUAL POR GRUPO ETARIO.

Los encuestados en la EPS 2006, se vieron enfrentados a una lotería hipotética en la cual deben elegir entre tener un salario cierto  $w_0$  o uno incierto, de manera que los salarios inciertos se estructuran como el siguiente juego  $g(2 \times w_0; \delta \times w_0)$ , donde  $g(\cdot)$  representa una lotería a la que se puede ver enfrentado el individuo entre dos posibles estados, en el primero ve duplicado su salario cierto, mientras que en el segunda lo ve reducir en  $\delta$ , parámetro que toma los valores 0, 1/4, 1/2 y 3/4, las que tendrán asociada la misma probabilidad para cada estado, lo que proporcionará el valor del ingreso esperado que el individuo puede escoger, lo que se puede representar de la siguiente forma:

$$E[g(\delta)] = \Pr(2w_0) \cdot 2w_0 + \Pr(\delta w_0) \cdot \delta w_0 = \frac{1}{2} \cdot 2w_0 + \frac{1}{2} \delta w_0 = (1 + \frac{1}{2} \times \delta)w_0$$

A partir de esta ecuación se observa que el valor esperado de cada juego es superior al valor cierto del ingreso igual a  $w_0$ , sin embargo, se puede apreciar que:

$$E[g(0)] < E[g(1/4)] < E[g(1/2)] < E[g(3/4)]$$

Donde  $E[g(0)]$  es el valor bajo el cual el encuestado contará con el ingreso cierto  $w_0$  para toda la vida, que resulta la condición de base para la selección del entrevistado. Esto quiere decir que si el individuo escoge el segundo juego, entonces, necesariamente debió haber escogido el primer juego, ya que el primero domina estocásticamente al segundo juego, el segundo al tercero, y así sucesivamente.

Se plantea que el nivel de aversión al riesgo de los individuos descrito en la Tabla 1, se puede caracterizar a partir de un conjunto de variables, tales como: características del hogar ( $\mathbf{X}_1$ ), características del individuo ( $\mathbf{X}_2$ ) y un conjunto de otras variables de descripción ( $\mathbf{X}_3$ ). De esta manera el modelo general a estimar será de la siguiente forma.

$$\sigma^*(\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2, \mathbf{X}_3 | E, G) = \underbrace{\beta'_1 \cdot \mathbf{X}_1 + \beta'_2 \cdot \mathbf{X}_2 + \beta'_3 \cdot \mathbf{X}_3}_{\beta' \mathbf{X}} + \varepsilon \quad (1)$$

Donde  $\sigma^*$  es una variable continua no observable del grado de aversión al riesgo, el cual será condicionado a la edad ( $E$ ) y género ( $G$ ) del encuestado. Sin embargo, las preguntas de aversión al

riesgo en la Encuesta de Protección Social sólo permiten establecer niveles para la aversión al riesgo, que van de un nivel bajo [1] a un nivel alto [4], tal como se presenta en la Tabla 1, lo que condiciona niveles de acuerdo a ciertos umbrales, tal y como se detalla en la ecuación (2).

$$\begin{aligned}
 \sigma = 0 & \quad \text{si} \quad \sigma^* \leq \mu_1 \\
 \sigma = 1 & \quad \text{si} \quad \mu_1 < \sigma^* \leq \mu_2 \\
 \sigma = 2 & \quad \text{si} \quad \mu_2 < \sigma^* \leq \mu_3 \\
 \sigma = 3 & \quad \text{si} \quad \sigma^* > \mu_3
 \end{aligned} \tag{2}$$

Los umbrales definidos en la ecuación (2) establecen las fronteras de cada nivel de acuerdo a la siguiente condición:

$$\mu_i = E(g(\delta_i)) = \frac{1}{2} \cdot (1 + \delta_i) \cdot w_0 \quad \forall i = 1, 2, 3 \tag{3}$$

Donde  $w_0$  corresponde a un nivel de riqueza fijo, que determinará el encuestado y los coeficientes  $\delta_i$ , corresponden al factor de pérdida con probabilidad del 50% a la que se ve enfrentado el encuestado. Sin embargo, se trata de una muestra de cohorte transversal bajo un comparativo estático, razón por la cual sólo será posible concluir si existen diferencias entre los grupos que se definan, como el género y grupo etario. No obstante, una consideración como esta de entrada fija resulta ser conveniente para simplificar el análisis por medio de modelos lineales, aunque no se podrá identificar claramente la causalidad, las correlaciones que se encuentren podrán establecer las consideraciones a tener en cuenta en modelamientos más complejos.

Además supondremos que los errores para este modelo siguen una distribución normal en todas las observaciones, de esta forma es posible establecer las siguientes probabilidades

$$\begin{aligned}
 \Pr(\sigma = 0) &= \Phi(-\alpha \cdot E - \phi \cdot G - \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}) \\
 \Pr(\sigma = 1) &= \Phi(\mu_1 - \alpha \cdot E - \phi \cdot G - \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}) - \Phi(-\alpha \cdot E - \phi \cdot G - \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}) \\
 \Pr(\sigma = 2) &= \Phi(\mu_2 - \alpha \cdot E - \phi \cdot G - \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}) - \Phi(\mu_1 - \alpha \cdot E - \phi \cdot G - \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}) \\
 \Pr(\sigma = 3) &= 1 - \Phi(\mu_2 - \alpha \cdot E - \phi \cdot G - \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X})
 \end{aligned} \tag{4}$$

Donde  $\alpha$  es el parámetro que señalaría si el nivel de aversión al riesgo presenta diferencias con la edad, mientras que  $\phi$  es el coeficiente que separa por género. El vector  $\boldsymbol{\beta}$  representa a los coeficientes que acompañan a las variables de control. Sin embargo, al estimarlo por el método probit ordenado, si  $\beta_j$  resulta positivo, entonces mientras  $\Pr(\sigma = 0)$  disminuye,  $\Pr(\sigma = 3)$  disminuirá, pero no es claro lo que pasará con los niveles intermedios,  $\Pr(\sigma = 1)$  y  $\Pr(\sigma = 2)$ , por lo que, los efectos marginales deben

ser estimados para todos los niveles y evaluar la congruencia en el cambio de signo.

Debido a que nuestra variable dependiente es discreta y, sus valores indican un orden en la elección, el método de estimación que aporte orden a las alternativas permitirá obtener mejores resultados. Muchas veces los modelos de elección múltiple tienen en cuenta la naturaleza ordinal de la variable dependiente, que en este caso corresponde a la respuesta a una lotería hipotética, de esta manera el valor asignado a cada alternativa no será arbitrario. Bajo estas condiciones la mejor alternativa para estimar los factores que manifiestan el nivel de aversión al riesgo de una persona es utilizando el método de Probit Ordenado, que concuerda con el método utilizado en los trabajos de Belzil y Leonardi 2007, Yesuf y Buffstone 2007, Guiso y Paiella 2008. Además, la distribución de los niveles de aversión al riesgo está concentrada en el nivel más alto de renuencia al riesgo, lo cual podrá generar algunos errores de medición.

En una primera etapa se considerará para las estimaciones el modelo completo, ecuación (4), y establecer un punto de referencia. En esta estimación se debería encontrar que existe diferencia en el nivel de aversión al riesgo promedio por grupo etario ( $\alpha > 0$ ) y que las mujeres en promedio son más renuentes al riesgo que los hombres ( $\phi < 0$ . En la dicotomía por género Hombre=1). Sin embargo, estos resultados sólo muestran la existencia de una correlación entre las variables edad y género con la aversión al riesgo, debido a que se trata de datos de cohorte transversal, por lo tanto, sólo se podrá especular sobre las razones de por qué existe una diferencia en la renuencia al riesgo.

$$\begin{aligned}
 \Pr(\sigma = 0 | G) &= \Phi(-\alpha \cdot E - \beta'X) \\
 \Pr(\sigma = 1 | G) &= \Phi(\mu_1 - \alpha \cdot E - \beta'X) - \Phi(-\alpha \cdot E - \beta'X) \\
 \Pr(\sigma = 2 | G) &= \Phi(\mu_2 - \alpha \cdot E - \beta'X) - \Phi(\mu_1 - \alpha \cdot E - \beta'X) \\
 \Pr(\sigma = 3 | G) &= 1 - \Phi(\mu_2 - \alpha \cdot E - \beta'X)
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

Este artículo busca mostrar que la diferencia en el nivel de aversión al riesgo entre mujeres y hombres no se da del mismo modo por grupo etario. Un primer paso será obtener una estimación a partir de la ecuación (5), condicionando el género, por lo tanto, si una mayor edad manifiesta una mayor renuencia al riesgo, entonces se debiera encontrar que  $\alpha > 0$  para ambos sexos. No obstante, si en el grupo de mayor edad, mujeres y hombres, son igualmente aversos al riesgo, entonces, la exhibición de aversión al riesgo debiera ser menor en la mujer que en el hombre  $\alpha_{Mujer} < \alpha_{Hombre}$ . Un segundo paso será estimar la ecuación (6), la cual estará condicionada por grupo etario, con lo que se debiera encontrar que  $\phi < 0$  (mujeres más aversas al riesgo que los hombres) en el grupo más joven, mientras que en el

grupo etario más viejo, debiera ser prácticamente cero.

$$\begin{aligned}
 \Pr(\sigma = 0 | E) &= \Phi(-\phi \cdot G - \beta'X) \\
 \Pr(\sigma = 1 | E) &= \Phi(\mu_1 - \phi \cdot G - \beta'X) - \Phi(-\phi \cdot G - \beta'X) \\
 \Pr(\sigma = 2 | E) &= \Phi(\mu_2 - \phi \cdot G - \beta'X) - \Phi(\mu_1 - \phi \cdot G - \beta'X) \\
 \Pr(\sigma = 3 | E) &= 1 - \Phi(\mu_3 - \phi \cdot G - \beta'X)
 \end{aligned}
 \tag{6}$$

Como se señaló, las estimaciones están sujetas a datos de cohorte transversal, por lo que sus extensiones son limitadas, sin embargo, esto nos permitirá exhibir de una forma amigable, que la aversión al riesgo no se manifiesta de la misma forma por grupo etario, y que al parecer los hombres se ven más afectados que las mujeres en este cambio. No obstante, sólo podemos especular con respecto a la causa de este cambio en el nivel de aversión al riesgo. Por ejemplo, el grupo de mayor edad tiene un mayor número de compromisos que los más jóvenes, el porcentaje de casados y que tienen hijos es mayor, lo cual podría ser una explicación. Un modelo dinámico podría ayudar a revelar esta especulación, el cual podría ser una extensión de este artículo.



## V. ESTIMACIÓN DE LA AVERSIÓN AL RIESGO ENTRE HOMBRES Y MUJERES.

### 5.1. Descripción de la muestra

La muestra utilizada consta de 5.197 observaciones de carácter transversal de un total de 15.052 disponibles. Ésta se vio reducida por una serie de limitaciones por el auto-reporte y factores de no respuesta. Se consideró un segmento de edad entre los 20 y 75 años, el cual se subdividieron en tres segmentos, que corresponden de 20 a 39 años (joven), donde los ingresos laborales promedio son crecientes, luego otra cohorte de 40 a 54 años (adulto), donde el promedio de los ingresos es relativamente constante y, finalmente entre 55 a 75 años (adulto mayor) donde éstos son decrecientes, siguiendo el comportamiento de los ingresos promedio por edad presentados en Ruiz-Tagle y Tapia (2011).

El nivel de aversión al riesgo de los individuos descrito, se caracterizará a partir de un conjunto de variables, tales como: características del hogar, características del individuo y un conjunto de otras variables de control, tal y como se detalla en el Cuadro 1.

**Cuadro 1.** Definición del grupo de variables a considerar.

<b>Individuo</b>	<b>Características del Hogar</b>	<b>Otras</b>
Género	Jefe del hogar	Poseer instrumentos financieros
Edad	Estado Civil	Habilidad matemático-financiera
Escolaridad	Hijos en el Hogar	Consumo de Tabaco
Percepción del estado de salud	Hijos fuera del hogar	Consumo de Alcohol
Aversión al riesgo	Ingreso monetario	Regiones por Zona
	Patrimonio	Trabajando
	Propiedad del domicilio	Categoría ocupacional

Fuente: Elaboración propia.

La escolaridad, la percepción de salud, el ingreso laboral y el patrimonio, en promedio son más bajos mientras más averso al riesgo es el individuo, tal y como se observa en la Tabla 11. En esta misma Tabla, se puede apreciar que a mayor nivel de aversión al riesgo el porcentaje de mujeres y la edad en promedio también van aumentando, con diferencias significativas. Estos resultados preliminares concuerdan con los encontrados por Guiso y Paiella (2008), Anderson y Mellor (2008) y Willson (2008), señalando que existe una diferencia en la aversión al riesgo según el género. Ser jefe de hogar, tener hijos en matrimonio o convivencia (en el hogar), tenerlos pero no en matrimonio o convivencia (fuera del hogar) y la propiedad de la vivienda, presentan en promedio pequeñas y erráticas diferencias entre los niveles de aversión al riesgo, aunque no resultan significativas.

Se incluyó además un control por zonas geográficas, donde se definió la zona Norte considerando las regiones I a la IV, zona Centro con las regiones V a VII, y la zona sur constituidas por las regiones VIII a XII. De este modo, la comparación se lleva a cabo con respecto a la Región Metropolitana.

**Tabla 11.** Detalle de variables según el nivel de aversión al riesgo.

VARIABLES	Nivel de Aversión al riesgo				
	Bajo [1]	Medio Bajo [2]	Medio Alto [3]	Alto [4]	TODOS
Observaciones	1074	468	331	3324	5197
Género [Hombre=1]	0,58	0,54	0,54	0,49	0,51
Escolaridad [Años]	11,7	11,8	12,8	10,9	11,2
Edad [Años]	38,3	39,2	36,9	41,0	40,1
Percepción de Salud [Mala = 1 a Excelente = 6]	4,1	4,1	4,3	3,9	4,0
Jefe de Hogar [Sí = 1]	0,49	0,50	0,48	0,53	0,52
Casado [Sí = 1]	0,25	0,21	0,21	0,22	0,22
Conviviente [Sí = 1]	0,10	0,09	0,08	0,10	0,10
Viudo o separado [Sí = 1]	0,12	0,12	0,11	0,14	0,13
Hijos en el Hogar [Sí = 1]	0,26	0,27	0,25	0,27	0,27
Hijos fuera del Hogar [Sí = 1]	0,08	0,06	0,07	0,09	0,08
Ingreso laboral [M\$]	255,6	245,9	272,5	202,8	222,0
Ingreso de capital [M\$]	31,2	17,9	64,4	20,2	25,0
Ingreso por Subsidio [M\$]	15,5	23,5	22,7	24,2	22,2
Patrimonio [MM\$]	14,0	13,2	16,7	12,9	13,4
Situación de la vivienda [Propia = 1]	0,55	0,57	0,54	0,56	0,56
Situación de la vivienda [Pagándose=1]	0,12	0,13	0,15	0,12	0,13
Posee instrumentos financieros [Sí = 1]	0,06	0,05	0,08	0,05	0,05
Cálculo de porcentajes [Aprobado = 1]	0,53	0,60	0,68	0,52	0,54
División de loterías [Aprobado = 1]	0,49	0,44	0,57	0,46	0,47
Interés compuesto [Aprobado = 1]	0,28	0,31	0,38	0,26	0,28
Fuma actualmente [Sí = 1]	0,39	0,37	0,36	0,37	0,37
Consume bebidas alcohólicas [Sí = 1]	0,51	0,47	0,57	0,45	0,47
Está trabajando [Sí = 1]	0,83	0,82	0,84	0,77	0,79
Categoría ocupacional [Cuenta propia = 1]	0,20	0,19	0,16	0,16	0,17
Zona norte [Regiones I, II, III y IV = 1]	0,12	0,13	0,12	0,11	0,11
Zona centro [Regiones V, VI, VII = 1]	0,20	0,24	0,19	0,25	0,23
Zona sur [Regiones VIII, IX, X, XI, XII = 1]	0,24	0,27	0,23	0,25	0,25

Fuente: Elaboración propia EPS 2006

Con respecto a la condición de estar trabajando o no, se observa que existe en promedio una diferencia significativa entre los extremos de los niveles de aversión al riesgo, fenómeno que se repite en los trabajadores por cuenta propia (ver Tabla 11). Además se observa cierta irregularidad en la distribución de los niveles de aversión al riesgo en variables como: ingreso por capital, situación de la vivienda, consumo de tabaco o bebidas alcohólicas entre otras, por lo que, dada la concentración de la población y valores extremos esta irregularidad podría afectar las estimaciones.

Para observar mejor la aversión al riesgo según género se separó la muestra entre mujeres y hombres, tomando aquellas variables que presentaron una mayor estabilidad en la Tabla 11. Se observa que la escolaridad y la edad tienen una marcada tendencia según el nivel de aversión, tanto para las mujeres,

como para los hombres, aunque con leves diferencias entre ambos sexos (ver Tabla 12). Se puede notar que existe una mayor diferencia por nivel de aversión al riesgo y género al estar casado con tendencia negativa y significativa, el tener hijos dentro y fuera del hogar (en matrimonio o convivencia o fuera ellas) con tendencia positiva pero no significativa.

**Tabla 12.** Detalle de variables según el nivel de aversión al riesgo y género.

VARIABLES	Nivel de aversión, MUJER				Nivel de Aversión, HOMBRE			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[1]	[2]	[3]	[4]
Observaciones	446	217	152	1711	628	251	179	1613
Escolaridad [Años]	12,0	12,1	13,1	11,0	11,5	11,6	12,6	10,7
Edad [Años]	39,1	39,6	36,6	41,9	37,8	38,9	37,1	40,1
Percepción de Salud [Mala = 1 a Excelente = 6]	4,0	4,1	4,2	3,8	4,2	4,2	4,4	4,0
Casado [Sí = 1]	0,21	0,16	0,19	0,17	0,29	0,24	0,23	0,28
Hijos en el Hogar [Sí = 1]	0,22	0,24	0,24	0,23	0,29	0,30	0,26	0,32
Hijos fuera del Hogar [Sí = 1]	0,07	0,04	0,07	0,09	0,08	0,08	0,07	0,09
Ingreso laboral [M\$]	181,09	184,2	237,44	163,89	308,52	299,33	302,35	244,08
Cálculo de porcentajes [Aprobado = 1]	0,50	0,58	0,62	0,47	0,56	0,63	0,73	0,57
Está Trabajando [Sí = 1]	0,72	0,71	0,75	0,66	0,90	0,90	0,91	0,88
Categoría ocupacional [Cuenta propia = 1]	0,16	0,14	0,07	0,11	0,23	0,24	0,25	0,22

Fuente: Elaboración propia EPS 2006. [1] Bajo; [2] Medio bajo; [3] Medio alto; [4] Alto

Otras variables como el ingreso laboral, el cálculo de porcentaje y el estar trabajando tienen un comportamiento cóncavo en los niveles de aversión, mientras que la edad y la categoría ocupacional presenta una conducta convexa, la cual podría estar ocurriendo por la concentración dispar de las observaciones o el hecho que no se está controlando por ninguna otra variable salvo los niveles de aversión al riesgo y el género.

Los hombres presentan una distribución de ingreso promedio más alta que las mujeres por nivel de aversión, aunque ambos coinciden en que a menor ingreso promedio mayor es el nivel de aversión en forma significativa, tal y como se observa en la Tabla 12. El porcentaje de mujeres casadas es menor en los niveles más bajos de aversión al riesgo, por lo que el matrimonio podría ser visto como una forma de compartir los riesgos, tal y como lo indican Bellante y Green (2004), lo mismo ocurre con los varones aunque estos a una tasa mayor, aunque no todas las diferencias resultaron ser significativas. El porcentaje de encuestados con hijos en el hogar (matrimonio o convivencia) es mayor que el de aquéllos que los tienen fuera del hogar (sin matrimonio o convivencia), no obstante, en el caso de las mujeres estos porcentajes no cambian entre los niveles de aversión, pero en el caso de los hombres se da un aumento de porcentaje en los niveles más altos, en forma significativa, aunque marginal.

La edad promedio por nivel de aversión al riesgo no presenta mayor diferencia en las mujeres, sin embargo, en el caso de los hombres el promedio de edad sí difiere, entre el nivel más bajo y el más alto

en forma significativa, aunque la diferencia es de un par de años solamente.

Tal y como se observa en la Tabla 12, existe una estrecha diferencia entre la proporción que hace bien un cálculo de porcentaje entre mujeres y hombres. Sin embargo, este porcentaje de respuestas correctas disminuye a mayor nivel de aversión al riesgo, aunque este resultado no es significativo a nivel muestral. Una posible explicación es que al no ser capaz de cuantificar el riesgo, éstos lo sobrevaloran, pareciendo más renuentes al riesgos de los que realmente podrían ser (Lusardi, 2012).

## 5.2. Estimaciones de los niveles de aversión al riesgo.

El modelo propuesto en la ecuación (1) considerará que los errores se distribuyen en forma normal, condición bajo la cual es posible utilizar el método Probit ordenado. Esta estimación indica el signo del efecto, por ejemplo, la un año más de escolaridad resulta positivo en la aversión al riesgo (ver Tabla A.10 y A11 en anexo), por lo tanto,  $\Pr(\sigma = 0)$  debe disminuir, mientras que  $\Pr(\sigma = 3)$  debe aumentar, pero no es claro lo que ocurre con los niveles intermedios,  $\Pr(\sigma = 1)$  y  $\Pr(\sigma = 4)$ , los cuales también se deben estimar. Los resultados de las estimaciones de los efectos marginales se encuentran en la Tabla 13 y, por grupo etario en la Tabla 14.

Se estimó el modelo de la ecuación (1) según la estrategia definida en la ecuación (4), primero yendo del modelo (i) al modelo (Todos)<sup>37</sup>, los cuales van agregando un grupo mayor de variables de acuerdo a las definidas en el Cuadro 1. Estos modelos tienen el objetivo de mostrar la robustez de las estimaciones en la medida que se controla por más variables. Luego de esta presentación se muestran los modelos (Mujer) y (Hombre) que separan por género.

Guiso y Paiella (2006) y Wilson (2008) encuentran que las características del individuo como: género, edad, y nivel de escolaridad manifiestan diferencias en el grado de aversión al riesgo. Al igual que ellos, se encontró que en promedio el ser mujer aumenta la probabilidad de estar en un nivel menor de renuencia al riesgo, con efectos marginales significativos en todos los niveles (ver Tabla 13). De la misma Tabla, también se observa que a un año más de educación hace más probable manifestar un menor nivel de aversión al riesgo, aunque al parecer impacta más en los hombres.

Se puede observar de la Tabla 13 que un año más de edad aumenta la probabilidad de que las personas exhiben una mayor aversión al riesgo, lo cual al parecer tiene mayor efecto en el sexo masculino, así

---

<sup>37</sup> Los detalles de las estimaciones Probit Ordenado de los modelos se encuentran en el Anexo Tabla A.10. En particular el modelo **Todos**, **Mujer** y **Hombre**, fueron la base de estimación para los efectos marginales.

que por un lado el grupo etario adulto mayor parece revelar una mayor aversión al riesgo que el grupo joven. Posiblemente la experiencia adquirida con la edad ha tenido tal influencia en las mujeres que manifestando una mayor aversión al riesgo aunque ésta no cambia tanto como en los varones, llegando a tener el mismo nivel de aversión al riesgo promedio.

Bellante y Green (2004) explican que vivir en sociedad tiene sus riesgos, por ello tener con quien compartirlos debiera hacer que la persona se muestre menos renuente al riesgo, lo cual resulta complejo de concluir con una muestra de cohorte transversal. Se puede observar en las estimaciones de la Tabla 13 que el estar casado reduce la probabilidad de encontrarse en un nivel alto de aversión al riesgo (-0,068 y significativo, congruente con los otros niveles de aversión al riesgo), sin embargo, este resultado es menor en la mujer. Esto podría dar sustento a la especulación presentada anteriormente de que los jóvenes y los más adultos enfrentan de forma distinta sus compromisos, suponiendo que un grupo etario más añoso debiera tener un porcentaje mayor de encuestados casados.

También se encontró que tener hijos en el hogar manifiesta una mayor aversión al riesgo, aunque acentuado en los hombres, pero tener hijos fuera del hogar exhibe un mayor nivel de aversión al riesgo, pero más marcado en las mujeres. Posiblemente esté relacionado con la percepción de salud, ya que tener una buena percepción de salud aumenta la probabilidad de ser menos renuente al riesgo, lo que concuerda con lo señalado por Hammitt, Haninger y Treich (2009).

**Tabla 13.** Efectos marginales probit ordenado de la aversión al riesgo y según género.

Efectos Marginales Probit Ordenado: Aversión al riesgo, con robustez				
VARIABLES [Todos]	[1]	[2]	[3]	[4]
Género [Hombre=1]	0,0502*** (0,0108)	0,0106*** (0,0023)	0,005*** (0,0011)	-0,0657*** (0,0141)
Escolaridad [Años]	0,0064*** (0,0015)	0,0014*** (0,0003)	0,0006*** (0,0002)	-0,0084*** (0,002)
Edad [Años]	-0,0014*** (0,0005)	-0,0003*** (0,0001)	-0,0001*** (0)	0,0019*** (0,0006)
Percepción de Salud [Regular = 1]	0,0162 (0,0129)	0,0034 (0,0027)	0,0016 (0,0013)	-0,0212 (0,0168)
Percepción de Salud [Buena = 1]	0,0518*** (0,015)	0,0109*** (0,0032)	0,0051*** (0,0015)	-0,0679*** (0,0196)
Casado [Sí = 1]	0,05*** (0,0175)	0,0105*** (0,0037)	0,005*** (0,0017)	-0,0655*** (0,0228)
Hijos en el Hogar [Sí = 1]	-0,0396** (0,0157)	-0,0084** (0,0033)	-0,0039** (0,0016)	0,0519** (0,0205)
Hijos fuera del Hogar [Sí = 1]	-0,0541*** (0,0193)	-0,0114*** (0,0041)	-0,0054*** (0,0019)	0,0709*** (0,0253)
Ingreso laboral [MM\$]	0,0274* (0,0164)	0,0058* (0,0035)	0,0027* (0,0016)	-0,0359* (0,0215)
Categoría ocupacional [Cuanta propia = 1]	0,0385*** (0,013)	0,0081*** (0,0028)	0,0038*** (0,0013)	-0,0504*** (0,0171)
Efectos Marginales Probit Ordenado: Aversión al riesgo MUJERES				
Escolaridad [Años]	0,008*** (0,0021)	0,002*** (0,0005)	0,001*** (0,0003)	-0,0111*** (0,0028)
Edad [Años]	-0,0014** (0,0006)	-0,0004** (0,0002)	-0,0002** (0,0001)	0,002** (0,0009)
Percepción de Salud [Regular = 1]	-0,0037 (0,0162)	-0,001 (0,0042)	-0,0005 (0,0021)	0,0052 (0,0224)
Percepción de Salud [Buena = 1]	0,0357* (0,0197)	0,0092* (0,0051)	0,0046* (0,0025)	-0,0494* (0,0272)
Casado [Sí = 1]	0,0544** (0,0245)	0,0139** (0,0063)	0,0069** (0,0031)	-0,0752** (0,0338)
Hijos en el Hogar [Sí = 1]	-0,037* (0,0212)	-0,0095* (0,0054)	-0,0047* (0,0027)	0,0513* (0,0293)
Hijos fuera del Hogar [Sí = 1]	-0,0703*** (0,0268)	-0,018** (0,007)	-0,009** (0,0035)	0,0973*** (0,0371)
Ingreso laboral [MM\$]	-0,0234 (0,0276)	-0,006 (0,0071)	-0,003 (0,0035)	0,0323 (0,0382)
Categoría ocupacional [Cuanta propia = 1]	0,0589*** (0,0203)	0,0151*** (0,0053)	0,0075*** (0,0026)	-0,0815*** (0,028)
Efectos Marginales Probit Ordenado: Aversión al riesgo HOMBRES				
Escolaridad [Años]	0,0052** (0,0023)	0,0009** (0,0004)	0,0004** (0,0002)	-0,0066** (0,0029)
Edad [Años]	-0,0016** (0,0008)	-0,0003** (0,0001)	-0,0001** (0,0001)	0,002** (0,001)
Percepción de Salud [Regular = 1]	0,0428** (0,0202)	0,0075** (0,0036)	0,0033** (0,0016)	-0,0536** (0,0253)
Percepción de Salud [Buena = 1]	0,0751*** (0,0228)	0,0132*** (0,0041)	0,0058*** (0,0018)	-0,0941*** (0,0285)
Casado [Sí = 1]	0,0484* (0,0265)	0,0085* (0,0047)	0,0037* (0,002)	-0,0606* (0,0332)
Hijos en el Hogar [Sí = 1]	-0,0459** (0,023)	-0,0081** (0,0041)	-0,0035** (0,0018)	0,0576** (0,0288)
Hijos fuera del Hogar [Sí = 1]	-0,0369 (0,0283)	-0,0065 (0,005)	-0,0028 (0,0022)	0,0462 (0,0354)
Ingreso laboral [MM\$]	0,0573*** (0,0214)	0,0101*** (0,0039)	0,0044** (0,0017)	-0,0718*** (0,0268)
Categoría ocupacional [Cuanta propia = 1]	0,0279 (0,0174)	0,0049 (0,0031)	0,0021 (0,0014)	-0,0349 (0,0218)

\* Significativo al 10%; \*\* Significativo al 5%; \*\*\* Significativo al 1%; ( ) Desviación estándar muestral. Niveles de aversión al riesgo [1] Bajo; [2] Medio bajo; [3] Medio alto; [4] Alto

El ingreso laboral resulta negativo con la aversión al riesgo, lo que concuerda con lo expuesto por Holt y Laury (2002), Guisso y Paiella (2008) y Anderson y Mellor (2008). Sin embargo, el ingreso parece

no tener influencia en el cambio de nivel de aversión al riesgo en la mujer, mientras que en los hombres resulta ser negativo y significativo (ver Tabla 13). El estar trabajando resultó significativo al 5%, lo que concuerda con Drewianka (2008), además el ser trabajador por cuenta propia hace más probable la manifestación de un nivel de aversión al riesgo menor.

**Tabla 14.** Efectos marginales Probit Ordenado según grupo etario.

Efectos Marginales Probit Ordenado: Aversión al riesgo, con robustez				
VARIABLES [Todos]	[1]	[2]	[3]	[4]
<b>Grupo etario de 20 a 39 años de edad</b>				
Género [Hombre=1]	0,0422*** (0,0148)	0,0079*** (0,0028)	0,0039*** (0,0014)	-0,054*** (0,0188)
Escolaridad [Años]	0,0073*** (0,0025)	0,0014*** (0,0005)	0,0007*** (0,0002)	-0,0094*** (0,0031)
Percepción de Salud [Regular = 1]	0,0138 (0,0208)	0,0026 (0,0039)	0,0013 (0,0019)	-0,0177 (0,0266)
Percepción de Salud [Buena = 1]	0,0546** (0,0224)	0,0102** (0,0042)	0,0051** (0,0021)	-0,0699** (0,0287)
Casado [Sí = 1]	-0,0001 (0,0251)	0,0000 (0,0047)	0,0000 (0,0023)	0,0002 (0,0321)
Hijos en el Hogar [Sí = 1]	-0,0088 (0,0231)	-0,0016 (0,0043)	-0,0008 (0,0021)	0,0112 (0,0296)
Hijos fuera del Hogar [Sí = 1]	-0,0505** (0,0241)	-0,0095** (0,0045)	-0,0047** (0,0023)	0,0646** (0,0308)
Ingreso laboral [MM\$]	0,0479** (0,0217)	0,009** (0,0041)	0,0044** (0,002)	-0,0613** (0,0277)
Categoría ocupacional [Cuanta propia = 1]	0,0189 (0,0204)	0,0035 (0,0038)	0,0018 (0,0019)	-0,0242 (0,0261)
<b>Grupo etario de 40 a 54 años de edad</b>				
Género [Hombre=1]	0,0765*** (0,0213)	0,0164*** (0,0048)	0,0075*** (0,0023)	-0,1004*** (0,0278)
Escolaridad [Años]	0,0051* (0,0028)	0,0011* (0,0006)	0,0005* (0,0003)	-0,0067* (0,0037)
Percepción de Salud [Regular = 1]	0,0179 (0,0216)	0,0038 (0,0046)	0,0018 (0,0021)	-0,0235 (0,0283)
Percepción de Salud [Buena = 1]	0,0274 (0,0276)	0,0059 (0,0059)	0,0027 (0,0027)	-0,036 (0,0362)
Casado [Sí = 1]	0,0968*** (0,0325)	0,0208*** (0,007)	0,0095*** (0,0033)	-0,1271*** (0,0422)
Hijos en el Hogar [Sí = 1]	-0,0764*** (0,0281)	-0,0164*** (0,006)	-0,0075*** (0,0028)	0,1002*** (0,0365)
Hijos fuera del Hogar [Sí = 1]	-0,0392 (0,0416)	-0,0084 (0,0089)	-0,0038 (0,0041)	0,0514 (0,0545)
Ingreso laboral [MM\$]	-0,028 (0,0345)	-0,006 (0,0074)	-0,0027 (0,0034)	0,0367 (0,0452)
Categoría ocupacional [Cuanta propia = 1]	0,0701*** (0,0209)	0,015*** (0,0046)	0,0068*** (0,0022)	-0,092*** (0,0273)
<b>Grupo etario de 55 a 75 años de edad</b>				
Género [Hombre=1]	0,0305 (0,0257)	0,0097 (0,0081)	0,0031 (0,0027)	-0,0432 (0,0364)
Escolaridad [Años]	0,0042 (0,0026)	0,0013 (0,0008)	0,0004 (0,0003)	-0,006 (0,0037)
Percepción de Salud [Regular = 1]	0,0199 (0,0228)	0,0063 (0,0072)	0,002 (0,0023)	-0,0282 (0,0323)
Percepción de Salud [Buena = 1]	0,0672* (0,0343)	0,0213* (0,011)	0,0069* (0,0037)	-0,0954** (0,0484)
Casado [Sí = 1]	0,1015*** (0,0359)	0,0322*** (0,0117)	0,0103*** (0,0039)	-0,144*** (0,0502)
Hijos en el Hogar [Sí = 1]	-0,0506* (0,0305)	-0,0161* (0,0097)	-0,0052 (0,0032)	0,0718* (0,043)
Hijos fuera del Hogar [Sí = 1]	-0,1279* (0,0652)	-0,0406** (0,0205)	-0,013* (0,0069)	0,1816** (0,0914)
Ingreso laboral [MM\$]	-0,0002 (0,0338)	-0,0001 (0,0107)	0,0000 (0,0034)	0,0002 (0,048)
Categoría ocupacional [Cuanta propia = 1]	0,009 (0,0278)	0,0029 (0,0089)	0,0009 (0,0028)	-0,0128 (0,0395)

\* Significativo al 10%; \*\* Significativo al 5%; \*\*\* Significativo al 1%; ( ) Desviación estándar muestral. Niveles de aversión al riesgo [1] Bajo; [2] Medio bajo; [3] Medio alto; [4] Alto

Los resultados de la Tabla 14 muestran que las mujeres son significativamente más aversas al riesgo que los hombres en el grupo joven (20 a 39 años de edad) y adulto (40 a 54 años de edad), sin embargo, esta diferencia no resulta ser significativa en el grupo de adultos mayores (55 a 75 años de edad), aun cuando el grupo más joven manifiesta en promedio menos renuencia al riesgo que el grupo más veterano (ver Tabla A.11 en anexo). Esto concuerda con lo presentado por Barsky et. al (1997) y Guiso y Paiella (2008) de que la aversión al riesgo se expresa en forma distinta entre grupos etarios, no obstante, al parecer no se exhibe de la misma forma en cada sexo.

El estar casado y tener hijos en el hogar no resulta significativo en el grupo de jóvenes, pero sí en los adultos, aunque en el adulto mayor el tener hijos resulta un poco menos significativo, tal y como se observa en la Tabla 14. Por otro lado, el ingreso laboral y una buena percepción de salud resultan ser significativos en los jóvenes, lo que se va perdiendo en los grupos de mayor edad, del mismo modo trabajar en forma independiente la probabilidad de manifestar una menor aversión al riesgo en forma significativa en el grupo adulto. Esto podría estar indicando que la aversión al riesgo se expresa de manera distinta según se van adquiriendo compromisos con la edad, aunque esto también podría deberse a que cada generación ve de distinta manera sus responsabilidades.

El estar trabajando revela una menor aversión al riesgo en forma significativa al 5% en promedio (ver Tabla A.10 y A.11, anexo), aunque trabajar por cuenta propia también manifiesta una menor aversión al riesgo, lo cual también podría explicarse por el sesgo de status quo (Samuelson y Zeckhauser, 1988), ya que este grupo estaría más consciente del costo de cambiarse de empleo, tal como se evidencia en Kimball et al. (2008).

La aversión al riesgo no resultó ser significativa en aquéllos que poseen instrumentos financieros, en el porcentaje de respuestas correctas en el cálculo de porcentaje, división de loterías o cálculos de interés compuesto, lo que podría deberse al bajo porcentaje de encuestados que cumplían con estas condiciones (ver Tablas A.10 y A.11, anexo). Por otro lado, el consumir alcohol o fumar tampoco presenta relación significativa con cambios en el nivel promedio de aversión al riesgo, aunque este resultado no concuerda con lo presentado por Anderson y Mellor (2008), donde los fumadores presentan un nivel menor de aversión al riesgo, al igual que el consumo de alcohol.



## VI. CONCLUSIONES.

La utilización de auto-reportes sobre la selección de una lotería en la Encuesta de Protección Social en su versión 2006 permitió establecer categorías para la aversión al riesgo, lo cual funcionó como una medida del grado de ésta. Se encontraron cuatro niveles de renuencia al riesgo los que van desde un nivel bajo [1] a un nivel alto [4] (ver Tabla 1). Sin embargo, sin importar la forma condicional en que se agruparan los encuestados, la distribución de los niveles de aversión al riesgo tiende a concentrarse en el nivel más alto de ésta, lo que concuerda con lo encontrado por Guiso y Paiella (2006).

A partir de los resultados se encontró que las mujeres tienen mayor probabilidad de estar en un nivel alto de aversión al riesgo (-0,0657 y significativo). Sin embargo, esta diferencia no se presenta de igual forma en los distintos grupos etarios, a tal punto que en el grupo etario entre los 55 y 75 años ésta resulta prácticamente nula (-0,0432 no significativo), lo cual nos indicaría que generacionalmente existe diferencia en la forma de exteriorizar la renuencia al riesgo.

Se encontró que un año más de escolaridad hace menos probable ser más averso al riesgo, pero un año más de edad aumenta la probabilidad de manifestar un nivel más alto de aversión al riesgo (0,0019 y significativo), aunque en el menor nivel de aversión al riesgo se acentúa más en el sexo masculino (-0,0016 y significativo). Posiblemente la experiencia adquirida ha tenido tal influencia en los hombres que su mayor aversión al riesgo cambia más que en las mujeres.

El porcentaje de encuestados con hijos en el hogar resulta mucho mayor que el de aquéllos que los tienen fuera del hogar, sin embargo, en el caso de la mujer, tener hijos dentro o fuera del hogar aumenta la probabilidad de manifestar un mayor nivel de aversión al riesgo, mientras que en el caso de los hombres esta probabilidad se da con significancia en el caso de los hijos dentro del hogar. Además, se encontró que el estar casado reduce la probabilidad de encontrarse en un nivel alto de aversión al riesgo (-0,068 y significativo), siendo más reducido en la mujer. Sin embargo, el estar casado y tener hijos en el hogar no resulta significativo en el grupo de jóvenes, pero sí en el grupo etario más adulto. Esto podría apoyar la especulación de que la aversión al riesgo se manifiesta de forma distinta en la medida que se van adquiriendo compromisos, aunque podrían ser sólo diferencias generacionales.

Por otro lado, los resultados indican que el ingreso laboral y una buena percepción de salud resultaron ser significativos en los jóvenes, pero no en los grupos etarios de mayor edad. Entonces, los distintos grupos etarios manifiestan de manera distinta la renuencia al riesgo, siendo una posible explicación la influencia de la experiencia adquirida mientras envejecemos.

Las estimaciones realizadas en este artículo están sujetas a una muestra de cohorte transversal, por lo que sus extensiones son limitadas, sin embargo, esto nos permitió presentar de una forma simplificada, que la aversión al riesgo no se manifiesta de la misma forma por grupo etario, y que al parecer los hombres se ven más afectados que las mujeres en este cambio. No obstante, sólo podemos especular con respecto a la causa de este cambio en el nivel de aversión al riesgo. Por ejemplo, el grupo de mayor edad tiene un mayor número de compromisos que los más jóvenes, el porcentaje de casados y que tienen hijos es mayor, lo cual podría ser una explicación. Por lo tanto, una extensión natural de este trabajo es empalmar estos hallazgos a un modelo dinámico, lo que podría ayudar a develar la dirección de las causalidades o su evolución en el tiempo.

Las preguntas de la EPS que fueron utilizadas para generar la medida de aversión al riesgo, se limitan a seleccionar una lotería entre alternativas, tal como se realizó en la HRS y la SHIW, aunque en esta última encuesta se incluye una pregunta dirigida a cuánto estaría dispuesto a pagar por asegurar cierto monto. Sin embargo, aunque no todos los encuestados responden a esta pregunta, sería un buen aporte incluirlas a la EPS. Se recomienda que la pregunta sea dirigida a ofrece una prima por un riesgo específico y preguntar cuánto cree que debería asegurar esta prima dentro de un periodo determinado, para evitar la no respuesta y puntualizar más lo que se espera en el futuro, evitando así el sesgo de status quo.

## **Bibliografía. Chile: Pensión anticipada, impaciencia y aversión al riesgo.**

Au, A., O. Mitchell y J. Phillips (2005), "Saving shortfalls and delayed retirement", *Working Paper*, N° WP-094, Michigan, Michigan Retirement Research Center, Universidad de Michigan.

Bleichrodt, H. y J. Quiggin (1999), "Life-cycle preferences over consumption and health: when is cost-effectiveness analysis equivalent to cost-benefit analysis?", *Journal of Health Economics*, vol. 18, N° 6, Amsterdam, Elsevier.

Chai, J. y otros (2009), "Extending life cycle models of optimal portfolio choice: integrating flexible work, endogenous retirement, and investment decisions with lifetime payouts", *NBER Working Paper*, N° 15079, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.

Deaton, A. y J. Muellbauer (1980), "An almost ideal demand system", *American Economic Review*, vol. 70, N° 3, Nashville, Tennessee, American Economic Association.

Diamond, P. y B. Köszegi (2003), "Quasi-hyperbolic discounting and retirement", *Journal of Public Economics*, vol. 87, N° 9-10, Amsterdam, Elsevier.

Engen, E.M, W.G. Gale y C. Uccello (1999), "The adequacy of retirement saving", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 30, N° 2, Washington, D.C., The Brookings Institution.

French, E. (2005), "The effects of health, wealth, and wages on labour supply and retirement behavior", *Review of Economic Studies*, vol. 72, N° 2, John Wiley & Sons.

Guiso, L. y M. Paiella (2008), "Risk aversion, wealth, and background risk", *Journal of the European Economic Association*, vol. 6, N° 6, Cambridge, Massachusetts, MIT Press.

\_\_\_\_\_ (2006), "The role of risk aversion in predicting individual behavior", *Insurance: Theoretical Analysis and Policy Implications*, P. Chiappori y C. Gollier (eds.), CESifo.

Gustman, A. y T. Steinmeier (2005), "The social security early entitlement age in a structural model of retirement and wealth", *Journal of Public Economics*, vol. 89, N° 2-3, Amsterdam, Elsevier.

Hairault, J-O., F. Langot y T. Sopraseuth (2010), "Distance to retirement and older workers' employment: the case for delaying the retirement age", *Journal of the European Economic Association*, vol. 8, N° 5, Cambridge, Massachusetts, MIT Press, septiembre.

Hammit, J., K. Haninger y N. Treich (2005), "The effects of health and longevity on risk tolerance", Boston, Harvard Center for Risk Analysis.

Hensher, D., P. Barnard y P. Truong (1988), "The role of stated preference methods in studies of travel choice", *Journal of Transport Economics and Policy*, vol. 22, N° 1, Bath, Universidad de Bath.

Mitchell, O. y J. Phillips (2000), "Retirement responses to early social security benefit reductions", *Working Paper*, N° WP-006, Michigan, Michigan Retirement Research Center, Universidad de Michigan.

Nalebuff, B. y R. Zeckhauser (1985), “Pensions and the retirement decision”, *Pensions, Labor, and Individual Choice*, David A. Wise (comp.), Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.

Nordhaus, W.D. (2002), “The health of nations: the contribution of improved health to living standars”, *NBER Working Paper*, N° 8818, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.

Poterba, J., J. Rauh y S. Venti (2005), “Utility evaluation of risk in retirement saving accounts”, *Analyses in the Economics of Aging*, Chicago, University of Chicago Press.

## **Bibliografía. Determinantes de la contratación de un seguro de vida: una aplicación al caso chileno.**

Campbell, R. (1980), "The demand for life insurance: An application of the Economics of Uncertainty". *The Journal of Finance*, Vol. 35, No. 5, pp 1155-1172.

Claessens, S., Kose, M.A. y Terrones, M.E. (2010), "Recessions and financial disruptions in emerging markets: A bird's eye view". Central Bank of Chile, Working papers No. 585.

Cubeddu, L. and Ríos-Rull, J.V. (2005), "Families as Shocks". *Journal of the European Economic Association*. Vol. 1, pp. 671-682.

Deaton, A. & Muellbauer, J. (1980). "Economics and consumer Behavior". Cambridge University Press, Cambridge.

Economides, N. (1982), "The demand for life insurance: An application of the economics of uncertainty: A comment". *Journal of Finance*, Vol. 37, No. 5, pp. 1305 – 1309.

Finkelstein, A. y Poterba, (2006), "Testing for adverse selection with unused observables". NBER Working Papers 12112, National Bureau of Economic Research, Inc.

Fisher, S. (1973), "A life cycle model of life insurance purchases", *International Economic Review*, Vol. 14, No. 1, pp. 132-152.

Fisher, T. (2007), "A law of large numbers approach to valuation in life insurance". *Insurance: Mathematics and Economics*. Vol. 40, pp 35-57.

Friedman, B. (1974), "Risk aversion and the consumer choice of health insurance option", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 56, No. 2, pp. 209-214.

Gollier, C. (2005) "Optimal Illusions and decisions under risk". University of Toulouse, CESifo working paper No. 1382.

Gollier, C. (2006) "Does ambiguity aversion reinforce risk aversion? Applications to portfolio choices and asset prices". University of Toulouse.

Guiso, L. y Paiella, M. (2006), "The Role of Risk Aversion in Predicting Individual Behavior", In: P. Chiappori and C. Gollier (eds.), *Insurance: Theoretical Analysis and Policy Implications*, CESifo.

Guiso, L. y Paiella, M. (2008), "Risk aversion, wealth, and background risk". *Journal of the European Economic Association*. Vol. 6, pp. 1109 – 1150.

Hakanson, N. H. (1969). "Optimal investment and consumption strategies under risk, an uncertain lifetime, and insurance". *International Economic Review*, Vol. 10, No. 3, pp. 443-466.

Hammitt, Haninger y Treich, (2005), "The effects of health and longevity on risk tolerance". Harvard Center for Risk Analysis.

Hensher, D., Bernard, P., Truong, P. (1988). "The role of stated preference methods in studies of travel choice". *Journal of Transport Economics and Policy*. Vol. 22, No. 1, pp. 45-58.

Hong, J., Ríos\_Rull, J.V. (2006), "Life insurance and household consumption". Working paper.

Kunreuther, H. y Pauly, M. (2005), "Insurance decision-making and market behavior". *Foundations and Trends in Microeconomics*, Vol. 1 No. 2, pp. 63-127.

Laury, S., Morgan, M., Swarthout, J.T., (2009), "Insurance decisions for low-probability losses", *Journal Risk Uncertain*, Vol. 39, pp. 17-44.

Love, D. (2008), "The effect of marital status and children on saving and portfolio choice". Working paper.

Merton, R. (1975), "Theory of finance from the perspective of continuous time". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 10, No. 4, pp. 659-674.

Ruiz-Tagle, J., Tapia, P. (2011), "Chile: early retirement, impatience and risk aversion". *CEPAL Review*, No. 105, pp- 103-121.

Scholz, J. and Seshadri, A. (2007), "Children and household wealth". University of Michigan Retirement Research Center. Working paper.

Showers, V., Shottick, J. (1994), "The effects of household characteristics on demand for insurance: A tobit analysis". *The Journal of Risk and Insurance*. Vol. 61, No. 3, pp 492 – 502.

Slovic, P., Fischhoff, B., Lichtenstein, S., Corrigan, B., Combs, B. 1977 "Preference for insuring against probable small losses: Insurance Implications". *The Journal of Risk and Insurance*, Vol. 44, No. 2, pp. 237-258.

Truett, B. y Truett, J. (1990), "The demand for life insurance in Mexico and the United States: A comparative Study". *The Journal of Risk and Insurance*, vol. 57, No. 2, pp. 321-328.

Yaari, M.E. (1965), "Uncertain lifetime, life insurance and the theory of the consumer". *The Review of Economic Studies*, Vol. 32, pp. 137-150.

Zaglauer, K. y Bauer, D. (2008), "Risk-neutral valuation of participating life insurance contracts in a stochastic interest rate environment". *Insurance: Mathematics and Economics*, vol. 43, pp. 29-40.

## **Bibliografía. ¿Son realmente las mujeres más aversas al riesgo que los hombres?**

Ammon, N. y Bernasek, A. (1998), “Are women more risk averse?”. *Economic Inquiry*. Vol. 36, pp. 620 – 630.

Anderson, L.R. y Mellor, Jennifer (2008), “Predicting health behaviors with an experimental measure of risk preference”. *Journal of Health Economics*, Vol. 27, pp. 1260-1274.

Barsky, R., Juster, F.T., Kimball, M. y Shapiro, M. (1997), “Preference parameters and behavioral heterogeneity: an experimental approach in the health and retirement study”. Survey Research Center and Department of Economics, University of Michigan.

Bellante, D. y Green, C. (2004), “Relative risk aversion among the elderly”. *Review of Financial Economics*. Vol. 13, pp. 269 – 281.

Belzil, C. y Leonardi, M. (2007), “Can risk aversion explain schooling attainments? Evidence from Italy. *Labour Economics* No. 14, pp. 957 – 970.

Bosch\_Domenech, A., Silvestre, J. (1999), “Does risk aversion or attraction depend on income? An Experiment”. *Economics Letters* Vol. 65, pp. 265-273.

Brunello, G. (2000), “Absolute risk aversion and the returns to education”. IZA Discussion Paper No. 192.

Cox, J.C. y Sadiraj, V (2001), “Risk aversion and expected-utility theory: Coherence for small-and large-stakes gambles. Publisher: University of Arizona.

De Paola, M. (2010), “The determinants of risk aversion: The role of intergenerational transmission”. WP No. 16.

Diaz-Serrano, L. y O’Neill (2004), “An empirical note on the relationship between unemployment and risk-aversion”. Working Paper No. 136.

French, E. (2005), “The effects of health, Wealth, and wages on labour supply and retirement behavior”. Federal Reserve Bank of Chicago, review of economic studies 72, 395-427.

Gneezy, U. y Rustichini, A., (2004), “Gender and competition at a young age”. *The American Economic Review*. Vol. 94, No. 2, pp. 377 – 381.

Guiso, L. y Paiella, M. (2006), “The Role of Risk Aversion in Predicting Individual Behavior”, In: P. Chiappori and C. Gollier (eds.), *Insurance: Theoretical Analysis and Policy Implications*, CESifo.

Guiso, L. y Paiella, M. (2008), “Risk aversion, wealth, and background risk”. *Journal of the European Economic Association*. Vol. 6, pp. 1109 – 1150.

Hammitt, Haninger y Treich, (2009), “The effects of health and longevity on financial risk tolerance”. *The Geneva Risk and Insurance Review*, Vol. 34, pp. 117-139.

Holt, C. y Laury, S. (2002), “Risk aversion and incentive effects”. *American Economic Review*, Vol.

92, No. 5, pp. 1644-1655.

Holt, C. y Laury, S. (2005), "Risk aversion and incentive effects: New data without order effects". *American Economics Review*, Vol. 95, No. 3, pp. 902-912.

Iglesias, J.R., Gonçalves, S., Abramson, G. y Vega, J.L. (2004), "Correlation between risk aversion and wealth distribution". *Physica A*, Vol 342, pp. 186-192.

Isaac, R.M. y James, D. (2000), "Just who are you calling risk averse?". *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 22, No. 2, pp. 177-187.

Kimball, M., Sahm, C. y Shapiro, M. (2008), "Imputing risk tolerance from survey responses". *Journal of the American Statistical Association*. Vol 103, No. 483, pp. 1028 – 1038.

Levin, I.D., Anydes, M.A. y Chapman, D. (1988), "The interaction of experimental and situational factors and gender in a simulated risky decision-making task". *Journal of Psychology*. Vol. 122, No. 2, pp. 173-181.

Linde, J. y Sonnemans, J. (2011), "Social comparison and risky choices". *Journal Risk and Uncertain*, Vol. 44, pp. 45-72.

Love, D. (2008), "The effect of marital status and children on saving and portfolio choice". Working paper.

Lusardi, A. (2012). "Numeracy, financial literacy, and financial decision-making". WP 17821, National Bureau of Economic Research, Cambridge.

Müller, W. (2001), "Strategies, heuristics, and the relevance of risk-aversion in a dynamic decision problem". *Journal of Economic Psychology*, Vol. 22, pp. 493-522.

Picone, G., Sloan, F. y Taylor D. (2004), "Effects of risk and time preference and expected longevity on demand for medical test". *The Journal of Risk and Uncertainty*. Vol. 28:1, pp. 39 – 53.

Ruiz, J.L. y Tapia, P. (2012), "Determinants of hiring a life insurance: an application to the Chilean case". Working paper.

Ruiz-Tagle, J., Tapia, P. (2011), "Chile: early retirement, impatience and risk aversion". *CEPAL Review*, No. 105, pp- 103-121.

Samuelson, W. y Zeckhauser, R. (1988), "Status quo bias in decision making", *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 1, pp. 7-59.

Schubert, R., Brown, M., Guler, M. y Brachinger, H.W. (1999), "Financial decision-making: are women really more risk-averse?". *The American Economic Reviv.* Vol 89, No. 2, pp. 318-385.

Shaw, K. (1996), "An empirical analysis of risk aversion and income growth". *Journal of labor Economics*, Vol. 14, No. 4, pp. 626-653

Sutter, D. y Poitras, M. (2010), "Do people respond to low probability risk? Evidence from fornado risk and manufactured homes". *Journal Risk Uncertain*. Vol. 40, pp. 181 – 196.

Wang, P., 1994. "Brokers Still Treat Men Bet- ter Than Women." *Money*, 23(6), pp. 108-110.



Wilson, T. M. (2008), "The effects of gender, age, education, and risk tolerance on credit card balances". Working Paper (Honors undergraduate Thesis, Department of Finance. Miami University, Oxford, Ohio).

Yesuf, M. y Bluffstone, R. (2007), "Risk aversion in low income countries".IFPRI Discussion Paper 00715.

## ÍNDICE DE ILUSTRACIONES

### CAPITULO 1. Chile: Pensión anticipada, impaciencia y aversión al riesgo.

<b>Gráfico 1.</b> Relación entre valoración de la esperanza de vida y tasa de impaciencia.....	14
<b>Gráfico 2.</b> Menor valoración de la esperanza de vida debido al futuro incierto.....	14
<b>Gráfico 3.</b> Ingreso monetario promedio por edad en miles de pesos (M\$).....	19
<b>Gráfico 4.</b> Pensionados por trimestre con la rentabilidad promedio de las AFP entre 2004 y 2010.....	20
<b>Gráfico 5.</b> Esperanza de vida promedio según edad del encuestado, por hombre y mujer.....	24
<b>Gráfico 6.</b> Esperanza de vida promedio según edad del encuestado por estado de pensión para los hombres.....	24

### CAPITULO 2. Determinantes de la contratación de un seguro de vida: Una aplicación al caso Chileno.

<b>Figura 1.</b> Comportamiento de la impaciencia por asegurar la vida frente a un evento infortunado.....	53
<b>Figura 2.</b> Impaciencia por asegurar la vida, con el mismo umbral de seguridad.....	54

### CAPITULO 3. ¿Son las realmente las mujeres más aversas al riesgo que los hombres?

<b>Figura 1.</b> Aversión al riesgo agrupada por edad según género.....	72
<b>Figura 2.</b> Ingreso (laboral, capital y subsidio) promedio según edad.....	73

## ÍNDICE DE TABLAS Y CUADROS

### CAPITULO 1. Chile: Pensión anticipada, impaciencia y aversión al riesgo.

<b>Cuadro 1.</b> Definición del grupo de variables a considerar.....	25
<b>Cuadro 2.</b> Tipo de pensión declarada por los encuestados.....	21
<b>Cuadro 3.</b> Niveles de aversión entre pensionados y no pensionados.....	22
<b>Cuadro 4.</b> Participación de la aversión al riesgo, según pensión anticipada y edad legal.....	22
<b>Cuadro 5.</b> Esperanza de vida promedio en años por nivel de percepción de salud.....	23
<b>Cuadro 6.</b> Características de los pensionados a la edad legal y de los anticipados en la muestra.....	27
<b>Cuadro 7.</b> Estimación <i>probit</i> <sup>a</sup> con esperanza de vida.....	28
<b>Cuadro 8.</b> Estimación de los efectos marginales para variados modelos.....	29

### CAPITULO 2. Determinantes de la contratación de un seguro de vida: Una aplicación al caso Chileno.

<b>Tabla 1.</b> Número de compañía de seguros en Chile y de corredores de seguros.....	41
<b>Tabla 2.</b> Niveles de aversión al riesgo, entre pensionados y no pensionados.....	42
<b>Tabla 3.</b> Participación de los poseedores de seguro auto-reportados en la ESP 2006.....	43
<b>Tabla 5.</b> Participación de quienes han sufrido una hospitalización y poseen seguro de vida.....	45
<b>Tabla 6.</b> Participación del nivel de aversión al riesgo por hospitalización y grupo.....	45
<b>Tabla 7.</b> Poseedores de un seguro de vida hospitalizados por nivel de aversión al riesgo.....	46
<b>Tabla 8.</b> Estimación de los efectos marginales con robustez, sobre la decisión de tomar un seguro de vida.....	59
<b>Cuadro 1.</b> Definición del grupo de variables a considerar.....	56

CAPITULO 3. ¿Son las realmente las mujeres más aversas al riesgo que los hombres?

<b>Tabla 1.</b> Niveles de aversión al riesgo a nivel poblacional y por encuestados.....	70
<b>Tabla 2.</b> Distribución de la aversión al riesgo separada por género.....	71
<b>Tabla 3.</b> Distribución del nivel de aversión al riesgo según tramo de ingreso y género.....	72
<b>Tabla 4.</b> Distribución del nivel de aversión al riesgo según tramo de edad y género.....	73
<b>Tabla 5.</b> Distribución del nivel de aversión al riesgo según nivel de educación y género.....	73
<b>Tabla 6.</b> Participación del nivel de aversión al riesgo por condición laboral y género.....	74
<b>Tabla 7.</b> Participación del nivel de aversión al riesgo por categoría ocupacional y género.....	74
<b>Tabla 8.a.</b> Distribución del nivel de aversión al riesgo según si fuma o no y género.....	75
<b>Tabla 8.b.</b> Distribución del nivel de aversión al riesgo según si bebe alcohol o no y género.....	75
<b>Tabla 9.</b> Porcentaje de respuestas correctas a preguntas numérico-financieras según género.....	76
<b>Tabla 10.</b> Distribución del nivel de aversión al riesgo según regiones del país y género.....	76
<b>Tabla 11.</b> Detalle de variables según el nivel de aversión al riesgo.....	82
<b>Tabla 12.</b> Detalle de variables según el nivel de aversión al riesgo y género.....	83
<b>Tabla 13.</b> Efectos marginales probit ordenado de la aversión al riesgo y según género.....	86
<b>Tabla 14.</b> Efectos marginales Probit Ordenado según grupo etario.....	87
<b>Cuadro 1.</b> Definición del grupo de variables a considerar.....	81

## ANEXO. Chile: Pensión anticipada, impaciencia y aversión al riesgo

### Tablas complementarias

La Encuesta de Protección Social (EPS) del año 2006 presenta en el módulo J tres preguntas (de la j1\_1 a la j1\_3), la que agrupan a los entrevistados en cuatro niveles de aversión al riesgo, que van de un bajo nivel de aversión (1) a un alto nivel de aversión (4).

**CUADRO A.1. Distribución poblacional, por sexo, activo y pensionado, según nivel de aversión al riesgo.**

Nivel de aversión	Distribución población	Sexo		Trabajando		Pensionados	
		Mujeres	Hombres	No	Sí	No	Sí
1 (Bajo)	2.278.115	964.894	1.313.221	871.829	1.406.286	2.146.101	132.014
2 (Medio bajo)	985.508	464.222	521.286	398.050	587.458	905.571	79.937
3 [Medio alto]	750.826	361.057	389.769	327.635	423.191	708.212	42.614
4 [Alto]	7.478.283	3.975.611	3.502.672	3.360.807	4.117.476	6.789.315	688.968
TOTAL	11.492.732	5.765.784	5.726.948	4.958.321	6.534.411	10.549.199	943.533

*Fuente:* elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) de 2006.

**CUADRO A.2. Participación de los afiliados dentro de los sistemas de pensiones**

SISTEMA PREVISIONAL				
SISTEMA	Población		Pensionados	
	Nº	Porcentaje	Nº	Porcentaje
AFP	7.550.278	88,5	338.274	41,3
INP	849.219	10,0	421.799	51,5
CAPREDENA	25.260	0,3	9.123	1,1
DIPRECA	26.228	0,3	5.173	0,6
OTRO SISTEMA	81.157	1,0	44.543	5,4
TOTAL	8.532.142	100,0	818.912	100,0

*Fuente:* elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) de 2006. Población que autorreporta el sistema previsional al que pertenece.

AFP: administradoras de fondos de pensiones.

INP: Instituto de Normalización Previsional.

CAPREDENA: Caja de Previsión de la Defensa Nacional.

DIPRECA: Dirección de Previsión de Carabineros.

**CUADRO A.3. Pensionados mediante el sistema de AFP, separados por edad legal y en forma anticipada**

Razones por las que se pensionaron	Población de pensionados (en porcentajes)		
	Total	Edad legal [n=34.929]	Anticipados [n=51.556]
Para aumentar sus ingresos con nuevos proyectos laborales	24,9	8,5	36,0
Para usar fondos o excedentes de libre disposición	4,8	3,1	6,0
Lo convenció un agente de ventas	1,1	0,0	1,8
Por problemas de salud	21,5	24,3	19,5
Para dedicarse a otras actividades no laborales	6,0	3,6	7,6
Cumplió años de servicio (INP, DIPRECA o CAPREDENA)	8,7	15,4	4,2
La empresa le ofreció un plan de retiro	3,8	3,7	3,9
Porque realizaba trabajos pesados	0,5	0,0	0,7
Quedó sin trabajo y le quedaba poco tiempo para jubilar	5,9	0,2	9,3
Recibió regalo o dinero del agente de ventas	0,0	0,0	0,0
Cumplió edad legal de retiro	20,0	40,4	6,2
Otra razón	2,9	0,0	4,9
<b>TOTAL</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>

*Fuente:* elaboración propia sobre la base de la Encuesta de Protección Social (EPS) de 2006.

INP: Instituto de Normalización Previsional.

CAPREDENA: Caja de Previsión de la Defensa Nacional.

DIPRECA: Dirección de Previsión de Carabineros.

## ANEXO. Determinantes de la contratación de un seguro de vida: Una aplicación al caso chileno.

Tabla A.1. Total poseedores de seguro de vida a nivel poblacional en la EFH 2007

Género	POBLACION DE HOGARES		ENCUESTA	
	Posee seguro de vida		Posee seguro de vida	
	SÍ [Personas]	NO [Personas]	SÍ [Personas]	NO [Personas]
Mujer	261,706	1.195.374	309	1.128
Hombre	531,036	1.768.949	658	1.724
<b>TOTAL</b>	<b>792,742</b>	<b>2.964.323</b>	<b>967</b>	<b>2.852</b>

Fuente: Elaboración propia EFH 2007

Tabla A.2. Población con seguro de vida según nivel educacional de acuerdo a la EFH 2007

Nivel de educación	POBLACION DE HOGARES		ENCUESTA	
	Posee seguro de vida		Posee seguro de vida	
	SÍ [Personas]	NO [Personas]	SÍ [Personas]	NO [Personas]
Primario	59.075	766.906	59	635
Secundario	257.579	1.218.306	247	1.082
Terciario	476.088	979.111	661	1.135
<b>TOTAL</b>	<b>792.742</b>	<b>2.964.323</b>	<b>967</b>	<b>2.852</b>

Fuente: Elaboración propia EFH 2007

Tabla A.3. Población con seguro de vida en la EPS 2006, y por segmento de estudio (muestra)

Nivel de aversión Mayores de 18 años	POBLACIÓN		MUESTRA DE ESTUDIO	
	Posee seguro de vida		Posee seguro de vida	
	SÍ [Personas]	NO [Personas]	SÍ [Personas]	NO [Personas]
Bajo [1]	405.709	1.857.573	299.375	879.018
Medio Bajo [2]	198.446	778.232	149.554	423.059
Medio Alto [3]	131.022	616.302	110.254	348.221
Alto [4]	1.319.752	6.111.367	988.589	2.623.394
<b>TOTAL</b>	<b>2.054.929</b>	<b>9.363.474</b>	<b>1.547.772</b>	<b>4.273.692</b>

Fuente: Elaboración propia EPS 2006; El segmento para estudio comprende el 45% de la población

Tabla A.4. Total encuestados y muestra de estudio que han sido hospitalizados por seguro de vida

En los últimos 2 años a sido hospitalizado	ENCUESTA		MUESTRA	
	Posee seguro de vida		Posee seguro de vida	
	SÍ [Personas]	NO [Personas]	SÍ [Personas]	NO [Personas]
Sí	463	1.584	250	396
No	2.621	11.585	1.973	4.700
<b>TOTAL</b>	<b>3.084</b>	<b>13.169</b>	<b>2.223</b>	<b>5.096</b>

Fuente: Elaboración propia EPS 2006; La muestra de estudio comprende el 45% de los encuestados

Tabla A.5. Encuestados EPS 2006 por nivel de aversión al riesgo y hospitalización.

Nivel de aversión Mayores de 18 años	ENCUESTA		MUESTRA DE ESTUDIO	
	Ha sido hospitalizado		Ha sido hospitalizado	
	SÍ [Personas]	NO [Personas]	SÍ [Personas]	NO [Personas]
Bajo [1]	309	2.395	117	1.274
Medio Bajo [2]	132	1.058	42	579
Medio Alto [3]	96	756	40	470
Alto [4]	1.334	8.926	446	4.348
TOTAL	1.871	13.135	645	6.671

Fuente: Elaboración propia EPS 2006; La muestra de estudio comprende el 45% de los encuestados

Tabla A.6. Encuestados EPS 2006 por nivel de aversión, hospitalización y tenencia de un seguro de vida.

Nivel de aversión Mayores de 18 años	Tiene seguro de vida [30%]		No tiene seguro de vida [70%]	
	Hospitalizado	No hospitalizado	Hospitalizado	No hospitalizado
Bajo [1]	45	362	72	912
Medio Bajo [2]	15	163	27	416
Medio Alto [3]	12	147	28	323
Alto [4]	177	1.299	269	3.049
TOTAL	249	1.971	396	4.700

Fuente: Elaboración propia EPS 2006; La muestra representa 7.316 personas de 14.994 encuestados



Tabla A.7. Estimación probit de la decisión de tomar un seguro de vida.

Estimación de la decisión de tomar un seguro de vida, con Robustez						
VARIABLES	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
Género [Hombre=1]	0,0678** (0,0318)	0,0609* (0,0317)	0,0618* (0,0317)	-0,0042 (0,0381)	-0,0778* (0,0405)	-0,0779* (0,0404)
Escolaridad [Años]	0,0806*** (0,0212)	0,0794*** (0,0213)	0,0805*** (0,0212)	0,0745*** (0,0214)	0,0901*** (0,0221)	0,0896*** (0,022)
Escolaridad2	0,0002 (0,0009)	0,0003 (0,0009)	0,0002 (0,0009)	0,0006 (0,0009)	-0,0021** (0,001)	-0,0021** (0,001)
Edad [Años]	0,0587*** (0,0125)	0,0592*** (0,0125)	0,059*** (0,0125)	0,0236* (0,0135)	0,0075 (0,014)	0,0057*** (0,002)
Edad2	-0,0006*** (0,0002)	-0,0006*** (0,0002)	-0,0006*** (0,0002)	-0,0002 (0,0002)	0 (0,0002)	
<b>Alta aversión al riesgo [Sí=1]</b>	0,0886*** (0,0336)	0,0904*** (0,0336)		0,0818** (0,0338)	0,0863** (0,0346)	0,0856** (0,0346)
Percepción de salud [Buena = 1]	0,083* (0,0503)	0,0607 (0,0499)	0,0751 (0,0501)	0,0858* (0,0504)	0,0035 (0,0518)	0,0062 (0,0518)
Percepción de salud [Regular = 1]	0,1214*** (0,0409)	0,1046** (0,0406)	0,1196*** (0,0409)	0,1167*** (0,0411)	0,071* (0,042)	0,0723* (0,042)
<b>Atención hospitalaria [Sí=1]</b>	0,2601*** (0,054)		0,2616*** (0,054)	0,2558*** (0,0541)	0,2511*** (0,0558)	0,2522*** (0,0557)
Jefe de Hogar [Sí=1]				0,0836** (0,0392)	-0,0214 (0,0412)	-0,027 (0,0407)
Estado civil [Casado=1]				0,2897*** (0,0414)	0,2251*** (0,0425)	0,2227*** (0,0424)
Estado civil [Conviviente = 1]				0,1617*** (0,0578)	0,138** (0,0588)	0,1337** (0,0586)
Hijos menores a 15 años en el hogar [Sí = 1]				0,0726* (0,0386)	0,0684* (0,0396)	0,0698* (0,0376)
Institución bancaria [Sí = 1]					0,5294*** (0,0361)	0,5288*** (0,0361)
Ingreso laboral [MM\$]					0,0482*** (0,0086)	0,0493*** (0,0085)
Ingreso de capital [MM\$]					-0,0086 (0,0062)	
Ingreso por subsidios [MM\$]					0,0104 (0,0153)	
Patrimonio [MM\$]					0,0057 (0,0038)	
Propietario de la vivienda [Propia=1]					0,0195 (0,0394)	
Propietario de la vivienda [Pagándose=1]					0,2236*** (0,0491)	0,2136*** (0,0422)
Activo laboralmente [Sí=1]					0,1646*** (0,0472)	0,1615*** (0,0469)
Zona norte [Regiones I, II, III y IV = 1]					0,2088*** (0,0523)	0,2079*** (0,0523)
Zona centro [Regiones V, VI, VII = 1]					0,1007** (0,0439)	0,0992** (0,0439)
Zona sur [Regiones VIII, IX, X, XI, XII = 1]					0,1187*** (0,0406)	0,1188*** (0,0405)
Constante	-3,0526*** (0,2764)	-3,0281*** (0,2756)	-2,9937*** (0,2754)	-2,5056*** (0,2856)	-2,3339*** (0,2966)	-2,2887*** (0,171)
Número de Observaciones	7319	7319	7319	7319	7319	7319
Wald Chi2	386,74	367,52	382,03	457,76	843,11	838,67
Prob>chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R-cuadrado	0,0471	0,0446	0,0464	0,0562	0,1064	0,1058
AIC	8583,93	8604,57	8588,95	8510,84	8081,48	8077,14
BIC	8652,91	8666,65	8651,04	8607,41	8253,93	8215,11

\* Significativo al 10%; \*\* Significativo al 5%; \*\*\* Significativo al 1%; () Desviación estándar muestral.

Tabla A.8. Estimación de los efectos marginales con factores de expansión

Efectos Marginales de la decisión de tomar un seguro de vida, con Robustez						
VARIABLES CON FACTOR DE EXPANCIÓN	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
Género [Hombre=1]	0,0341*** (0,0004)	0,0323*** (0,0004)	0,0318*** (0,0004)	0,0296*** (0,0004)	0,0039*** (0,0004)	0,0035*** (0,0004)
Escolaridad [Años]	0,0458*** (0,0003)	0,0457*** (0,0003)	0,0461*** (0,0003)	0,0432*** (0,0003)	0,0437*** (0,0003)	0,0428*** (0,0003)
Escolaridad2	-0,001*** (0,0000)	-0,001*** (0,0000)	-0,001*** (0,0000)	-0,0008*** (0,0000)	-0,0015*** (0,0000)	-0,0014*** (0,0000)
Edad [Años]	0,0299*** (0,0001)	0,0299*** (0,0001)	0,03*** (0,0001)	0,0147*** (0,0001)	0,0047*** (0,0001)	0,0025*** (0,0000)
Edad2	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	
<b>Alta aversión al riesgo [Sí=1]</b>	0,0272*** (0,0004)	0,0274*** (0,0004)		0,0242*** (0,0004)	0,0237*** (0,0004)	0,0217*** (0,0004)
Percepción de salud [Buena = 1]	0,0137*** (0,0006)	0,0087*** (0,0006)	0,011*** (0,0006)	0,0159*** (0,0006)	-0,0138*** (0,0006)	-0,0087*** (0,0006)
Percepción de salud [Regular = 1]	0,0346*** (0,0005)	0,0306*** (0,0005)	0,0336*** (0,0005)	0,0319*** (0,0005)	0,0166*** (0,0005)	0,0182*** (0,0005)
<b>Atención hospitalaria [Sí=1]</b>	0,0669*** (0,0007)		0,0672*** (0,0007)	0,0674*** (0,0007)	0,0594*** (0,0007)	0,0599*** (0,0007)
Jefe de Hogar [Sí=1]				0,0068*** (0,0005)	-0,0308*** (0,0005)	-0,0349*** (0,0005)
Estado civil [Casado=1]				0,114*** (0,0005)	0,0986*** (0,0005)	0,0969*** (0,0005)
Estado civil [Conviviente = 1]				0,1001*** (0,0008)	0,0986*** (0,0008)	0,0957*** (0,0008)
Hijos menores a 15 años en el hogar [Sí = 1]				0,0371*** (0,0005)	0,0287*** (0,0005)	0,0304*** (0,0005)
Institución bancaria [Sí = 1]					0,1661*** (0,0005)	0,167*** (0,0005)
Ingreso laboral [MM\$]					0,0162*** (0,0001)	0,0173*** (0,0001)
Ingreso de capital [MM\$]					-0,0044*** (0,0001)	
Ingreso por subsidios [MM\$]					0,005*** (0,0002)	
Patrimonio [MM\$]					0,0052*** (0,0001)	
Propietario de la vivienda [Propia=1]					0,0068*** (0,0005)	
Propietario de la vivienda [Pagándose=1]					0,0688*** (0,0006)	0,0674*** (0,0005)
Activo laboralmente [Sí=1]					0,0564*** (0,0005)	0,0525*** (0,0005)
Zona norte [Regiones I, II, III y IV = 1]					0,0639*** (0,0007)	0,0625*** (0,0007)
Zona centro [Regiones V, VI, VII = 1]					0,0538*** (0,0006)	0,052*** (0,0006)
Zona sur [Regiones VIII, IX, X, XI, XII = 1]					0,0531*** (0,0005)	0,0549*** (0,0005)
Número de Observaciones	5823734	5823734	5823734	5823734	5823734	5823734
Log Likelihood	-3224438,20	-3229020,50	-3226971,30	-3178039,80	-2993033,30	-3004134,20
Pseudo - R2	0,0444	0,0430	0,0437	0,0582	0,1130	0,1097
Obs. P	0,2662	0,2662	0,2662	0,2662	0,2662	0,2662
Pred. P	0,2564	0,2566	0,2566	0,2537	0,2456	0,2464

\* Significativo al 10%; \*\* Significativo al 5%; \*\*\* Significativo al 1%; ( ) Desviación estándar muestral.

## ANEXOS. ¿Son realmente las mujeres más aversas al riesgo que los hombres?

Tabla A.1. Distribución de la aversión al riesgo.

Niveles de aversión Mayores a 18 años	Población		Encuestados*	
	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre
Bajo [1]	964.894	1.313.221	1.183	1.533
Medio Bajo [2]	464.222	521.286	576	618
Medio Alto [3]	361.057	389.769	394	458
Alto [4]	3.975.611	3.502.672	5.281	5.009
TOTAL	5.765.784	5.726.948	7.434	7.618

Fuente: Elaboración propia, EPS 2006. \* 15.052 que responden a las preguntas de aversión

Tabla A.2. Distribución del nivel de aversión al riesgo según tramo de ingreso

Niveles de aversión Mayores a 18 años	TRAMOS DE INGRESO, MUJERES [50,2%]			TRAMOS DE INGRESO, HOMBRES [49,8%]		
	0 a 1 MM\$	1MM\$ a 4MM\$	Más de 4 MM\$	0 a 1 MM\$	1MM\$ a 4MM\$	Más de 4 MM\$
Bajo [1]	548.164	328.555	88.175	372.286	688.964	251.971
Medio Bajo [2]	254.338	162.541	47.343	147.415	270.597	103.274
Medio Alto [3]	175.976	138.023	47.058	125.133	181.202	83.434
Alto [4]	2.393.503	1.302.908	279.200	1.073.116	1.860.937	568.619
TOTAL	3.371.981	1.932.027	461.776	1.717.950	3.001.700	1.007.298

Fuente: Elaboración propia EPS 2006. El ingreso contempla el laboral, capital y de subsidios

Tabla A.3. Distribución del nivel de aversión al riesgo según tramo de edad y género.

Niveles de aversión Mayores a 18 años	TRAMO DE EDAD, MUJERES [50,2%]			TRAMO DE EDAD, HOMBRES [49,8%]		
	20 a 39 años	40 a 54 años	55 a 75 años	20 a 39 años	40 a 54 años	55 a 75 años
Bajo [1]	550.988	255.462	117.158	778.917	331.034	147.598
Medio Bajo [2]	253.312	111.768	83.872	303.551	129.873	74.396
Medio Alto [3]	236.506	77.453	41.417	240.330	87.897	47.091
Alto [4]	1.990.206	1.104.681	721.255	1.729.102	984.228	671.389
TOTAL	3.031.012	1.549.364	963.702	3.051.900	1.533.032	940.474

Fuente: Elaboración propia EPS 2006. Los tramos son definidos de acuerdo al comportamiento del ingreso

Tabla A.4. Distribución del nivel de aversión al riesgo según nivel de educación.

Niveles de aversión Mayores a 18 años	NIVEL EDUCACIONAL, MUJERES [50,2%]			NIVEL EDUCACIONAL, HOMBRES [49,8%]		
	Primario	Secundario	Terciario	Primario	Secundario	Terciario
Bajo [1]	251.342	414.907	292.369	297.449	518.790	474.692
Medio Bajo [2]	119.323	181.107	160.429	133.018	198.229	187.819
Medio Alto [3]	73.307	120.934	165.749	67.099	156.920	161.465
Alto [4]	1.292.928	1.683.022	979.206	1.135.080	1.475.676	870.224
TOTAL	1.736.900	2.399.970	1.597.753	1.632.646	2.349.615	1.694.200

Fuente: Elaboración propia EPS2006

Tabla A.5. Participación del nivel de aversión al riesgo por condición laboral y género

Niveles de aversión Mayores a 18 años	No está trabajando [41%]		Sí está trabajando [59%]	
	Mujer [%]	Hombre [%]	Mujer [%]	Hombre [%]
Bajo [1]	500.938	325.669	463.956	987.552
Medio Bajo [2]	237.935	141.379	226.287	379.907
Medio Alto [3]	174.077	105.562	186.980	284.207
Alto [4]	2.266.336	951.415	1.709.275	2.551.257
TOTAL	3.179.286	1.524.025	2.586.498	4.202.923

Fuete: Elaboración propia, EPS 2006.

Tabla A.6. Participación del nivel de aversión al riesgo por categoría ocupacional

Niveles de aversión Mayores a 18 años	Trabajador dependiente [82%]		Trabajador cuenta propia [18%]	
	Mujer [53%]	Hombre [46%]	Mujer [30,5%]	Hombre [69,5%]
Bajo [1]	707.234	887.772	118.141	289.667
Medio Bajo [2]	366.437	372.158	46.512	103.462
Medio Alto [3]	295.206	271.534	22.818	73.265
Alto [4]	3.047.765	2.332.681	352.133	760.545
TOTAL	4.416.642	3.864.145	539.604	1.226.939

Fuete: Elaboración propia, EPS 2006.

Tabla A.7. Distribución del nivel de aversión al riesgo según si fuma o no y género

Niveles de aversión Mayores a 18 años	NO FUMA [64,4%]		SÍ FUMA [35,6%]	
	Mujer [54,2%]	Hombre [45,8%]	Mujer [43,3%]	Hombre [56,7%]
Bajo [1]	630.747	717.376	334.147	595.845
Medio Bajo [2]	320.576	317.955	143.646	203.331
Medio Alto [3]	232.736	253.478	128.321	136.291
Alto [4]	2.756.040	2.043.997	1.219.571	1.458.675
TOTAL	3.940.099	3.332.806	1.825.685	2.394.142

Fuete: Elaboración propia EPS2006

Tabla A.8. Distribución del nivel de aversión al riesgo según si bebe alcohol o no y género

Niveles de aversión Mayores a 18 años	NO BEBE ALCOHOL [54,1%]		SÍ BEBE ALCOHOL [45,9%]	
	Mujer [66%]	Hombre [34%]	Mujer [32,3%]	Hombre [67,7%]
Bajo [1]	651.516	445.431	313.080	865.517
Medio Bajo [2]	299.126	180.472	164.525	339.881
Medio Alto [3]	197.318	118.469	163.739	271.300
Alto [4]	2.866.588	1.314.333	1.108.493	2.186.050
TOTAL	4.014.548	2.058.705	1.749.837	3.662.748

Fuete: Elaboración propia EPS2006

Tabla A.9. Distribución del nivel de aversión al riesgo según regiones del país y género.

Niveles de aversión Mayores a 18 años	ZONAS						TOTAL
	Norte	Centro Norte	Centro	Centro Sur	Sur	RM	
Bajo [1]	127.603	144.517	404.344	981.061	410.403	176.530	2.244.458
Medio Bajo [2]	50.669	71.796	206.549	380.116	163.416	108.684	981.230
Medio Alto [3]	56.487	40.183	152.968	341.912	119.629	32.943	744.122
Alto [4]	454.994	401.071	1.691.380	2.835.440	1.364.887	646.738	7.394.510
TOTAL	689.753	657.567	2.455.241	4.538.529	2.058.335	964.895	11.364.320

Fuete: Elaboración propia EPS2006

Tabla A.10. Estimación probit ordenado de la aversión al riesgo por modelos

Probit Ordenado: Aversión al riesgo por genero, con robustez						
VARIABLES	(i)	(ii)	(iii)	Todos	Mujer	Hombre
Género [Hombre=1]	-0,1892*** (0,0345)	-0,1897*** (0,036)	-0,1927*** (0,0381)	-0,1802*** (0,0389)		
Escolaridad [Años]	-0,0238*** (0,0048)	-0,02*** (0,0052)	-0,0233*** (0,0055)	-0,0231*** (0,0056)	-0,0318*** (0,0082)	-0,0174** (0,0077)
Edad [Años]	0,004*** (0,0015)	0,0045*** (0,0017)	0,0048*** (0,0017)	0,0052*** (0,0018)	0,0056** (0,0025)	0,0053** (0,0026)
Percepción de Salud [Regular = 1]	-0,0665 (0,0458)	-0,0595 (0,0461)	-0,0617 (0,0461)	-0,0582 (0,0462)	0,0149 (0,0644)	-0,142** (0,0671)
Percepción de Salud [Buena = 1]	-0,1995*** (0,0534)	-0,1834*** (0,0538)	-0,1875*** (0,0539)	-0,1861*** (0,0541)	-0,1419* (0,0784)	-0,2492*** (0,0758)
Jefe de Hogar [Sí = 1]		0,0593 (0,0401)	0,0478 (0,0411)	0,0577 (0,0413)	0,0536 (0,0611)	0,0432 (0,065)
Casado [Sí = 1]		-0,1626*** (0,0619)	-0,1716*** (0,0622)	-0,1795*** (0,0626)	-0,216** (0,0971)	-0,1606* (0,088)
Conviviente [Sí = 1]		-0,0555 (0,0691)	-0,0645 (0,0695)	-0,0661 (0,0695)	-0,0585 (0,1103)	-0,0913 (0,0943)
Viudo o separado [Sí = 1]		-0,0953 (0,0595)	-0,0961 (0,0597)	-0,096 (0,0598)	-0,1000 (0,0802)	-0,1026 (0,0915)
Hijos en el Hogar [Sí = 1]		0,1353** (0,0558)	0,1306** (0,0559)	0,1424** (0,0562)	0,1472* (0,0842)	0,1525** (0,0764)
Hijos fuera del Hogar [Sí = 1]		0,1993*** (0,0695)	0,201*** (0,0694)	0,1945*** (0,0695)	0,2795*** (0,1069)	0,1225 (0,0939)
Ingreso laboral [MM\$]		-0,1028* (0,0555)	-0,1077* (0,0563)	-0,0985* (0,0591)	0,0928 (0,1096)	-0,1902*** (0,0712)
Ingreso de capital [MM\$]		-0,0833 (0,0641)	-0,0525 (0,0704)	-0,0443 (0,0715)	-0,1506* (0,0867)	0,1041 (0,1089)
Ingreso por Subsidio [MM\$]		0,1672 (0,1622)	0,1735 (0,1633)	0,1373 (0,1621)	0,1311 (0,1795)	0,2213 (0,3299)
Patrimonio [MM\$]		0,0002 (0,0003)	0,0002 (0,0003)	0,0002 (0,0003)	0,0004 (0,0004)	0,0000 (0,0006)
Situación de la vivienda [Propia = 1]			-0,0398 (0,0402)	-0,0359 (0,0403)	-0,0207 (0,0599)	-0,0531 (0,0557)
Situación de la vivienda [Pagándose=1]			0,0289 (0,0584)	0,0218 (0,0585)	0,04 (0,0854)	0,0141 (0,0818)
Posee instrumentos financieros [Sí = 1]			-0,0961 (0,0805)	-0,0961 (0,0805)	-0,0607 (0,1258)	-0,1178 (0,1042)
Cálculo de porcentajes [Aprobado = 1]			0,0403 (0,0413)	0,0422 (0,0413)	-0,0178 (0,0591)	0,1077* (0,0582)
División de loterías [Aprobado = 1]			0,0115 (0,0396)	0,0189 (0,0397)	0,0535 (0,0576)	-0,018 (0,055)
Interés compuesto [Aprobado = 1]			0,0134 (0,0422)	0,0164 (0,0424)	-0,0586 (0,0635)	0,0658 (0,057)
Fuma actualmente [Sí = 1]			0,0006 (0,0376)	0,0055 (0,0377)	-0,052 (0,0568)	0,0662 (0,0504)
Consume bebidas alcohólicas [Sí = 1]			0,0054 (0,0385)	0,0031 (0,0385)	0,0618 (0,0587)	-0,0438 (0,0517)
Está trabajando [Sí = 1]				-0,0074 (0,0502)	-0,2341*** (0,0806)	-0,0925 (0,0579)
Categoría ocupacional [Cuanta propia = 1]				-0,1383*** (0,0469)	-0,0422 (0,067)	0,0457 (0,0857)
Zona norte [Regiones I, II, III y IV = 1]				-0,0231 (0,0575)	-0,0849 (0,0842)	0,0445 (0,0792)
Zona centro [Regiones V, VI, VII = 1]				0,1158** (0,0453)	0,1132* (0,0665)	0,1263** (0,0626)
Zona sur [Regiones VIII, IX, X, XI, XII = 1]				0,0274 (0,044)	-0,0426 (0,0652)	0,0989 (0,0600)
Número de Observaciones	5197	5197	5197	5197	2526	2671
Wald Chi2	124,51	152,35	157,19	175,7	97,62	74,7
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R2	0,012	0,0142	0,0147	0,0164	0,0192	0,0133
AIC	10325,16	10321,83	10332,47	10324,71	4767,57	5585,47
BIC	10377,61	10439,83	10502,92	10527,94	4942,60	5762,17

\* Significativo al 10%; \*\* Significativo al 5%; \*\*\* Significativo al 1%; () Desviación estándar muestral.

Tabla A. 11. Estimaciones Probit Ordenado condicional a grupo etario.

Probit Ordenado: Aversión al riesgo por grupo etario, con robustez					
VARIABLES	(A)	(B)	(C1)	(C2)	(C3)
Género [Hombre=1]	-0,1802*** (0,0389)	-0,1822*** (0,0389)	-0,143*** (0,0501)	-0,2839*** (0,0794)	-0,1355 (0,1141)
Escolaridad [Años]	-0,0231*** (0,0056)	-0,0237*** (0,0055)	-0,0249*** (0,0083)	-0,019* (0,0104)	-0,0188 (0,0117)
Edad [Años]	0,0052*** (0,0018)				
Edad entre 20 y 39 años [Sí = 1]		-0,1719*** (0,0626)			
Edad entre 20 y 39 años [Sí = 1]		-0,0945 (0,0606)			
Percepción de Salud [Regular = 1]	-0,0582 (0,0462)	-0,0603 (0,0461)	-0,0469 (0,0706)	-0,0665 (0,0802)	-0,0885 (0,1015)
Percepción de Salud [Buena = 1]	-0,1861*** (0,0541)	-0,1897*** (0,0539)	-0,1853** (0,0762)	-0,1018 (0,1026)	-0,2989* (0,1525)
Jefe de Hogar [Sí = 1]	0,0577 (0,0413)	0,0631 (0,0409)	0,0166 (0,0551)	0,0578 (0,0753)	0,2176* (0,1232)
Casado [Sí = 1]	-0,1795*** (0,0626)	-0,173*** (0,0624)	0,0004 (0,085)	-0,3594*** (0,1201)	-0,4512*** (0,1588)
Conviviente [Sí = 1]	-0,0661 (0,0695)	-0,064 (0,0696)	0,099 (0,0905)	-0,2002 (0,1402)	-0,58*** (0,1808)
Viudo o separado [Sí = 1]	-0,096 (0,0598)	-0,0900 (0,0596)	0,0659 (0,1039)	-0,2538** (0,1004)	-0,2299* (0,1196)
Hijos en el Hogar [Sí = 1]	0,1424** (0,0562)	0,1449** (0,0563)	0,0297 (0,0785)	0,2834*** (0,104)	0,2249* (0,1352)
Hijos fuera del Hogar [Sí = 1]	0,1945*** (0,0695)	0,1944*** (0,0696)	0,1712** (0,0817)	0,1453 (0,1542)	0,5689** (0,287)
Ingreso laboral [MM\$]	-0,0985* (0,0591)	-0,0935 (0,0588)	-0,1624** (0,0736)	0,1039 (0,1279)	0,0007 (0,1503)
Ingreso de capital [MM\$]	-0,0443 (0,0715)	-0,0443 (0,0711)	-0,0052 (0,0862)	0,0017 (0,1314)	-0,1418 (0,1236)
Ingreso por Subsidio [MM\$]	0,1373 (0,1621)	0,1578 (0,1621)	0,2452 (0,2038)	0,3518 (0,3376)	-0,218 (0,3796)
Patrimonio [MM\$]	0,0002 (0,0003)	0,0003 (0,0003)	0,0003 (0,0005)	-0,0027** (0,0012)	0,0008** (0,0004)
Situación de la vivienda [Propia = 1]	-0,0359 (0,0403)	-0,035 (0,0404)	-0,037 (0,054)	0,0484 (0,0789)	-0,137 (0,1121)
Situación de la vivienda [Pagándose=1]	0,0218 (0,0585)	0,0225 (0,0586)	0,0729 (0,0747)	-0,0598 (0,1146)	-0,1143 (0,1835)
Posee instrumentos financieros [Sí = 1]	-0,0961 (0,0805)	-0,0966 (0,0805)	-0,1577 (0,1043)	-0,025 (0,1634)	0,0879 (0,2223)
Cálculo de porcentajes [Aprobado = 1]	0,0422 (0,0413)	0,0399 (0,0413)	0,0693 (0,0551)	0,0326 (0,0781)	-0,0169 (0,1092)
División de loterías [Aprobado = 1]	0,0189 (0,0397)	0,0169 (0,0397)	0,0271 (0,0524)	0,0307 (0,077)	-0,0054 (0,1057)
Interés compuesto [Aprobado = 1]	0,0164 (0,0424)	0,0159 (0,0424)	-0,0118 (0,0534)	0,028 (0,0869)	0,09 (0,1307)
Fuma actualmente [Sí = 1]	0,0055 (0,0377)	0,0052 (0,0378)	0,0004 (0,0487)	0,0408 (0,0721)	-0,0338 (0,1205)
Consume bebidas alcohólicas [Sí = 1]	0,0031 (0,0385)	0,0014 (0,0385)	-0,0638 (0,0515)	0,1217* (0,0724)	0,1059 (0,106)
Está trabajando [Sí = 1]	-0,1383*** (0,0469)	-0,1374*** (0,0469)	-0,0642 (0,0691)	-0,2602*** (0,0779)	-0,0401 (0,1238)
Categoría ocupacional [Cuanta propia = 1]	-0,0074 (0,0502)	-0,0061 (0,0508)	0,0281 (0,068)	-0,0749 (0,1136)	-0,0915 (0,1192)
Zona norte [Regiones I, II, III y IV = 1]	-0,0231 (0,0575)	-0,0236 (0,0575)	0,0812 (0,0762)	-0,2224** (0,1115)	-0,0973 (0,152)
Zona centro [Regiones V, VI, VII = 1]	0,1158** (0,0453)	0,1138** (0,0453)	0,1408** (0,0602)	0,1155 (0,0875)	-0,0286 (0,1183)
Zona sur [Regiones VIII, IX, X, XI, XII = 1]	0,0274 (0,044)	0,0257 (0,044)	0,0675 (0,058)	-0,0500 (0,0853)	-0,001 (0,1153)
Número de Observaciones	5197	5197	2886	1446	865
Wald Chi2	175,7	176,02	79,8	71,86	46,28
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0119
Pseudo R2	0,0164	0,0164	0,0129	0,0246	0,0275
AIC	10324,71	10327,24	6089,77	2793,59	1485,29
BIC	10527,94	10537,02	6268,79	2951,89	1628,18

\* Significativo al 10%; \*\* Significativo al 5%; \*\*\* Significativo al 1%; ( ) Desviación estándar muestral.

En la Tabla A.11 el modelo (A) es el modelo general (última columna Tabla A.10), el modelo (B) presenta las estimaciones usando la edad en tres tramos, tal y como se describieron en la Tabla 4, usando dicotomía para ello. Los modelos C1, C2 y C3, se presentan la estimación del modelo descrito en la ecuación (4) pero condicional a uno de los tres tramos de edad definidos en la Tabla 4.