

## LOS MERCADOS DE LAS RENTAS VITALICIAS EN CHILE

Competencia, regulación, ¿y miopía?\*

*Eduardo Walker\*\**

### RESUMEN

Se estudia la tasa interna de rendimiento de las rentas vitalicias en Chile (definida como la tasa de interés que iguala el valor presente de las pensiones esperadas con la prima pagada por los pensionados), asociándola a la competencia en la industria. Se documenta que: *i*) las compañías de seguros que pagaban mayores comisiones de corretaje lograbán menores costos de financiación; *ii*) hubo un cambio estructural en la elasticidad de largo plazo de las tasas de las rentas vitalicias respecto a la tasa libre de riesgo pertinente en 2001, coincidiendo con el envío al Congreso de un proyecto de ley que pretendió hacer más transparente el mercado e imponer máximos a las comisiones pagadas a los corredores. Se arguye que las pruebas son estrechamente congruentes con la siguiente hipótesis conjunta: *i*) las altas comisiones cobradas en los años noventa eran ilegalmente devueltas de manera parcial a los

\* *Palabras clave:* rentas vitalicias, Chile, mercados emergentes, sistemas de pensiones y retiro, inversión y ambiente para la inversión, instituciones financieras no bancarias. *Clasificación JEL:* D40, G11, G18, G22, G23, O16. Artículo recibido el 8 de enero y aceptado el 13 de noviembre de 2007 [traducción del inglés de Roberto R. Reyes Mazzoni]. En agosto de 2006 se publicó un borrador preliminar de este artículo como Documento de Trabajo. Agradezco a los participantes en el Seminario de Reñaca (Chile) de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Pontificia Universidad Católica de Chile, por sus comentarios a este artículo, sobre todo a Augusto Castillo y Salvador Valdés. Debo en particular dar gracias a Francisco Mellado y Roberto Rocha, quienes ayudaron a mejorar y aclarar significativamente este documento, y a dos dictaminadores anónimos de EL TRIMESTRE ECONÓMICO, que proporcionaron comentarios muy útiles. Por supuesto, los errores que aún puedan encontrarse son de mi responsabilidad.

\*\* Escuela de Administración, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Pontificia Universidad Católica de Chile.

pensionados por los corredores; *ii*) los pensionados miopes prefieren el efectivo a mayores valores presentes; *iii*) así, la amenaza legal causó la baja de comisiones, redujo la holgura para los pagos en efectivo, aumentó la competencia vía tasas de interés e incrementó la elasticidad de largo plazo para igualarse a uno.

#### ABSTRACT

Annuity rates in Chile (defined as the internal rates of return that equate the present value of expected payments to the premium paid by annuitants) are studied and related with industry competition. We document that: *a*) annuity insurance companies paying higher broker commissions paid lower annuity rates (or obtained lower financing costs); and *b*) there was a structural break in the long-run elasticity of annuity rates with respect to the risk-free rate in 2001, which coincided with the submission of a new draft pension law that proposed greater transparency in annuity markets and imposed a cap on broker commissions. We argue that the evidence is mostly consistent with the following joint hypothesis: *i*) The high commissions charged in the 1990s were partly returned to annuitants as informal (and illegal) cash rebates. *ii*) Myopic pensioners prefer cash rebates over present values. *iii*) Therefore the legal threat caused the drop in broker commissions, tightened the slack for cash rebates, increased competition via annuity rates, and raised the long-run elasticity to one.

#### INTRODUCCIÓN

Entre 1993 y 2003 la tasa a largo plazo, libre de riesgos, cayó 3.2 puntos porcentuales en Chile, mientras que el costo de la renta vitalicia aumentó menos de 12.3%, lo que implica una elasticidad implícita muy baja. En este artículo se hace una estimación de la elasticidad a largo plazo de las tasas internas de rendimiento de las rentas vitalicias emitidas por las compañías de seguros (definidas como la tasa interna de rendimiento de los pagos de rentas vitalicias esperados en el futuro) respecto a los cambios en la tasa libre de riesgos del mercado. También se estudian las interacciones entre las tasas internas de rendimiento de las rentas vitalicias y los corretajes como dos instrumentos de competencia y se comprueba si hubo fallas estructurales relacionadas con acciones reguladoras clave. Estos temas son de interés general porque, en sistemas de pensión con contribuciones definidas, se espera que muchos pensionados compren “rentas vitalicias” con rendimientos anuales reales fijos al jubilarse, y elasticidades significativamente menores que la uni-

dad indican una ausencia de competencia por medio de las tasas internas de rendimiento en el mercado de las rentas vitalicias. Este resultado sería problemático en el contexto de un sistema de pensiones obligatorio, porque puede revelar fallas en el último eslabón de la larga cadena de las pensiones.

Encontramos varios resultados interesantes. Primero, la elasticidad a largo plazo estimada se incrementa rápidamente después de 2001, y no podemos rechazar la hipótesis de que estadísticamente es igual a 1 después de ese periodo. Segundo, este cambio estructural está relacionado de modo significativo con un descenso generalizado en las comisiones de corretaje. Tercero, ambos hechos coinciden con la presentación ante el Congreso de una nueva propuesta de ley de pensiones en que se proponía la creación de un mercado electrónico para las rentas vitalicias y el establecimiento de un tope a las comisiones. Cuarto, se encontró pruebas de que las compañías de seguros que pagaban comisiones más altas también pagaban las tasas totales de rendimientos más bajas. Es posible que las comisiones más altas le dieran más espacio a los corredores para realizar pagos informales (e ilegales) en efectivo a los pensionados. Esto, en el caso de los pensionados miopes, redujo la competencia por medio de las tasas de interés pagadas en las rentas vitalicias y aumentó la competencia que se realizaba mediante pagos adelantados en efectivo, a pesar del menor valor presente total recibido por el pensionado. La evidencia general indica que la amenaza que representaba el proyecto de ley (que sólo fue aprobada en 2004) produjo un descenso generalizado en las comisiones de los corredores, lo que redujo el campo para los descuentos en efectivo, aumentó la competencia por la vía de las tasas internas de rendimiento e hizo que la elasticidad fuera estadísticamente igual a 1.

### *Hipótesis*

Muchos países han reformado sus sistemas de pensiones de manera similar a la reforma chilena de 1981. La intención de esta reforma era proporcionar pensiones razonablemente autofinanciadas llegado el momento de la jubilación, liberando al Estado de onerosas obligaciones futuras, causadas en parte por insuficientes ahorros voluntarios individuales para el retiro. La reforma chilena implicó la privatización de la seguridad social y la creación de un sistema de pensiones autofinanciado, administrado por el sector privado con cuentas de ahorro individuales (totalmente negociables) que pueden usarse exclusivamente para fines de jubilación.

Llegado el momento de la jubilación, lo común es que los individuos tengan dos opciones: retirar los fondos acumulados a lo largo del tiempo, siguiendo cierta regla (retiro programado) o comprar una renta vitalicia, que en Chile es vendida por compañías de seguro rigurosamente reguladas. Cada una de estas elecciones trae consigo diferentes tipos de riesgos: el riesgo de la longevidad, al que sólo cubren las rentas vitalicias, y el riesgo de inversión, el que es asumido plenamente por el pensionado o por las compañías de seguros.<sup>1</sup>

Esta industria ha adquirido mucha importancia (los activos son cerca de 20% del PIB) y una parte significativa de los pensionados opta por las rentas vitalicias en el caso chileno,<sup>2</sup> por lo que, en este contexto, puede ser interesante estudiar los incentivos que tienen ante sí las compañías de seguros de rentas vitalicias.

En este artículo se estudia las tasas de renta vitalicia, definidas ya sea como la tasa interna de rendimiento que iguala los pagos futuros esperados con las primas pagadas por los pensionados (TV) o con la prima neta recibida por la compañía de seguros (TVA). La diferencia entre las dos se debe a las comisiones por corretaje (de modo que  $TVA = TV$ ).<sup>3</sup> Tomando prestada la terminología usada en las obras escritas respecto al tema (véase Mitchell, 1999, o James, 2001), nuestra tasa de renta vitalicia sería la tasa de interés promedio en el mercado, que hace que los *money worth ratios* (el valor presente de los pagos esperados dividido por la prima de la renta vitalicia) sean iguales a 1.

Nuestra hipótesis de trabajo es que han ocurrido cambios estructurales en la industria de las rentas vitalicias, asociados con los efectos de las regulaciones y las prácticas de la industria, lo que implica que a partir de ellos los pensionados obtienen valores netos presentes más altos (o *money worth ratios* mayores).

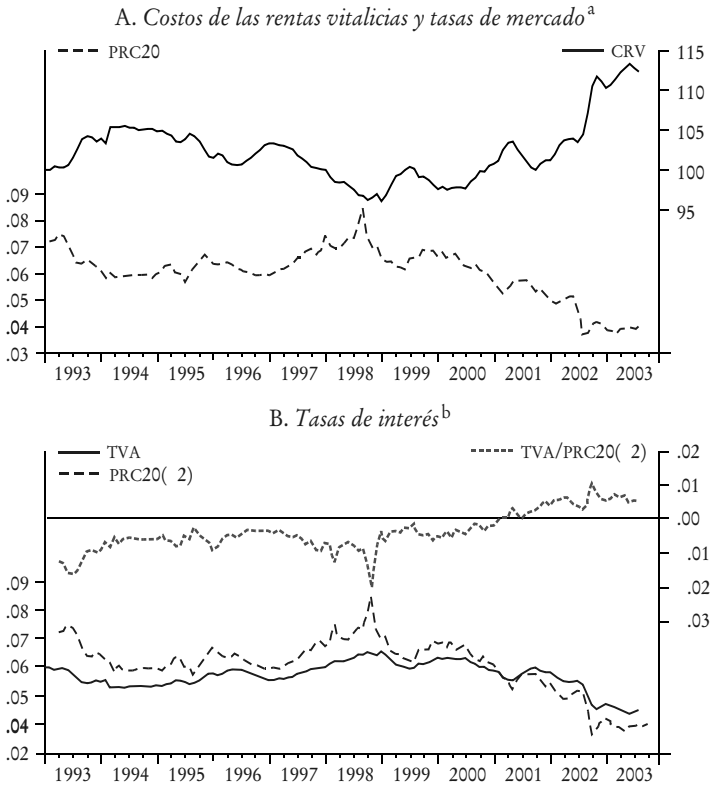
La gráfica 1A muestra la tendencia en el tiempo del costo estimado ajus-

<sup>1</sup> Los pagos de una sola vez están muy restringidos en Chile. Véase una descripción pormenorizada del sistema de pensiones chileno en Superintendency of Pension Fund Administrators (2003). Véase una descripción de las modalidades de pensión potenciales en Edwards y Valdés (1998). Las rentas vitalicias variables fueron introducidas legalmente en Chile en 2004.

<sup>2</sup> Más de 60% lo hace así. Esta cifra subestima la proporción efectiva de retirados que elige las rentas vitalicias, pues incluye a los incapacitados y a los pensionados por invalidez y supervivencia. Véase el sitio en la red (*website*) de la Superintendencia de Administradoras de Fondos de Pensiones (SAFP): [www.safp.cl](http://www.safp.cl).

<sup>3</sup> Estos pagos esperados están basados en las tablas oficiales de mortalidad (ya remplazadas por otras más recientes) RV85. Esto implica una sobreestimación de las tasas de las rentas vitalicias, pero no debe afectar significativamente sus cambios en el tiempo. No obstante, véase líneas abajo la sección I.

GRÁFICA 1. *Costos de las rentas vitalicias, tasas de mercado y tasas de interés*



<sup>a</sup> El índice de costo de las rentas vitalicias (CRV) se calcula como la escala del valor presente de los pagos futuros esperados, usando la tabla de mortalidad RV85 para un pensionado hombre sin beneficiarios, y las tasas de las rentas vitalicias ajustadas (TVA). Las tasas ajustadas corresponden a la tasa interna de rendimiento efectiva pagada por las compañías de seguros de vida, que excluye de la prima pagada por el pensionado la comisión que se paga a los intermediarios o corredores. PRC20 corresponde a la tasa de interés indizada de los bonos a largo plazo del Banco Central.

<sup>b</sup> TVA corresponde a la tasa ajustada de la renta vitalicia usando la tabla de mortalidad RV85 para un pensionado de 65 años de edad sin beneficiarios. Las tasas ajustadas corresponden a la tasa interna de rendimiento efectiva que pagan las compañías de seguros de vida, que excluye de la prima pagada por el pensionado la comisión que se paga a los corredores. PRC20 corresponde a la tasa de interés a largo plazo indizada del Banco Central.

tado por la inflación de una renta vitalicia para un pensionado de 65 años de edad sin beneficiarios y la compara con una tasa de interés a 20 años del Banco Central (PRC20). Durante muchos años este fue el instrumento de renta fija de mayor plazo en el mercado, y (como se argumenta en el apéndice) representa adecuadamente las oportunidades de inversión libres de riesgo

para las compañías de seguros de vida (rentas vitalicias).<sup>4</sup> La relación inversa, como era de esperar, es aparente. Sin embargo, si se consideran el punto inicial y el punto final, se observa que la tasa PRC20 disminuyó de 7.2 a 4%. En vista de la duración estimada en ocho años por Macaulay para las rentas vitalicias, su costo debió haberse incrementado más de 25.6%, pero sólo aumentó 12.3. Una regresión sencilla del logaritmo del índice del costo de una renta vitalicia (que representa la prima requerida para determinados pagos futuros esperados) en esta tasa de interés (con varios rezagos) da un coeficiente total de 3.2, y al relacionar los cambios en los costos de las rentas vitalicias con los cambios en la tasa de interés nos da un coeficiente de pendiente de 2.6. Estos coeficientes son inesperadamente bajos, pues deberían ser similares a la duración de la renta vitalicia (alrededor de 8). La gráfica 1B ofrece una explicación tautológica de estos hallazgos: las tasas de interés de las rentas vitalicias empiezan debajo de las tasas libres de riesgo (con márgenes negativos) y terminan por encima de ellas (márgenes positivos). Al interpretar una renta vitalicia como un bono (especial) a largo plazo emitido por una compañía de seguros de vida, el comportamiento de los *spreads* (o diferencias de tasas) es sorprendente.

Queremos saber, en particular, si los cambios en la tasa libre de riesgos local relevante han sido transmitidos, y cómo, a las tasas de las rentas vitalicias. Aquí estimamos, entre otras cosas, la elasticidad a largo plazo de las tasas de rentas vitalicias respecto a las tasas de interés del mercado libre de riesgos; también estudiamos la evolución de este parámetro en el tiempo. Aunque teóricamente esta es una pregunta sencilla, la respuesta no es obvia desde una perspectiva empírica: depende del grado de competencia en la industria y de las variables usadas para esa finalidad, de modo que el análisis aclara estos temas.

Creemos que estas preguntas son importantes por varias razones. Primero, la sensibilidad del costo de la renta vitalicia a los cambios de las tasas de interés del mercado debería reflejar en parte el grado o la manera de la competencia dentro de la industria. Si la competencia se presenta por medio de las tasas de la renta vitalicia, deben reflejar plenamente los cambios en las tasas de interés del mercado. En realidad, en ciertas circunstancias, es razonable esperar una elasticidad a largo plazo cercana a la unidad. Esto implica un

<sup>4</sup> En la sección de datos que, se presenta líneas abajo, explicamos las fuentes. En cada caso usamos tasas de interés reales (ajustadas por la inflación). Hay un supuesto implícito de una estructura con un término fijo representado por PRC20. Este supuesto no afecta nuestros resultados (véase la subsección III.3.b).

problema interesante, porque las pruebas preliminares indican una sensibilidad significativamente menor que 1. Ese resultado sería motivo de preocupación para las autoridades reguladoras, porque este es el último eslabón de un sistema de pensiones obligatorio con contribuciones definidas. Sin embargo, el comportamiento observado de las tasas de renta vitalicia indica que puede haber un cambio estructural (véase la gráfica 2), el cual se ve reflejado en elasticidad a largo plazo. Es interesante estudiar las causas de ese cambio. Finalmente, desde un punto de vista normativo, este parámetro es importante para determinar las clases de estrategias de inversión que deben seguir los fondos de pensiones a medida que los pensionados futuros se acercan a la edad de retiro, con la finalidad de prevenir futuros riesgos de las pensiones.

Encontramos varios resultados interesantes. Primero, hay de hecho pruebas de un cambio estructural en la elasticidad a largo plazo de los cambios en las tasas de renta vitalicia respecto a la tasa de interés libre de riesgos. Hasta que terminó el primer trimestre de 2001, la elasticidad es significativamente menor que 1 y a partir de ese punto se torna estadísticamente igual a 1. El cambio de parámetro coincide con un descenso generalizado en las comisiones de los agentes o corredores. Las comisiones de los corredores y las elasticidades están correlacionadas de manera importante desde el punto de vista estadístico. Esto coincide también con una discusión en el Congreso de un nuevo borrador de la ley de pensiones que proponía la subasta electrónica de las rentas vitalicias y un tope a las comisiones de los intermediarios. Además, encontramos pruebas de que las compañías de seguros de vida que pagaban a los corredores comisiones más altas pagaban tasas de rentas vitalicias totales (ajustadas) más bajas.<sup>5</sup> Por tanto, es posible que las mayores comisiones le dieran más espacio al corredor y a los pensionados para “diluir” sus pensiones (mediante pagos informales de efectivo por parte del corredor al pensionado). En el caso de los pensionados miopes (obligados a ahorrar durante toda su vida) esto reducirá la competencia que se realiza por medio de las tasas de renta vitalicia y aumentará la que se presenta por medio de las comisiones y los anticipos asociados de pagos en efectivo, aunque, en términos de valor presente, el pensionado puede estar perdiendo dinero

<sup>5</sup> Las tasas de renta ajustadas (TVA) corresponden a la tasa interna de rendimiento de los pagos futuros esperados, después de deducir las comisiones de la prima pagada por el pensionado, de modo que corresponden a los costos por la tasa de interés efectiva pagados por las compañías de seguros de vida.

(el menor costo de la tasa de interés que pagan las compañías de seguros de vida es la otra cara de la moneda de las menores pensiones).

Usamos el término miopía en el sentido de altas tasas subjetivas de descuento, que explicarían la necesidad de ahorros obligatorios y la preferencia por los pagos de efectivo adelantados (que en parte anulan los ahorros obligatorios durante la vida). Sin embargo, no podemos descartar la información asimétrica o los abusos que cometen los intermediarios con los pensionados que no están bien informados, que resultan en situaciones en que los pensionados obtienen adelantos en efectivo limitados y en que una gran parte de las comisiones altas termina en los bolsillos de los intermediarios o corredores. Por tanto, en este caso es necesario suponer que la información es asimétrica, o que alguien actúa irracionalmente o carece de información, para explicar ante todo la manera en que se vendieron las rentas vitalicias con tan altas comisiones, cuando los pensionados no obtenían ganancias adicionales asociadas con la operación.

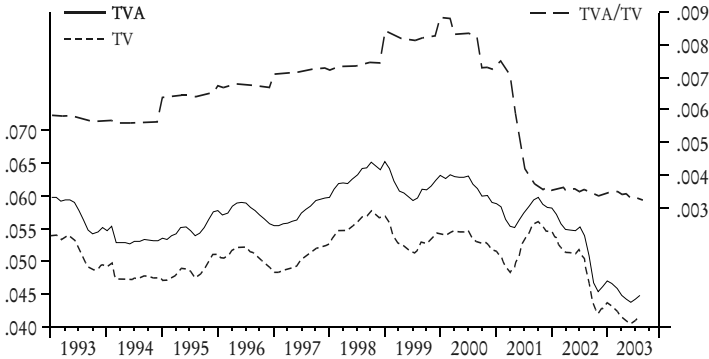
Desde el cambio estructural, podemos concluir con seguridad que hoy en día los pensionados obtienen un trato mucho mejor desde la perspectiva financiera. Las pruebas son congruentes en su mayor parte con la interpretación de que una amenaza legal produjo un descenso generalizado en las comisiones. Esto disminuyó las facilidades para “diluir” las pensiones (o el abuso de los corredores), aumentó la competencia por medio de las tasas de renta vitalicia e hizo que la elasticidad fuera prácticamente igual a 1.

### I. DETERMINANTES DE LOS COSTOS DE LAS RENTAS VITALICIAS

Desde el punto de vista de una compañía de seguros de vida, el proceso empieza cuando un agente (corredor) establece contactos con un pensionado potencial y lo induce a cambiar el saldo en la cuenta de retiro individual (obligatoria) por una renta vitalicia. El agente, que puede representar a varias compañías de seguros diferentes, obtiene una comisión por este servicio. La gráfica 2 muestra las tasas de las rentas vitalicias no ajustadas y ajustadas (TV y TVA respectivamente) y los correspondientes márgenes debidos a las comisiones. Una fracción de esta comisión puede ser devuelta al pensionado como un pago adelantado informal o reembolso, lo que implica que se ha diluido la pensión. Esta práctica de comercialización era ilegal, pero en apariencia fue común en los años noventa. Es de esperar que estos incentivos existan si el pensionado, obligado a ahorrar durante toda su vida



GRÁFICA 2. *Tasas de las rentas vitalicias (TV) y tasas ajustadas de las rentas vitalicias (TVA)*<sup>a</sup>



<sup>a</sup> TVA corresponde a la tasa interna de rendimiento efectiva pagada por las compañías de seguros, que excluye la prima pagada por el pensionado y la comisión que se paga a los corredores. TV es la tasa interna de rendimiento efectiva (TIR) obtenida por el pensionado, calculada usando la prima pagada total y los pagos futuros esperados pagados. En todos los casos usamos el cuadro de mortalidad RV85 para un hombre de 65 años de edad sin beneficiarios.

activa, no puede tomar una cantidad de una sola vez y se le da la oportunidad de retirar informalmente parte del dinero de manera anticipada. (Aunque las comisiones han disminuido, no hay ninguna información respecto a cómo habrían cambiado los pagos en efectivo a los pensionados.)

Evidentemente, esta transacción genera una obligación a largo plazo para las compañías de seguros de vida. Desde esta perspectiva, la tasa de interés que importa es la tasa de venta ajustada (TVA). Las regulaciones requieren que, además de la prima pagada por el pensionado, los accionistas en la compañía de seguros de vida aporten capital. Esto se logra de dos maneras. Primero, el coeficiente máximo de apalancamiento es 15. Segundo, hay una norma más o menos estricta, basada en los requisitos de igualdad entre los flujos de efectivo de activos y pasivos, tal que los flujos de efectivo por obligaciones no cubiertas deben descontarse a tasas notoriamente más bajas que las del mercado. Esto implica que el valor presente de la obligación es mayor que la prima neta recibida por la compañía de seguros de vida, lo que es reflejado como una pérdida contable inmediata en el valor del patrimonio, y esto significa que los accionistas deben aportar capital adicional.

Es importante responder a la pregunta de si este requisito de acciones adicionales es en sí mismo un costo directo que debe deducirse de la tasa de interés pagada a los accionistas de rentas vitalicias. La respuesta es negativa si

hay acceso a los mercados de capital y si los nuevos recursos aportados se invierten en instrumentos financieros comercializados en mercados de capital a precios justos, pues en este caso el valor presente neto de la transacción es 0.

Sin embargo, desde el punto de vista de una compañía de seguros de vida, hay otros costos asociados con una nueva renta vitalicia, que pueden categorizarse como operativos o administrativos, financieros y técnicos. Los costos financieros se asocian con un posible desfase de los flujos de efectivo de los activos/pasivos (o con la duración de estos últimos); los costos técnicos están relacionados con la tabla de mortalidad consistente en una subestimación sistemática de la expectativa de vida.

Respecto al riesgo de las tablas de mortalidad, por definición es imposible que todos los pensionados vivan más que la expectativa de vida promedio. No obstante, las tablas de mortalidad pueden haber quedado rezagadas, lo que subestima la expectativa de vida. Esto significa que las tasas de interés estimadas de las rentas vitalicias, calculadas usando estas tablas de mortalidad obsoletas subestimarían la verdadera tasa de interés pagada en las rentas vitalicias.<sup>6</sup>

### 1. *Modigliani-Miller y la elasticidad esperada*

Desde la perspectiva de un pensionado, la posibilidad de “hacer en casa” una renta vitalicia es importante. Si se conoce con certidumbre la edad a la que se morirá, es posible usar una “escalera” de bonos libres de riesgos. Si el pensionado no puede construir esta “escalera”, las compañías aseguradoras tampoco pueden construir una sin asumir riesgos. Si reconoce el riesgo de la longevidad, el pensionado debe estar dispuesto a ceder una parte de su pensión a cambio de un seguro por longevidad. Sin embargo, si el riesgo de la longevidad es en gran medida diversificable sin costo, en una industria competitiva de rentas vitalicias no se les cobraría por dicho seguro a los pensionados.<sup>7</sup>

Es posible interpretar una renta vitalicia como un bono a largo plazo garantizado por una compañía de seguros de vida. Si el precio de las rentas vitalicias es establecido (como lo son los bonos corporativos) en mercados

<sup>6</sup> Por ejemplo, supóngase pagos anuales constantes durante 25 años y una tasa de interés de 4%. Si se supone erróneamente que los pagos sólo se harán durante 22 años, la tasa de interés será de 3.2 por ciento.

<sup>7</sup> Aquí estamos pensando en la diversificación de la cartera de los accionistas de las compañías de seguros. Esto no significa que el riesgo de la longevidad sea diversificable dentro de cada compañía de seguros.

muy competitivos que son eficientes desde el punto de vista de la información, las principales determinantes de sus tasas de interés deben ser las tasas a largo plazo, libres de la posibilidad de incumplimiento, y el riesgo del crédito o del incumplimiento de las compañías de seguros de vida. Los resultados respecto a los riesgos del crédito general también deberían ser directamente aplicables en este caso. Si se aplica el análisis de Acharya y Carpenter de los bonos corporativos que están sujetos a la posibilidad de incumplimiento y se supone que existen activos libres de riesgo a largo plazo de características similares, el precio de una renta vitalicia  $A_t$  debe ser

$$A_t = B_t(1 - c_t) \quad (1)$$

en que  $B_t$  es el precio de un bono libre de riesgo de no pago, y  $c_t$  representa el valor de la opción de incumplimiento que tienen los accionistas de la compañía de seguros de vida, expresada como una fracción del valor del bono libre de riesgo de no pago. Corresponde a la opción de comprar un bono libre de riesgo con los activos de la compañía de seguros, de modo que el activo subyacente sea el bono libre de riesgos y el precio de ejercicio el valor del activo. La opción de incumplimiento es valiosa si el coeficiente activos/pasivos es “alto”, si hay un desfase significativo entre activos y pasivos, o si los activos son riesgosos. No obstante, es importante observar que, dado el coeficiente de activos/pasivos, invertir en activos de mayor riesgo (con tasas o márgenes de interés mayores) no implica forzosamente que se deban pagar tasas de interés más altas por las pensiones vitalicias. Modigliani y Miller (1958) demuestran que en primer lugar el capital absorbe los riesgos y que sólo cuando el riesgo se hace “grande” se le comparte con los tenedores de la deuda.

En cualquier caso, determinar si la opción de incumplimiento es valiosa es una cuestión empírica. Considerando que los coeficientes deuda/acciones han sido mucho más bajos que su máximo legal (11 *versus* 15),<sup>8</sup> a pesar del desfase, que las carteras de las compañías de seguros tienden a ser conservadoras, y que las calificaciones de los riesgos han estado en general por encima de la AA (local) sin que hayan cambiado de manera importante durante el periodo de la muestra, llegamos a conjeturar que la opción de incumplimiento no es significativamente valiosa.

<sup>8</sup> Sin embargo, debemos tener presente que estos coeficientes multiplicadores son calculados con tablas de mortalidad obsoletas, por lo que el verdadero multiplicador económico puede ser mayor.

Para elaborar el modelo de la elasticidad de las rentas vitalicias respecto a los cambios de la tasa de interés libre de riesgos, supóngase que  $A_t^*$  sea el costo de la renta vitalicia, que subestima el verdadero costo de la renta vitalicia en  $u_t$   $(A_t - A_t^*)/B_t$ . Podemos ahora escribir nuevamente la ecuación (1) como

$$A_t^* = B_t(1 - c_t - u_t) \tag{1}$$

por tanto,

$$\frac{d \log A_t^*}{dy} = \frac{d \log B_t}{dy} (1 - c_t - u_t) + \frac{d \log c_t}{dy} + \frac{d \log u_t}{dy} \tag{2}$$

en que  $y$  es la tasa de interés a largo plazo. Expresando lo anterior en términos de tasas de interés, podemos escribir

$$\frac{dy^*}{dy} = \frac{D_{B_t}}{D_{A_t^*}} \frac{1}{D_{A_t^*}(1 - c_t - u_t)} + \frac{d \log c_t}{dy} + \frac{d \log u_t}{dy} \tag{2}$$

o

$$y^* = \frac{D_{B_t}}{D_{A_t^*}} \frac{1}{D_{A_t^*}(1 - c_t - u_t)} + \frac{d \log c_t}{dy} + \frac{d \log u_t}{dy} + y \tag{2}$$

en que  $y^*$  es la tasa de renta vitalicia y las  $D$  son las duraciones modificadas correspondientes.

Según Acharya y Carpenter (2002), una consecuencia interesante de (1) es que cuando las tasas de interés disminuyen (aumentan), el valor del bono de referencia sin riesgo aumenta (disminuye), pero el valor de la opción de incumplimiento (comprar un activo subyacente más valioso) también aumenta (disminuye)  $(d \log c_t / dy > 0)$ , suponiendo que el valor del activo (el precio ejercido) aumenta menos. Este es el caso si los activos duran menos o si estuvieran sujetos a mayores riesgos que los pasivos. La consecuencia del error de medición es similar: cuando las tasas de interés aumentan (bajan), el valor presente de los flujos de efectivo más distantes en el tiempo bajan (aumentan). Por tanto, por (2), si la opción de incumplimiento es valiosa o el error de medición es significativo, las tasas de interés de las rentas vitalicias deberían bajar (aumentar) menos que las tasas libres de riesgo, y la elasticidad puede ser menor que 1, incluso si el bono de referencia y la renta vitalicia tienen la misma duración. Por otra parte, una elasticidad igual a 1

debería implicar que no hay un riesgo significativo de incumplimiento o de un error de medición importante, cuando se supone que los mercados son eficientes.

En cualquier caso, podríamos esperar que las tasas de interés de las rentas vitalicias sean menores que las tasas libres de riesgos, incluso si se les añadiera una pequeña prima por el riesgo, porque *i*) las tasas de interés registradas subestiman las verdaderas tasas de las rentas vitalicias; *ii*) los costos de operación deben restarse de los rendimientos de los activos, y *iii*) las primas adicionales posibles, relacionadas con desfases y el riesgo de las tablas de mortalidad, pudieran tener que cargarse al pensionado, cuando no sea posible eliminarlo vía diversificación.

## 2. *El caso de Chile*

Desde 1993, el mercado de ingresos fijos chileno ha tenido bonos a 20 años sujetos a un índice por inflación emitidos por el Banco Central. Su duración conforme al método de Macaulay fue aproximadamente 8 (9) años al principio del periodo de la muestra. En vista de la duración de una renta vitalicia, este instrumento ofrece buenas oportunidades para igualar los activos/pasivos y es un punto útil de referencia en el sentido de que se le debe usar para establecer las tasas de las rentas vitalicias marginales.<sup>9</sup>

Con esto en mente, las pruebas presentadas en la gráfica 1B indican una evolución interesante de los márgenes (o *spreads*) de las tasas de las rentas vitalicias (definidos como la tasa de la renta vitalicia menos la tasa libre de riesgos): fueron negativos por más de un punto porcentual al principio del periodo de la muestra y positivos hacia el final. Entre 1993 y 2003 encontramos un incremento de 169 puntos base en los márgenes promedio (cuadro 1A). Los argumentos basados en el error de la medición no explican esto; sólo explican aumentos muy significativos en el riesgo.<sup>10</sup> A pesar de todo, incluso con esta hipótesis, los márgenes negativos iniciales resultan difíciles de justificar. Además, los argumentos basados en el riesgo estarían en contradicción con cualquier elasticidad unitaria que pudiera existir. Por tanto, la explicación está en otros factores.

<sup>9</sup> Véase en la sección de datos las variaciones del costo de las rentas vitalicias.

<sup>10</sup> Por ejemplo, en el caso de los bonos a 10 años de los Estados Unidos, ese incremento equivaldría a una baja en las calificaciones del riesgo desde un punto significativamente por encima del grado de la inversión, a otro significativamente por debajo del mismo (véase, por ejemplo, [www.bondsonline.com](http://www.bondsonline.com)).

CUADRO 1. *Promedios anuales y estadísticas descriptivas*<sup>a</sup>

(Porcentaje)

Año	A. Promedios anuales			
	Tasa de la renta vitalicia-TV (1)	Comisión (1)	Tasa ajustada de la renta vitalicia-TVA	PRC20 (2)
1993	5.17	4.26	5.74	6.83
1994	4.77	4.26	5.33	5.93
1995	4.84	4.84	5.48	6.20
1996	5.10	4.98	5.77	6.17
1997	5.01	5.33	5.72	6.45
1998	5.56	5.28	6.29	7.32
1999	5.33	5.95	6.15	6.54
2000	5.37	5.90	6.19	6.42
2001	5.24	3.94	5.77	5.53
2002	4.93	2.67	5.28	4.56
2003 <sup>b</sup>	4.18	2.70	4.51	3.91
Promedio	5.07	4.61	5.56	6.05
Estadística	B. Estadísticas descriptivas			
	PRC20	TVA	TVA-PRC20( 2)	TVA-TV
Media	0.060256	0.056862	0.003916	0.006229
Mediana	0.061400	0.057390	0.004960	0.006664
Máximo	0.084600	0.065279	0.010017	0.008786
Mínimo	0.036700	0.043670	0.019999	0.003266
Desviación estándar	0.009409	0.004881	0.005597	0.001623
Coefficiente de asimetría ( <i>skewness</i> )	0.790931	0.790634	0.222732	0.560318
Coefficiente de curtosis ( <i>Kurtosis</i> )	3.631803	3.578910	3.054669	2.217609
Jarque-Bera	15.11179	14.76848	1.049101	9.728959
Probabilidad	0.000523	0.000621	0.591821	0.007716
Suma	7.532000	7.107753	0.489547	0.778576
Suma de las desviaciones cuadradas	0.010979	0.002954	0.003884	0.000326
Observaciones	125	125	125	125

FUENTES: (1) Superintendencia de Valores y Seguros; (2) Bolsa de Comercio de Santiago.

<sup>a</sup> TV corresponde a la tasa interna de rendimiento obtenida por el pensionado. TVA es la tasa ajustada de la renta vitalicia pagada por las compañías de seguros (neta de comisiones de corretaje), que resta las comisiones del corredor de las primas recibidas por las compañías de seguros de vida. Ambas tasas se estiman usando la tabla de mortalidad RV85 para un hombre de 65 años de edad sin descendientes (gráfica 3). PRC20 es la tasa de interés de un bono del Banco Central indizado del tipo "anualidad".

<sup>b</sup> Hasta agosto.

## II. LOS DATOS

En esta sección describimos los datos que son usados para las diferentes estimaciones y sus fuentes, además de presentar unas pocas estadísticas descriptivas.

### 1. *Los datos originales*

Los datos originales de las rentas vitalicias provienen de la Superintendencia de Valores y Seguros (SVS). La SVS conserva los registros de las tasas de interés de las rentas vitalicias y también de las comisiones promedio del mercado, de las cuales se informaba anualmente hasta 1999 y trimestralmente después de esa fecha. Las tasas anuales promedio se presentan en el cuadro 1A. Las tasas de renta ajustadas (TVA) representan el costo efectivo por intereses pagados para las compañías de seguros de vida. Para estimar este costo, debemos restar la comisión del corredor de la prima de la renta vitalicia y recalcular la tasa interna de rendimiento con el nuevo (más bajo) pago inicial. Por ejemplo, en el caso de los valores inalienables (*perpetuities*), el costo es equivalente a dividir la tasa de interés por 1 menos el porcentaje de la comisión del agente de venta. Para estimar la TVA, se supone que la comisión promedio es constante durante los periodos correspondientes registrados (primero anual y luego trimestralmente). La misma información se presenta en la gráfica 2, pero en términos de las tasas de interés de las rentas vitalicias antes y después de las comisiones, y de los márgenes correspondientes. El cuadro 1B muestra las estadísticas descriptivas adicionales. La tasa de interés de referencia (PRC20) fue obtenida de los datos de las transacciones del último día del mes en la Bolsa de Comercio de Santiago.

### 2. *Característica de los pagos de rentas vitalicias y su costo estimado*

La gráfica 3 muestra el perfil de pagos para un pensionado de 65 años de edad sin beneficiarios, por una prima de 1 000 unidades de fomento (UF)<sup>11</sup> y una tasa de interés real de alrededor de 5% anual. Ese perfil se obtuvo de las

<sup>11</sup> La unidad de fomento es la unidad indizada de cuenta (ajustada por la inflación). Se la calcula como sigue: dado un valor inicial expresado en pesos para el día 9 del (digamos 17 000 pesos) valor final de la UF para el día 9 del siguiente mes se calcula como  $17\,000 \text{ pesos} \cdot (1 - inf_t^{-1})$ , en que  $inf_t^{-1}$  es la tasa de inflación del mes anterior. La cantidad  $17\,000 \text{ pesos} \cdot (inf_t^{-1})/n$ , en que  $n$  es el número de días del mes, se añade sucesivamente al valor de la UF en el día anterior.

CUADRO 2. *Duración empírica y convexidad de las rentas vitalicias, tasas de interés a largo plazo y pruebas de causalidad<sup>a</sup>*

A. <i>Duración de las rentas vitalicias y convexidad</i>			
<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadística t</i>	
<i>D(TVA)</i>	10.009	1610.78	
<i>D(TVA)*TVA( 1)</i>	44.042	411.10	
<i>D(TVA)^2</i>	21.950	69.919	
<i>C</i>	8.98E-09	0.0196	
Variable dependiente: <i>Dlog(CRV)</i>			
B. <i>Duración y convexidad del rendimiento total (índice de invertir en PRC20)</i>			
<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadística t</i>	
<i>D(PRC20)</i>	9.7152	71.321	
<i>D(PRC20)*(PRC20( 1))</i>	32.047	15.668	
<i>D(PRC20)^2</i>	27.597	5.7995	
<i>C</i>	0.0048	70.483	
Variable dependiente: <i>Dlog(CRV)</i>			
C. <i>Causalidad de Granger</i>			
<i>Hipótesis</i>	<i>Observaciones</i>	<i>Estadística-F</i>	<i>Probabilidad</i>
<i>PRC20 no causa TVA (rezagos: 3)</i>	124	34.9951	3.2E-16
<i>TVA no causa PRC20</i>		0.40836	0.74728
<i>D(PRC20) no causa D(TVA) (rezagos: 2)</i>	123	49.0612	2.9E-16
<i>D(TVA) no causa D(PRC20)</i>		0.41652	0.42634

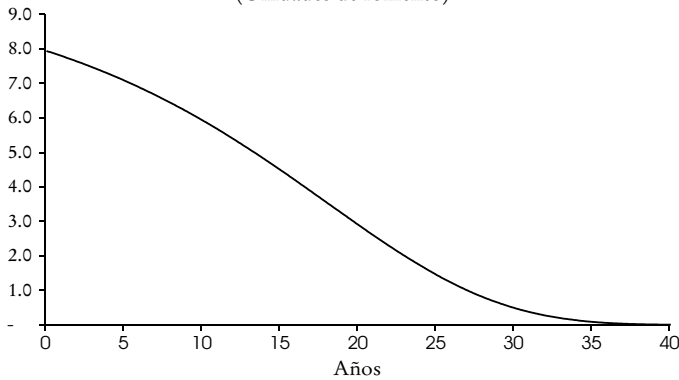
Muestra: 1993:01-2003:12

<sup>a</sup> TVA corresponde a la tasa "ajustada" de renta vitalicia usando la tabla de mortalidad RV85 para un pensionado de 65 años sin beneficiarios. Las tasas ajustadas corresponden a la tasa interna de rendimiento efectiva pagada por las compañías de seguros de vida, que excluye de la prima pagada por el pensionado las comisiones pagadas a los corredores. PRC20 corresponde a la tasa de interés a largo plazo indexada del Banco Central. En la sección A se estimó la sensibilidad empírica del costo de una renta vitalicia respecto a los cambios en su propia tasa de interés (TVA). En la sección B se estimó la sensibilidad empírica del costo de un bono PRC20 respecto a los cambios en su propia tasa de interés (PRC20). En la sección C se prueba si PRC20 y TVA se causan, según la causalidad de Granger, el uno al otro, en niveles y diferencias.

tablas de mortalidad oficiales (RV85) usadas por las compañías de seguros de vida hasta 2003. Si se considera este perfil de pagos y las tasas de interés de las rentas vitalicias, se obtienen los costos estimados de las rentas vitalicias. Con las tasas de renta vitalicias ajustadas (TVA) y el perfil que se acaba de describir, se estimó un índice representativo de los costos de las rentas vitalicias (CRV).



GRÁFICA 3. *Perfil del pago de las rentas vitalicias*<sup>a</sup>  
(Unidades de fomento)



<sup>a</sup> Este es el perfil de pago mensual esperado para un hombre de 65 años de edad, sin descendientes y con una prima de 1 000 UF (véase la nota 10 de pie de página), tasa de mercado 5.07%, usando la tabla de mortalidad RV85.

### 3. *Relaciones de causalidad*

Como parte de la información descriptiva, será útil realizar las pruebas de causalidad de Granger. Considerando la muestra plena y las tasas de interés, varios criterios estadísticos indican un rezago óptimo de aproximadamente tres meses. Considerando los cambios en las tasas de interés, el rezago óptimo es de dos.<sup>12</sup> El cuadro 2C muestra los resultados. Como se esperaba, indica que los niveles y los cambios de la tasa de interés de los PRC20 “causan” los cambios en las tasas de interés de las rentas vitalicias. La relación inversa no existe, lo que implica que las tasas de interés y los cambios de las tasas de interés de las rentas vitalicias no anticipan las tasas futuras de interés. Estos resultados no cambian mucho si se consideran otros periodos muestrales.<sup>13</sup>

## III. METODOLOGÍA Y RESULTADOS

En esta sección se estima la elasticidad a largo plazo de las tasas de interés de las rentas vitalicias respecto a las tasas libres de riesgo, y además se buscan cambios estructurales y se presentan pruebas de solidez (*robustness*).

<sup>12</sup> Para determinar el rezago óptimo usamos los criterios de información de Akaike, Schwartz y Hannan-Quinn, además de un coeficiente de probabilidad secuencial y un error de predicción final. Todos obtuvieron conclusiones similares.

<sup>13</sup> Considerando que Lefort y Walker (2002) encuentran pruebas de “predictibilidad”, los argumentos de anticipación de las tasas de interés no pueden descartarse de antemano.

1. *Elasticidad a largo plazo*

El propósito de este estudio es determinar la elasticidad a largo plazo del costo de la renta vitalicia respecto a la tasa de interés a largo plazo [ecuación (1)]. Esto equivale a estimar la elasticidad de la tasa de interés de la renta vitalicia respecto a la misma variable [ecuación (2)]. Se usa la segunda opción, pues la interpretación es más clara. Nuestra hipótesis es que la elasticidad es igual a 1, lo que será cierto si la tasa libre de riesgo elegida representa adecuadamente el costo marginal de una renta vitalicia y si el riesgo o las consideraciones de posibles errores de medición carecen de importancia.

En vista de que debe transcurrir algún tiempo entre la venta de la renta vitalicia y el registro e informe oficiales de la venta, puede preverse que ocurrirá un rezago, particularmente si usamos como referencia tasas de interés de fin de mes libres de riesgo. También puede requerirse tiempo para que las compañías de seguros de vida ajusten la estrategia de sus negocios a las cambiantes condiciones del mercado. Así, estimamos la siguiente ecuación:

$$TVA_t = a + b_0 PRC20_t + b_1 PRC20_{t-1} + \dots + b_l PRC20_{t-l} \quad (3)$$

Con esta especificación, para que por lo menos una parte de los cambios en la tasa de interés libre de riesgos se transfiera a la tasa de interés de las rentas vitalicias, necesitamos que

$$\sum_{l=0} b_l = 0$$

Además, para tener una elasticidad de 1 se requiere que

$$\frac{1}{1 - \sum_{l=0} b_l} = 1$$

o, lo que es equivalente

$$\sum_{l=0} b_l = 1$$

Los resultados se presentan en el cuadro 3. Usamos dos rezagos en vista de los resultados presentados en la sección II.3. Si también incluimos la tasa de mercado contemporánea, el coeficiente es en esencia 0 y no afecta los resultados. La suma de los coeficientes  $b_1$  y  $b_2$  es 0.3; es significativamente mayor que 0 (cuadro 3B). El coeficiente de la variable dependiente rezagada es 0.34522, que da una elasticidad de 0.466, que es significativamente menor a 1 (cuadro 3B).

CUADRO 3. *Estimación de la elasticidad a largo plazo*<sup>a</sup>

<i>A. Relación entre los cambios en la tasa de interés</i>			
<i>Variable</i>	<i>Coficiente (1)</i>	<i>Coficiente (2)</i>	
$D(TVA(1))$	0.3452	0.3410	
Estadística $t$	5.2542	4.0823	
$D(PRC20(1))$ ( $b_1$ )	0.1599	0.0815	
Estadística $t$	7.3078	1.5979	
$D(PRC20(2))$ ( $b_2$ )	0.1449	0.1941	
Estadística $t$	5.9108	4.7371	
$D(PRC20(1))^* (D(PRC20(1)) - 0)$ ( $b_3$ )		0.1309	
Estadística $t$		2.1075	
$D(PRC20(2))^* (D(PRC20(2)) - 0)$ ( $b_4$ )		0.0700	
Estadística $t$		0.6243	
Constant ( $a$ )	0.0000	0.0001	
Estadística $t$	0.0828	0.5030	
$R^2$	0.5922	0.6056	
$R^2$ ajustadas	0.5820	0.5889	
Error estándar de la regresión	0.0005	0.0006	
Suma de los residuos cuadrados	0.0000	0.0000	
Probabilidad Log	750.56	752.62	
Durbin-Watson	2.1469	2.2092	
Variable dependiente promedio	0.0001	0.0001	
Desviación estándar de la variable dependiente	0.0009	0.0009	
Criterio de información de Akaike	12.04	12.04	
Criterio de Schwarz	11.95	11.9058	
Estadística $F$	58.10	36.24	
Probabilidad (estadística $F$ )	0.0000	0.0000	
Variable dependiente: $D(TVA)$			
Muestra 1993:05 2003:08			
Observaciones: 124			
<i>B. Hipótesis</i>			
<i>Pruebas estadísticas</i>	<i>Valor</i>	<i>DF</i>	<i>Probabilidad</i>
$b_1 = b_2 = 0$			
Estadística $F$	97.235	(1, 120)	0.0000
2	97.235	1	0.0000
$b_1 = b_2 = 1$			
Estadística $F$	30.212	(1, 120)	0.0000
2	30.212	1	0.0000

CUADRO 3 (conclusión)

	Ecuación (1)	Ecuación (2)
Estadística $F$	4.70	6.43
Probabilidad	0.00	0.00
Coefficiente de probabilidad log	27.87	24.84
Probabilidad	0.00	0.00

<sup>a</sup> La sección A estima (1)  $TVA_t = a + b_1 PRC20_t + b_2 PRC20_{t-1} + b_3 D_{t-1}$  y (2)  $TVA_t = a + b_1 PRC20_t + b_2 PRC20_{t-1} + b_3 D_{t-1} + b_4 D_{t-2}$ , en que  $D_2$  es una variable ficticia que toma el valor de 1 si  $PRC20_t = 0$ ;  $TVA$  corresponde a la tasa de la renta vitalicia ajustada usando el cuadro de mortalidad RV85 para un pensionado de 65 años de edad sin beneficiarios. Las tasas ajustadas corresponden a la tasa interna de rendimiento efectiva pagada por las compañías de seguros de vida, que excluye, de las primas pagadas por los pensionados, la comisión pagada a los corredores.  $PRC20$  corresponde a la tasa de interés a largo plazo indizado del Banco Central. La sección B prueba si la elasticidad a largo plazo es igual a 1. La sección C prueba si hay cambio estructural usando la prueba del punto de ruptura de Chow en 2001:06, para ambas especificaciones de las ecuaciones (1) y (2).

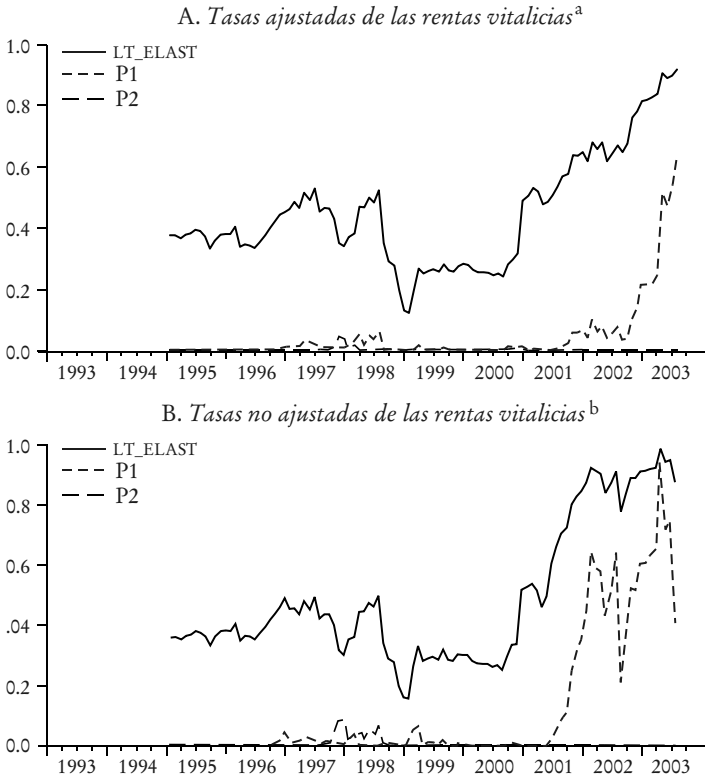
Por tanto, las pruebas presentadas hasta ahora contradicen la hipótesis de que los cambios en la tasa de interés a largo plazo son transferidos íntegramente al costo de la renta vitalicia.

## 2. Cambios estructurales

En vista de la evolución de las diferencias entre los costos de la renta vitalicia, y la tasa de interés libre de riesgos, y de las comisiones registradas (gráficas 1B y 2), una pregunta razonable es si la elasticidad a largo plazo ha cambiado. Teniendo esto en cuenta, se estimó la ecuación (3) con muestras móviles de 36 meses. Con cada estimación verificamos las hipótesis  $b_1 = b_2 = 0$  y  $b_1 = b_2 = 1$  con pruebas de razones de verosimilitud. Nuestros resultados, que se muestran en la gráfica 4A, son elocuentes. La suma de los coeficientes  $b_1$  y  $b_2$  siempre es significativamente diferente de 0. Además, después de mediados de 2001 la elasticidad a largo plazo  $(b_1 + b_2)/(1 - \rho)$  se torna indistinguible estadísticamente de 1. Esto significa que la evidencia de un cambio estructural es clara y que todos los cambios de la tasa de interés del mercado son transferidos íntegramente a los costos de las rentas vitalicias durante los tres últimos años de la muestra.

Una pregunta interesante es si el cambio estructural que se observa puede deberse a respuestas asimétricas a los cambios en la tasa libre de riesgos. Por ejemplo, en un ambiente de colusión sería posible encontrar que las tasas de

GRÁFICA 4. *Elasticidad estimada de las tasas ajustadas y no ajustadas de las rentas vitalicias respecto a los cambios en la tasa de referencia libre de impuestos*



<sup>a</sup> Estimaciones móviles de la elasticidad a largo plazo de TVA respecto a los cambios en la tasa libre de riesgos ( $PRC_{20}$ ). La ecuación estimada es  $TVA_t = a + TV_{t-1} + b_1 PRC_{20,t-1} + b_2 PRC_{20,t-2} + \epsilon_t$ . La gráfica muestra estimaciones móviles de  $(b_1 - b_2)/(1 - \rho)$  ( $LT\_ELAST$ ), valores  $p$  de la restricción  $(b_1 - b_2) = 0$  ( $P1$ ) y de la restricción  $(b_1 - b_2) = 1$  ( $P2$ ).

<sup>b</sup> Estimaciones móviles de la elasticidad a largo plazo de TVA respecto a los cambios en la tasa libre de riesgos ( $PRC_{20}$ ). La ecuación estimada es  $TVA_t = a + TV_{t-1} + b_1 PRC_{20,t-1} + b_2 PRC_{20,t-2} + \epsilon_t$ . La gráfica muestra estimaciones móviles de  $(b_1 - b_2)/(1 - \rho)$ , valores  $p$  de la restricción  $(b_1 - b_2) = 0$  ( $P1$ ) y de la restricción  $(b_1 - b_2) = 1$  ( $P2$ ).

las rentas vitalicias son más sensibles a los descensos que a los aumentos de las tasas libres de riesgos, y que el supuesto cambio estructural en realidad sólo refleja que durante la última parte del periodo de la muestra las tasas de interés disminuyen.<sup>14</sup> Para estudiar esta cuestión, permitimos que la elasticidad difiera dependiendo de si las tasas libres de riesgo aumentan o disminuyen.

<sup>14</sup> Agradezco a un dictaminador anónimo de EL TRIMESTRE ECONÓMICO por señalar este punto.

Los resultados se presentan en la segunda columna del cuadro 3. La suma de los coeficientes rezagados ( $b_1 + b_2$ ) y la elasticidad a largo plazo ( $(b_1 + b_2)/(1 - \rho)$ ) permanecen más o menos iguales, pero ciertamente las tasas de las rentas vitalicias responden con más rapidez a bajas en la tasa libre de riesgos rezagada un periodo. Usando este planteamiento también detectamos el cambio estructural. Los resultados de las pruebas de Chow para un cambio estructural a mediados de 2001 se presentan en el cuadro 3C. Por tanto, la más alta elasticidad a largo plazo no puede atribuirse a la asimetría en las respuestas a cambios en la tasa de interés de referencia libre de riesgos.

### 3. Otras pruebas de solidez

Aquí presentamos pruebas de la solidez de nuestros resultados, considerando otras variables dependientes (tasas de rentas vitalicias no ajustadas) e independientes (tasas libres de riesgo ajustadas por el plazo y la estructura).

a) *Tasas de rentas vitalicias no ajustadas.* Repetimos el ejercicio de las muestras móviles usando la tasa de interés de las rentas vitalicias (no ajustada) pagada efectivamente al pensionado. Los resultados se presentan en la gráfica 4B. En lo esencial son similares a los que se encuentran usando la tasa de interés ajustada o TVA. Incluso pareciera que estas tasas de interés no ajustadas hubieran empezado a ajustarse antes.

b) *La tasa de interés relevante del mercado.* Las compañías de seguros de vida pueden considerar pertinente una tasa de interés diferente para determinar las tasas de interés de las rentas vitalicias, considerando que el esquema de pagos de la PRC20 es plano y bianual, mientras que los pagos esperados por la renta vitalicia son mensuales y decrecientes.

Para considerar esta posibilidad realizamos el ejercicio siguiente. Primero, estimamos a fines de cada mes la estructura intertemporal de las tasas de interés entre 1993 y 2003 usando los bonos emitidos por el Banco Central de Chile, basándonos en la representación paramétrica de Nelson y Siegel (1987). Con los parámetros de la estructura de las tasas de interés estimadas obtuvimos un conjunto completo de los precios cupón cero mensuales. Luego, usamos estos precios para determinar el valor presente mensual de las rentas vitalicias y las series correspondientes de las tasas internas de rendimiento.<sup>15</sup> La gráfica 5A muestra la evolución del costo estimado de la renta

<sup>15</sup> Véase en Lefort y Walker (2000) una aplicación similar a los datos chilenos. Los pormenores de los cálculos pueden solicitarse al autor.

vitalicia y la gráfica 5B su tasa interna de rendimiento (TIR). El  $R^2$  de la regresión de la TIR contra la tasa PRC20 es 0.99, y el coeficiente de la pendiente no es significativamente diferente de 1 con un valor  $p$  de 15%. Por tanto, para las finalidades de este estudio, ningún error relacionado con la estructura intertemporal de las tasas de interés parece afectar los resultados.

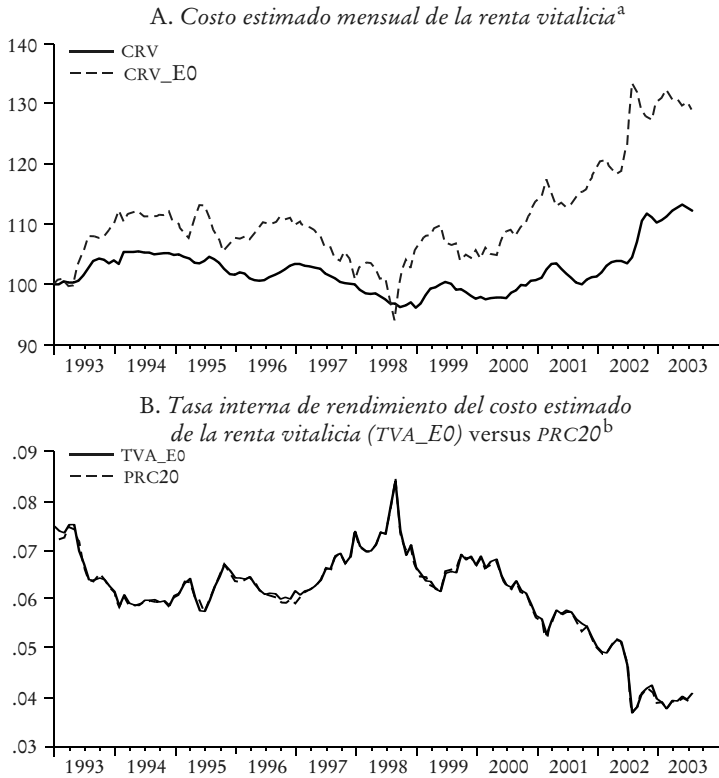
#### IV. INTERPRETACIÓN

Resumiendo, hasta ahora hemos documentado los siguientes hechos: primero, si se usan las tasas de interés del mercado, los costos de las rentas vitalicias (o su valor presente) aumentaron 30%, mientras que el precio total cargado a los pensionados se incrementó sólo en 12%. Esto fue así porque las diferencias entre las tasas de interés ajustadas de las rentas vitalicias y las tasas de referencia (PRC20) fueron negativas a principio del periodo de la muestra y se tornaron positivas al final del mismo (gráfica 1B).<sup>16</sup> Segundo, las comisiones registradas han disminuido (cuadro 1 y gráfica 2). Tercero, la elasticidad de la tasa de interés de las rentas vitalicias respecto a las tasas de interés del mercado fue significativamente menor que 1 y se volvió estadísticamente indistinguible de 1. Así, debemos explorar qué cambios en la industria explican estos ajustes en los parámetros de las rentas vitalicias.

La oportunidad del descenso en las comisiones coincide con el momento en que la elasticidad se tornó estadísticamente igual a 1, y ambos cambios coinciden con una baja generalizada en las tasas de interés. A continuación intentamos demostrar que estos hechos probablemente reflejan una competencia intensificada realizada mediante las tasas de interés en esta industria. El propio hecho de que las comisiones disminuyeran al mismo tiempo que aumentan las tasas de interés de las rentas vitalicias por encima de las tasas

<sup>16</sup> En vista de los razonamientos presentados en las secciones anteriores, es difícil entender la razón por la cual las tasas de las rentas vitalicias terminan por encima de las tasas libres de riesgo, en particular si se las subestima por usar tablas de mortalidad ya superadas. Es como si la competencia pueda haber llevado a las tasas de las rentas vitalicias “demasiado lejos”. Las pruebas analizadas en James, Song y Vittas (2001) son congruentes con la idea de que las tasas de las rentas vitalicias en Chile son “demasiado altas” al final del periodo de muestra. Esto tiene varias explicaciones posibles: *i*) el riesgo es mucho más alto de lo que suponemos; *ii*) la irracionalidad (o los problemas de agencia) influye en el comportamiento de las compañías de seguros de vida; *iii*) se apuesta de manera generalizada (tiempo del mercado) a los incrementos de la tasa de interés (lo que en sí puede ser irracional o racional, dependiendo de la eficiencia del mercado local), y *iv*) algunas de las compañías aseguradoras pueden también estar aceptando pérdidas conscientemente para adquirir una proporción dominante del mercado. Es necesario estudiar más esto. Sin embargo, incluso si, desde la perspectiva de las aseguradoras, se venden las rentas vitalicias a un valor presente neto negativo, esto no implica forzosamente la bancarrota o que se le refleje como márgenes negativos en los estados financieros.

GRÁFICA 5. Costo estimado mensual de la renta vitalicia y tasas internas de rendimiento



<sup>a</sup> Los cálculos de los índices que representan el costo de emitir una renta vitalicia están basados en la estructura de las tasas de interés en todo el plazo (CRV\_EO) y en las tasas de interés efectivas pagadas por las compañías de seguros de vida (CRV).

<sup>b</sup> Tasas internas de rendimiento del costo de las rentas vitalicias para las compañías de seguros de vida estimadas usando la estructura en todos los plazos de las tasas de interés internas (TVA\_EO) versus la tasa libre de riesgos a largo plazo.

de interés de mercado parece indicar más competencia. Ahora realizamos pruebas estadísticas para comprobar esta conjetura.

### 1. Las comisiones

Un indicador potencial del grado de competencia son las comisiones. Puede argumentarse que si parte de estas comisiones se le devuelve a los pensionados, podría ser un mal indicador. Sin embargo, en vista de la baja generaliza-



CUADRO 4. *Elasticidad a largo plazo versus la tasa de interés y las comisiones*<sup>a</sup>

<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadística t</i>	<i>Prob.</i>
PRC20( 2)	9.541734	6.122562	1.558455	0.1223
TRV-TRV_PENS	154.4704	31.36968	4.924196	0.0000
Constante	0.674433	0.222425	3.032184	0.0031
R <sup>2</sup>	0.728884	Variable dependiente		0.879674
R <sup>2</sup> ajustada	0.723461	D. E. de la variable dependiente		0.413207
Error estándar de la regresión	0.217293	Akaike info criterio		0.186445
Suma de los residuos cuadrados	4.721631	Schwarz, criterio		0.109706
Probabilidad log	12.60193	Estadística F		134.4228
Estadística Durbin-Watson	0.295342	Prob(estadística F)		0.000000

Variable dependiente: Log(*ELAST\_LP*)

Método de los mínimos cuadrados

Muestra (ajustada): 1995:02-2003:08

Observaciones incluidas: 103 después de ajustar los puntos finales

Newey-West HAC Errores estándar & Covarianza (rezagos truncados 4)

<sup>a</sup> Los resultados de la regresión del coeficiente móvil  $(b_1 - b_3)/(1 - \rho)$  respecto a las tasas de interés a largo plazo y las comisiones TVA (TV) corresponden a la tasa de la renta vitalicia “(no) ajustada” usando la tabla de mortalidad RV85 para un pensionado de 65 años de edad sin sucesores. Las tasas ajustadas corresponden a la tasa interna de rendimiento efectiva pagada por las compañías de seguros de vida, que excluye de la prima pagada por el pensionado, las comisiones pagadas a los corredores. PRC20 corresponde a la tasa de interés de largo plazo indizada del Banco Central. Las tasas no ajustadas corresponden a la tasa interna de rendimiento que reciben los pensionados.

da en las tasas de interés, es posible que las compañías aseguradoras tuvieran que competir más activamente mediante las tasas de las rentas vitalicias. Para comprobar esto, hicimos las regresiones de (log de) la elasticidad a largo plazo estimada que se presenta en la gráfica 4A respecto a las comisiones, medidas como márgenes de la tasa de interés (gráfica 2). También incluimos la tasa de interés como un “regresor” adicional para observar si el descenso en las tasas de interés explicaba por sí sola el cambio estructural. Los resultados, presentados en el cuadro 4, confirman la última conjetura. El efecto de las tasas de interés en la elasticidad a largo plazo no es significativo, pero las comisiones sí lo son.<sup>17</sup>

## 2. Comisiones y tasas de interés ajustadas de las rentas vitalicias

También es de interés determinar si los pensionados acaban con un peor trato (valor presente neto menor) producto de un pago en efectivo adelantado

<sup>17</sup> Lo intentamos con una tasa de interés y varios rezagos diferentes (uno a la vez, debido a la multicolinealidad), y los resultados no cambiaron significativamente.

cuando la comisión aumenta.<sup>18</sup> Una manera indirecta de comprobar esto es verificar si las compañías de seguros que pagaron comisiones más altas (que nosotros afirmamos fueron devueltas en parte al comprador de la renta vitalicia) obtuvieron financiación más barata, pagando un menor costo en los intereses de sus rentas vitalicias. Para estudiar esto, necesitamos información pormenorizada de las aseguradoras, la que ha estado disponible desde 2001.

Realizamos el siguiente ejercicio. Primero estimamos las tasas de interés ajustadas (TVA) usando las tasas de interés de las rentas vitalicias (TV) al nivel de cada aseguradora y las comisiones de los corredores (C), controlando por la participación de mercado ( $p$ ), para cada mes y para cada aseguradora, considerando un pensionado de 65 años de edad sin descendientes y la tabla de mortalidad RV85. Con la especificación de un panel de datos, estimamos lo siguiente

$$TVA_{it} = \beta_0 + \beta_1 PRC20_{it} + \beta_2 c_{o(i)} + \beta_3 p_{it} + \beta_4 (TVA_{it} - TV_{it}) + e_{it} \quad (4)$$

y

$$TVA_{it} = \beta_0 + \beta_1 PRC20_{it} + \beta_2 c_{o(i)} + \beta_3 p_{it} + \beta_4 C_{it} + u_{it} \quad (5)$$

La participación en el mercado se usó como una variable adicional de control, para considerar las posibilidades de diferencias sistemáticas. En cualquier caso, en vista del potencial de los problemas de endogeneidad, también estimamos las ecuaciones usando participaciones de mercado rezagadas y excluyendo esta variable del todo. Los resultados no cambian.

Usamos varias especificaciones para el panel de datos (una constante común para todos los miembros del panel, variable dependiente rezagada, efectos fijos y efectos aleatorios). Los resultados se presentan en el cuadro 5. La parte A muestra los resultados de la estimación de (4) y la parte B, de (5). Los resultados son muy congruentes entre sí, y en este sentido parecen sólidos. En todo caso, verificamos la hipótesis de que las comisiones más altas están asociadas con tasas de interés ajustadas más bajas. Dependiendo de la especificación, un punto porcentual adicional en las comisiones está relacionado con un menor costo de tasa de interés entre 9 y 18 puntos básicos.<sup>19</sup>

Para entender mejor la importancia de este resultado, supóngase por

<sup>18</sup> Véase la nota 6 de pie de página.

<sup>19</sup> Para la especificación con la variable dependiente rezagada, dividimos el coeficiente de comisión (0.0304) por 1 menos el coeficiente promedio de la variable dependiente rezagada.

ejemplo que el pensionado paga una prima de 1 por la renta vitalicia. La compañía aseguradora recibe  $1 - c$  y el corredor recibe  $c$ . Para simplificar, trabajemos con valores inalienables (*perpetuities*) y supongamos que son una función de esta comisión,  $A(c)$ . Encontramos que la tasa de la renta vitalicia ajustada  $R(c) = A(c)/(1 - c)$  disminuye con  $c$  ( $dR(c)/dc < 0$ ). Diferenciando encontramos

$$\frac{dR(c)}{dc} = \frac{1}{1 - c} \frac{dA(c)}{dc} - \frac{A(c)}{(1 - c)^2} \frac{d(1 - c)}{dc} = \frac{1}{1 - c} \frac{dA(c)}{dc} + \frac{A(c)}{(1 - c)^2} > 0 \quad (6)$$

que implica que

$$dA(c) > R(c)dc \quad (7)$$

Por tanto, incluso si un pensionado recibe todas las comisiones mayores como “devoluciones” (*rebates*), toda la operación es injusta desde el punto de vista actuarial, pues la renta vitalicia disminuye más que la tasa de interés multiplicada por la comisión adicional. Si a los pensionados no se les devuelve las comisiones, es evidente que están en una peor situación. En otras palabras, desde la perspectiva del pensionado, las mayores comisiones están asociadas definitivamente con valores presentes netos menores (o con menores *money worth ratios*, según la jerga especializada).

### 3. Cambios en el tiempo

Considerando la posibilidad de que nuestros resultados sean producidos sólo por un descenso significativo en las comisiones, volvimos a hacer la estimación (5) en trimestres móviles sucesivos. En vista de que hay regresiones que en esencia son de corte transversal no restamos la tasa de interés PRC20, y usamos una constante común. Los resultados se presentan en la gráfica 6, junto con las comisiones de las aseguradoras. Encontramos que la relación negativa significativa entre las comisiones y las tasas ajustadas de las rentas vitalicias sólo existe hasta mediados de 2001 y después desaparece.

### 4. Otras pruebas

Hay pruebas adicionales congruentes con la idea de que los cambios estructurales presentados se deben a cambios en los niveles o mecanismos de la competencia. En realidad, el 28 de noviembre de 2000, el Senado inició la dis-

CUADRO 5. *Tasas ajustadas de las rentas vitalicias versus comisiones (panel, regresiones)<sup>a</sup>*

	Tipo de regresión			
	Simple	Dependiente retrasada <sup>b</sup>	Efectos fijos <sup>b</sup>	Efectos aleatorios
A. <i>Variable explicativa: Comisión de los corredores (X = C)</i>				
Constante	0.7888	0.2103		0.7713
Prueba <i>t</i>	20.5494	5.5699		13.8779
Comisión (C)	0.1429	0.0304	0.1810	0.1778
Prueba <i>t</i>	18.2339	3.6939	25.1292	22.2234
Participación en el mercado ( <i>p</i> )	0.0797	0.2547	2.4068	2.1209
Prueba <i>t</i>	0.3564	1.4179	7.9998	6.7970
$TVA_{it-1} - PRC20_{t-3}$		0.6670		
Prueba <i>t</i>		22.977		
$R^2$	0.3197	0.6318	0.5990	0.5976
$R^2$ ajustada	0.3172	0.6297	0.5823	0.5962
Error estándar de la regresión	0.2600	0.1797	0.2033	0.1999
Probabilidad Log	38.1528	160.1250	107.9990	
Durbin-Watson	0.6531	2.0471	1.0969	1.0846
Variable dependiente promedio	0.3019	0.3241	0.3019	0.3019
Variable dependiente desviación estándar	0.3146	0.2954	0.3146	0.3146
Suma de los residuos cuadrados	37.1687	16.3587	21.9088	21.9821
Estadística <i>F</i>	129.2222	40.4762	35.9848	
Prob(estadística <i>F</i> )	0.0000	0.0000	0.0000	
B. <i>Variable explicativa: X = TVA - TV</i>				
Constante	0.7816	0.2110		0.7604
Prueba <i>t</i>	21.0700	5.6590		13.9642
Comisión (TVA-TV)	1.2117	0.2608	1.5346	1.5098
Prueba <i>t</i>	18.8536	3.7694	25.8782	23.6732
Participación en el mercado ( <i>p</i> )	0.1224	0.2472	2.3835	2.1123
Prueba <i>t</i>	0.5615	1.3745	8.1120	6.9687
$TVA_{it-1} - PRC20_{t-3}$		0.6620		
Prueba <i>t</i>		22.396		
$R^2$	0.3385	0.6321	0.6236	0.6224
$R^2$ ajustada	0.3361	0.6301	0.6080	0.6210
Error estándar de la regresión		0.1796		
	0.2563		0.1970	0.1937
Probabilidad Log	30.3765	160.40	125.5211	
Durbin-Watson	0.6735	2.0423	1.1618	1.1504
Variable dependiente promedio	0.3019	0.3241	0.3019	0.3019
Variable dependiente desviación estándar	0.3146	0.2954	0.3146	0.3146

CUADRO 5 (conclusión)

	Tipo de regresión			
	Simple	Dependiente retrasada <sup>b</sup>	Efectos fijos <sup>b</sup>	Efectos aleatorios
Suma de los residuos cuadrados	36.1379	17.043	20.5635	20.6296
Estadística <i>F</i>	140.7520	302.51	39.9151	
Prob(estadística <i>F</i> )	0.0000	0.0000	0.0000	

Periodo simple 2001:1-2003:10 (34 meses)

Diferentes compañías de seguros de vida: 21

Número total de observaciones (panel no equilibrado): 553

<sup>a</sup> Los resultados de estimar la ecuación  $TVA_{it} = \alpha + \beta PRC20_t + \gamma c_0(i) + \delta c_1P_{it} + \epsilon c_2X_{it} + u_{it}$  con dos especificaciones para *X*: las comisiones del corredor como un porcentaje de la prima del seguro y expresadas como la diferencia entre las tasas de las rentas vitalicias ajustadas y no ajustadas. TVA (TV) corresponde a la tasa de las rentas vitalicias “(no) ajustada” con base en el cuadro de mortalidad RV85 para un hombre de 65 años de edad sin beneficiarios. Las tasas ajustadas corresponden a la tasa interna de rendimiento efectiva pagada por las compañías de seguros, que excluye de las primas pagadas por el pensionado las comisiones pagadas a los corredores. PRC20 corresponde a la tasa de interés indizada de largo plazo pagada por el Banco Central. Las tasas no ajustadas corresponden a la tasa interna de rendimiento recibida por los pensionados.

<sup>b</sup> Matriz de varianza-covarianza ajustada por la heteroscedasticidad con base en White.

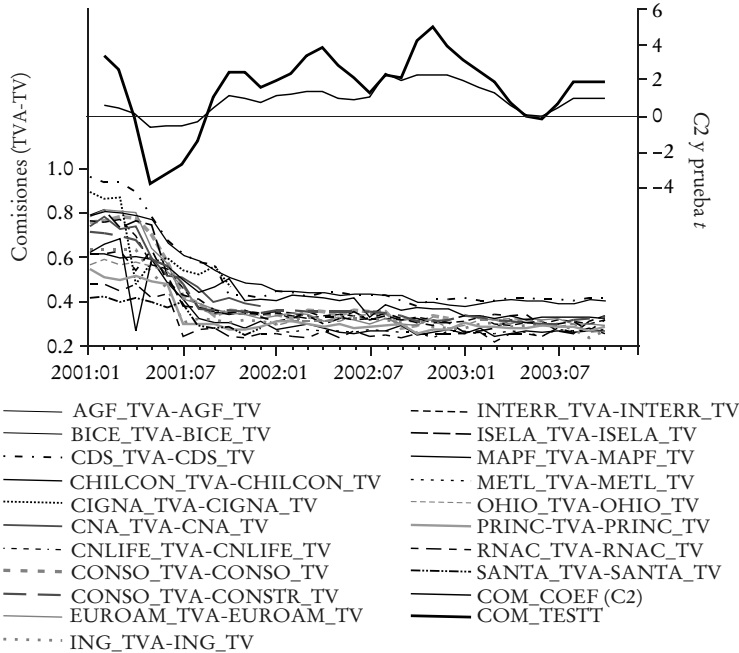
cusión de un nuevo borrador de la ley de pensiones para poner en vigencia un sistema obligatorio de subastas electrónicas de pensiones vitalicias, que también establecería un tope a las comisiones. Entre otras cosas, esta nueva ley habría establecido que “los afiliados (a un fondo de pensiones) podrían seleccionar una de las tres mejores ofertas de pensiones o cualquier otra oferta que por lo menos fuera igual al promedio de las tres mejores [tasas de rentas vitalicias] menos 2 puntos porcentuales”, lo que limitaría indirectamente la dilución máxima de la pensión. Además, “prohíbe a las compañías de seguros, a los corredores, agentes de ventas y a otras personas que intervienen en el proceso de venta de las rentas vitalicias ofrecer incentivos o beneficios que no sean los establecidos en la ley, con el propósito de hacer contratos de pensiones usando esta modalidad”.<sup>20</sup>

Las comisiones (gráficas 2 y 6) ya habían disminuido en el primer trimestre de 2001. Por tanto, parece probable que la industria usó la reducción como una “señal autorreguladora” (o primera movida) para influir en el debate legislativo.<sup>21</sup> Puesto que este cambio legal también significaba cambios

<sup>20</sup> Véase *Diario de sesiones del Senado*, publicación oficial, legislatura 343<sup>a</sup>. Véase las referencias bibliográficas.

<sup>21</sup> La versión más suave de esta ley aprobada en 2004, de hecho, impuso un tope a las cuotas y creó un sistema de información bastante transparente de las cotizaciones de las rentas vitalicias para los pensionados potenciales, pero sin la obligación de elegir entre los tres más altos. Véase las referencias bibliográficas.

GRÁFICA 6. *Relación entre las tasas ajustadas de las rentas vitalicias y las comisiones<sup>a</sup>*



<sup>a</sup> Regresión móvil del panel trimestral de la ecuación  $TVA_{it} = c_0 + c_1 p_{it} + c_2(TVA_{it} - TV_{it})$ . Las siglas antes del símbolo “\_” representa una compañía de seguros de vida en particular. En cada caso se grafica la diferencia entre las tasas de rentas vitalicias “ajustadas” (TVA) y la no ajustadas (TV). “CM\_COEFF” y “CM\_TESTT” representa el coeficiente de la pendiente de la regresión ( $c_2$ ) y la correspondiente prueba, respectivamente.

en los mecanismos de competencia, la disminución también puede haber sido un esfuerzo por acelerar las ventas.

### 5. Pruebas de las devoluciones anticipadas

Es cierto que no tenemos pruebas directas (ni podemos tenerlas) de que las comisiones más altas cobradas por los corredores fueran regresadas parcialmente a los pensionados, pues es una práctica ilegal. No obstante, sostenemos que cuando consideramos conjuntamente las pruebas analizadas aquí, esta interpretación es la más congruente.

Primero, en el borrador de la ley de pensiones, y aunque las devoluciones ya eran ilegales, las autoridades reguladoras insistieron en este mismo punto. Esto significa que este tema ya era motivo de preocupación en ese momen-

to. Segundo, sin las devoluciones de efectivo, es difícil entender que las aseguradoras que pagaban mayores comisiones también hayan obtenido costos de financiación menores (subsección 2) y que esto dejara de ocurrir después de mediados de 2001 (subsección 3). Recuérdese también que las elasticidades de las tasas de interés de las rentas vitalicias aumentaron en esa misma fecha. Como otra hipótesis, por ejemplo, es posible que se hayan pagado comisiones más altas a los comisionistas que tenían la capacidad de encontrar clientes menos informados, lo que les permitió a las aseguradoras pagar tasas de interés menores en esas rentas vitalicias. Pero, en este caso, la capacidad de estos corredores en particular no desaparecería después de mediados de 2001.

También es cierto que la amenaza de imponer tope a las comisiones de los corredores posiblemente cause profundos cambios en el mercado de corretaje. Pero, de nuevo, no es evidente que esto aumentaría los costos financieros de las rentas vitalicias, a menos que se hiciera uso de devoluciones ilegales de efectivo. Por tanto, concluimos que todas las pruebas anteriores consideradas en su conjunto son totalmente congruentes con la hipótesis de que parte de las comisiones más altas eran devueltas a los pensionados, porque esto explica la mayoría de los otros resultados que se presentan en este artículo. Por supuesto, es posible que exista otra explicación.

## CONCLUSIONES

El objetivo de este artículo ha sido estimar la elasticidad a largo plazo de las tasas de interés de las rentas vitalicias respecto a los cambios en la tasa de interés del mercado, pero este estudio descubrió varios otros hechos interesantes. Creemos que este es un tema importante, en primer lugar porque esta elasticidad debe reflejar en parte el grado de competencia o los atributos usados para competir en la industria de las rentas vitalicias.<sup>22</sup>

Desde la perspectiva de la política pública, sería motivo de preocupación encontrar que las tasas de las rentas vitalicias no responden a condiciones cambiantes del mercado financiero, pues esto puede significar que, después de una larga fase de acumulación en el sistema obligatorio de pensiones, al principio de la fase de desacumulación se deje una significativa parte de sus ahorros en las manos de corredores y de compañías aseguradores en forma de “ganancias excesivas” (reflejadas en bajos costos de financiación o en

<sup>22</sup> Esta elasticidad es importante también para determinar las políticas de inversión que deben seguir los fondos de pensiones para proteger a éstas (Walker, 2003).

pensiones bajas). Esto a su vez puede deberse a la miopía de parte de los pensionados (“el pecado original”), que aceptan adelantos en efectivo a cambio de reducciones actuarialmente desfavorables en sus pagos de renta vitalicia. También puede deberse a la asimetría en la información.

Este artículo indica que, entre 1993 y 2003, el valor presente de los costos de las rentas vitalicias medido con las tasas de interés del mercado aumentó 30%, mientras que el costo real que cobraban las aseguradoras a los pensionados aumentó sólo 12%. Esto ocurrió porque la diferencia de la tasa de interés de las rentas vitalicias respecto a la tasa libre de riesgos (PRC20) fue negativa al principio del periodo de la muestra y se tornó positiva al final de ese periodo.

Los resultados indican también que las rentas vitalicias siempre han sido sensitivas a las tasas de interés del mercado, pero hasta 2000 sólo una pequeña fracción de los cambios en la tasa de interés era traspasada a las tasas de interés de las rentas vitalicias (con una elasticidad a largo plazo de entre 20 y 40%). A partir de ese punto, no podemos rechazar la hipótesis de una elasticidad de 1, lo que significa que los cambios en la tasa de mercado se reflejan por completo en las tasas de interés de las rentas vitalicias. Este cambio estructural está relacionado significativamente con un descenso generalizado en las comisiones de los corredores. La mayor elasticidad y las menores comisiones coincidieron con la discusión en el Congreso del borrador de una ley que habría obligado a la subasta electrónica de las rentas vitalicias y establecido un tope a las comisiones. Además, encontramos pruebas de que las compañías que pagaban mayores comisiones también pagaban menores costos de tasas de interés (ajustadas) totales por las rentas vitalicias.

Una explicación que es congruente con toda las pruebas combinadas es que las comisiones más altas dan más espacio para diluir las pensiones (los pagos anticipados o devoluciones en efectivo al pensionado), que en el caso de los pensionados miopes reduce la competencia por medio de las pensiones y la aumenta por la vía de los pagos en efectivo, aunque el valor presente neto total obtenido por el pensionado será menor. En resumen, nuestros resultados son congruentes con la interpretación de que la amenaza legal causó un descenso generalizado en las comisiones de los corredores, reduciendo los márgenes para la dilución de las pensiones, aumentando la competencia por medio de las tasas de las rentas vitalicias y haciendo que aumentara la elasticidad y fuera igual a 1.

Aquí hay dos explicaciones que compiten entre sí y que se originan por



perspectivas muy diferentes. Primero, no podemos excluir automáticamente la posibilidad de que los pensionados obtuvieran modestas devoluciones de efectivo y que una gran parte de las mayores comisiones simplemente terminara en manos de los corredores —que los corredores abusaran de pensionados mal informados—. Esta historia usa la irracionalidad, la asimetría de la información o la falta de educación para explicar la manera en que las rentas vitalicias con altas comisiones fueron vendidas en primer lugar, cuando los pensionados no obtienen ningún beneficio compensatorio. En este caso, podemos concluir que los pensionados de hoy en día obtienen ciertamente mucho mejor trato desde un punto de vista financiero. No obstante, esta hipótesis no puede explicar por qué las compañías que pagaban comisiones altas fueron también las que obtuvieron costos financieros menores.

Otra posible explicación es el riesgo: que los márgenes aumentan debido a un riesgo crediticio mayor para las aseguradoras. Hay cierta verdad en esto, pues un descenso generalizado en las tasas de interés aumenta significativamente la deuda y los coeficientes deuda/activos de las compañías aseguradoras, cuyos activos y pasivos no estén perfectamente enfasados. Sin embargo, es difícil conciliar esta explicación con: *i*) los márgenes negativos iniciales que posteriormente fueron positivos, pues el cambio absoluto y los niveles finales parecen “muy grandes” para que sean explicados sólo por el riesgo; *ii*) el aumento de los márgenes, que coincide con un repentino descenso en las comisiones que pagan a los corredores todas las aseguradoras, y *iii*) con el hecho de que desde mediados de 2001 la elasticidad de las tasas de las rentas vitalicias respecto a los cambios en la tasa libre de riesgos se incrementaron hasta ser estadísticamente indistinguibles de 1, algo que sólo debe ocurrir si se reduce el riesgo de incumplimiento. Finalmente, el riesgo tampoco puede explicar la razón de que las compañías de seguros que pagaban comisiones más altas también pagaban tasas ajustadas de rentas vitalicias menores. Así, aunque no podemos ignorar por completo la historia del riesgo u otras interpretaciones, creemos que las pruebas son bastante congruentes con nuestra interpretación basada en la “miopía de los pensionados”.

APÉNDICE. *La conveniencia de la PRC20 como la tasa de referencia libre de riesgos*

Si los bonos del Banco Central PRC20 y las rentas vitalicias tienen una duración y convexidades similares, la primera puede ser considerada una referencia razonable

para la última. Puesto que las tasas de interés cambiaron significativamente en el periodo de la muestra, estimamos las duraciones de las rentas vitalicias y de los PRC de un modo poco tradicional, como una función de la tasa de interés, y al hacerlo así tenemos en cuenta que las duraciones cambian con las tasas de interés. Obsérvese que no suponemos un rezago en el ajuste o algo parecido. Es sólo una definición *ad hoc*. El cuadro 2 muestra estimaciones empíricas de la duración modificada y de la convexidad marginal de las rentas vitalicias.

Dada la relación que (por definición) existe entre el costo de la renta vitalicia y la TVA, el ajuste de la regresión es casi perfecto. La duración (empírica) modificada (que mide el cambio porcentual en el costo de la renta vitalicia cuando ocurre un cambio de 1% en su tasa de interés) resulta ser  $10.44TVA_t^{-1}$ . Por ejemplo, para una tasa de interés ajustada de 4%, la duración modificada es 8.24. La convexidad (empírica marginal, que acompaña al término cuadrático) es 22. Para comparar, hacemos el mismo ejercicio para un índice PRC20 de rendimiento total de riqueza, que supone una inversión mensual en un nuevo PRC20. Obtenemos una duración modificada de  $9.7232PRC20_t^{-1}$ . Con tasas de interés de 4%, la duración modificada es 8.44. La convexidad empírica o residual de este instrumento es marginalmente mayor que la de la renta vitalicia.

Podemos concluir así que el PRC20 puede ser un instrumento razonable para mejorar los activos y pasivos de las aseguradoras, al menos en el caso de un hombre de 65 años de edad. Sin embargo, es importante tener en mente que muchas de las rentas vitalicias pagadas por las compañías de seguros en realidad corresponden a personas que se jubilan a temprana edad, y que para esa finalidad la duración del PRC20 es muy baja.

En cualquier caso, quizá la mejor prueba de que el PRC20 es una tasa de referencia pertinente para establecer el precio de las rentas vitalicias es la que se presenta en la gráfica 5B, pues la estructura de plazos ajustada de la tasa interna de rendimiento es en esencia idéntica a la tasa de interés del PRC20 durante el periodo considerado para la muestra.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Acharya, V., y J. Carpenter (2002), "Corporate Bond Valuation and Hedging with Stochastic Interest Rates and Endogenous Bankruptcy", *Review of Financial Studies*, 15, pp. 1355-1383.
- Edwards, G., y S. Valdés (1998), "Jubilación en los sistemas pensionales privados", *EL TRIMESTRE ECONÓMICO* vol. LXV (1), núm. 257, enero-marzo, pp. 3-47.
- James, E., X. Song y D. Vittas (2001), "Annuities Markets Around the World", *American Economic Association Meetings*, enero.

- Lefort, F., y E. Walker (2000), "Caracterización de la estructura de tasas reales en Chile", *Economía Chilena*, vol. 3, núm. 2, pp. 31-52.
- \_\_\_\_\_, y \_\_\_\_\_ (2002), "Premios por plazo, tasas reales y catástrofes: Evidencia de Chile", *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, vol. LXIX (2), núm. 274, pp. 191-225.
- Mitchell, O., J. M. Poterba, M. J. Warshawsky y Jeffrey R. Brown (1999), "New Evidence on the Money's Worth of Individual Annuities", *American Economic Review*, vol. 89, núm. 5, diciembre, pp. 1299-1318.
- Modigliani, F., y M. Miller (1958), "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment", *American Economic Review* 48, junio, pp. 261-297.
- Nelson, C. R., y A. F. Siegel (1987), "Parsimonious Modeling of Yield Curves", *Journal of Business* 60 (4), pp. 473-489.
- Senado de la República de Chile (2000), *Diario de sesiones del Senado*, publicación oficial legislatura 343<sup>a</sup>, extraordinaria. Sesión 13<sup>a</sup>, en martes 28 de noviembre de 2000 (<http://sil.senado.cl/docsil/diar3620.doc/:11-13>).
- \_\_\_\_\_, (2004), Ley 19934, 21 de febrero de 2004 (<http://sil.senado.cl/pags/index.html>), Boletín número 1148-05.
- Superintendencia de Valores y Seguros (2002), *El sistema chileno de pensiones*, Quinta edición, capítulo 6: Principales resultados (<http://www.safp.cl/sischilpen/espanol.html>).
- Superintendency of Pension Fund Administrators (2003), *The Chilean Pension System*, Cuarta Edición, Santiago, Chile. Publisher: Superintendencia de Administradoras de Fondos de Pensiones (<http://www.safp.cl/sischilpen/english.html>).
- Walker, Eduardo (2003), *Determinación de la cartera de inversión óptima de una AFP*, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Pontificia Universidad Católica de Chile, mimeografiado.