

**Nº 369**

**Enero 2010**



## Documento de Trabajo

**ISSN** (edición impresa) **0716-7334**

**ISSN** (edición electrónica) **0717-7593**

### **La Demanda de las AFP Chilenas: 1993-2002**

**Iván Marinovic  
Salvador Valdés**

Versión impresa ISSN: 0716-7334  
Versión electrónica ISSN: 0717-7593

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE  
INSTITUTO DE ECONOMIA

---

Oficina de Publicaciones  
Casilla 76, Correo 17, Santiago  
www.economia.puc.cl

**LA DEMANDA DE LAS AFP CHILENAS: 1993-2002**

**Iván Marinovic  
Salvador Valdés.\***

**Documento de Trabajo N° 369**

Santiago, Enero 2010

---

\*svaldes@faceapuc.cl

## INDEX

ABSTRACT	1
1. INTRODUCCIÓN	2
2. LA DEMANDA PARA UNA AFP INDIVIDUAL	7
2.1. Demanda bajo condiciones de suscripción	7
2.2. Los determinantes de la demanda de AFP en Chile	11
2.2.1. Los Vendedores	12
2.2.2. Comisiones Regulares	15
2.2.3. Premios de entrada	16
2.2.4. Retorno relativo del fondo de pensiones	20
2.2.5. Marca y Stock Publicitario de la AFP	21
2.2.6. Salario Imponible	22
3. ESTIMACIÓN	23
3.1. Dos bases de datos	23
3.2. Cambio Estructural	25
3.3. Los Datos	26
3.4. Endogeneidad, Simultaneidad, Estacionalidad y Rezagos	26
3.5. El Método de Estimación	27
4. RESULTADOS	29
4.1. Estimaciones obtenidas	29
4.2. Elasticidad efectiva de la demanda a precios	30
5. SENSIBILIDAD DE LA DEMANDA A OTRAS VARIABLES	33
6. CONCLUSIONES	34
BIBLIOGRAFÍA	36
ANEXO	42

# La demanda de las AFP chilenas: 1993-2002<sup>1</sup>

por  
Iván Marinovic<sup>2</sup> y Salvador Valdés<sup>3</sup>

Término de elaboración: 24 Agosto de 2005

Fecha de esta publicación: enero 2010

## Abstract

This paper estimates the demand curves faced individually by each pension fund management firm that serves compulsory saving for old age in Chile, in 1993-2002. These firms –*Administradoras de Fondos de Pensiones*, AFP- sell their services by retail methods, contacting each client separately. The service is also a subscription service, so demand refers both to the inflow of new subscribers and the outflow of separations. The paper presents two specifications with different degrees of aggregation: a panel where for each firm the rival firms are aggregated together, and a more detailed panel for a specific AFP where rival firms are disaggregated. The specific firm is chosen to be a large AFP whose participants have the highest taxable earnings and may be more informed. In the first panel, the finding for 1993-97 is that the effective elasticity of demand faced by each firm is less than 1.0 (in absolute value). In the panel for relatively more informed participants, the effective elasticity in 1993-97 was slightly larger than one, implying an optimal margin of 70% above marginal cost. For the period that starts in December 1997, after important regulatory changes, the effective elasticity for the panel for relatively more informed participants fell to 0.10 and in the other panel remained below 1.0. Together, these results show that in Chile competition between pension funds has occurred without competition in prices throughout 1993-2002, and that competition in prices weakened further after 1998.

**Keywords:** Competition, Social Security, Demand estimation, Dynamic panels.

*JEL classification:* J32, H55, C33.

---

<sup>1</sup> Nota histórica: Este trabajo fue presentado en la Conferencia Internacional organizada por el Centro de Estudios Públicos y la Superintendencia de AFP en Santiago, 11 y 12 de noviembre de 2005, que sentó las bases de la reforma previsional ocurrida posteriormente en Chile, y antes en la reunión anual de la Sociedad de Economía de Chile realizada en Reñaca, V Región en agosto de 2005. Agradecemos los comentarios de los asistentes a ambos seminarios, especialmente a Solange Berstein, Eduardo Fajnzylber y Alejandro Micco. Los resultados de este trabajo fueron influyentes porque fue el estudio econométrico sobre la demanda de las AFP que documentó más sólidamente cuán insensibles a las comisiones eran los afiliados de las AFP. Sus resultados motivaron a las autoridades para aceptar la propuesta de licitación de afiliados nuevos, contenida en la Reforma Previsional de 2008 (ley 20.255), y llevada a la práctica en enero de 2010.

<sup>2</sup> Profesor de Economía, Universidad de los Andes.

<sup>3</sup> Profesor Titular, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, svaldes@faceapuc.cl

# 1. Introducción

Este estudio tiene dos audiencias. Por un lado presenta y aplica metodologías que podrían ser útiles en el creciente número de industrias que vende o compra bajo condiciones de suscripción. Por otro lado, este estudio tiene relevancia para la crisis mundial de la seguridad social para la vejez. Entre aquellos países que han dado pasos hacia el financiamiento por capitalización, muchos han mandatado un mercado minorista, donde cada trabajador elige por su cuenta a un proveedor privado. Otros países han establecido agregadores de demanda (empleadores, agencias públicas) que licitan la provisión de estos servicios en bloque, en representación de miles o de cientos de miles de trabajadores. Una cuestión clave es si la venta minorista de servicios de seguridad social logra una eficiencia comparable a la compra en bloque, lo cual depende de la magnitud de la elasticidad precio, que se estima en este trabajo.

Definimos que son industrias que venden o compran bajo condiciones de suscripción, aquellas que acuerdan contratos para prestar servicio continuo a sus clientes y que obtienen una parte dominante de sus ingresos aplicando precios al stock de clientes (sin cobrar a los flujos de clientes nuevos o de clientes que se retiran). Las consecuencias de este tipo de demanda han sido estudiadas por los modelos de lealtad de marca (Wernerfelter 1991, Valdés-Prieto 2002). También son importantes en los mercados de compra donde la firma contrata con una oferta atomizada eligiendo la tarifa pagada al stock de proveedores, sin cobrar o pagar a los flujos de proveedores nuevos o de aquellos que se retiran. La literatura que estudia la demanda por trabajo bajo estas condiciones incluye a Boal y Ransom (1997) y Manning (2003). Estos estudios encuentran que la elasticidad precio efectiva en un estado estacionario depende en forma combinada de la elasticidades precio del flujo de entradas y del flujo de salidas, y también del nivel de la tasa de rotación del stock de clientes.

El aporte de este estudio radica en la especificación y en la aplicación empírica. Se proponen dos especificaciones, que exhiben distinto grado de agregación. La primera usa datos de panel para un conjunto de firmas, pero agrega los flujos de entrada de subscriptores sin distinguir la firma de origen del nuevo cliente, y agrega las salidas de subscriptores sin distinguir según la firma de destino. Esta especificación entrega

coeficientes representativos de todo el mercado. La segunda especificación usa datos de panel para una sola firma, y desagrega los flujos según la firma de origen y de destino, respectivamente. La firma elegida tiene los afiliados de mayor salario, que según las encuestas son los mejor informados y los más sensibles al precio. Ambos segmentos interesan a la política de seguridad social.

Se utilizan métodos para paneles dinámicos con una dimensión temporal amplia (en nuestro caso  $T$  es superior a 40) y un número pequeño de unidades (aquí  $N$  varía entre 8 y 22). Judson y Owen (1999) comparan en términos de eficiencia y sesgo el desempeño de distintos estimadores en paneles de estas características, usando simulaciones de Montecarlo. Ellos encuentran que el tradicional estimador *LSDV* (efectos fijos) logra un desempeño aceptable, comparable al de otros estimadores más complejos como el de Kiviet (1999) y de Bun y Kiviet (2003). Nosotros combinamos el estimador de efectos fijos con el método *SUR* (Seemingly Unrelated Regressions) para las ecuaciones de entrada y salida, con el fin de construir un intervalo de confianza válido para la elasticidad precio efectiva, que depende de parámetros de ambas ecuaciones.

La industria elegida para esta aplicación empírica es relevante para las reformas a la seguridad social. En un número creciente de países la ley obliga a los trabajadores a adquirir servicios a alguna firma registrada oficialmente, llamada Administradora de Fondos de Pensiones (AFP). Para efectos de las curvas de demanda, el aspecto más importante es si la elección de la AFP está en manos de los trabajadores individuales (configuración minorista o retail, la más difundida en América Latina y en Europa Oriental), o en manos de instituciones que licitan servicios en gran escala en representación de miles o cientos de miles de trabajadores (como empleadores, sindicatos sectoriales o entidades públicas como el Thrift Saving Plan de EE.UU.). En la compra en bloque, la elasticidad precio de la demanda que enfrenta cada oferente en la subasta puede ser casi infinita, lo cual elimina los incentivos a que las firmas inviertan en vendedores y en ventas cruzadas que elevan los costos. En el modelo minorista, las AFP prestan un servicio adicional a la gestión financiera, que es la comunicación con los afiliados o clientes. La experiencia cualitativa comparada sugiere que la sensibilidad a las comisiones es sustancialmente menor en la configuración minorista que cuando los compradores son instituciones (James, Smalhout y Vittas 2001).

Este estudio aplica la teoría de la lealtad de marca para estimar la elasticidad precio efectiva de la demanda en el modelo minorista, que rigió en Chile en el período 1993-1997. También estima esa elasticidad en el período que siguió a ciertas reformas regulatorias que facilitaron la coordinación para despedir vendedores, en el período 1998-2002.

Los dos estudios empíricos más recientes sobre la demanda en el sistema chileno de AFP son los de Berstein y Micco (2002) y Berstein y Ruiz (2005)<sup>4</sup>. Ninguno de ellos considera rezagos de la variable dependiente, a pesar de que Marinovic (2000) había demostrado que son muy significativos en los datos mensuales chilenos. Además son uniecuacionales, pues la variable dependiente es el flujo neto de clientes, sin distinguir entre entradas y salidas. Una estimación separada sería más robusta frente a errores de especificación. Tampoco identifican ni reportan aquella elasticidad precio efectiva que consideraría una AFP para decidir su precio, dado su modelo de la demanda.

La especificación de Berstein y Micco (2002) difiere del resto de la literatura, pues impone que si los vendedores no entregan premios de entrada (regalos) a los afiliados que traspasan, y si los atributos relativos de las AFP son constantes en el tiempo, la productividad de los vendedores sería nula. La intuición es que cada afiliado termina encontrando la AFP que ofrece la combinación más valorada de atributos y no querrá moverse de allí. Esto olvida que un vendedor logra traspasos porque reduce los costos de información y de cambio para los afiliados, independiente de los premios y de los atributos relativos de las AFP. Por otro lado, este trabajo fue el primero que utilizó datos separados de flujos netos con cada una de las AFP rivales, permitiendo que la diferencia de atributos entre cada par de AFP manifestara su efecto. Sin embargo, a pesar de que su propia teoría indica que el premio de entrada debería interactuarse con el número de vendedores para explicar la demanda, al llegar a la implementación, no lo interactúa.

Berstein y Ruiz (2005) usan la especificación habitual de la literatura de lealtad de

---

<sup>4</sup>Otros son Abuhabda (1994) y Mastrangelo (1999). El primero estudia sólo los traspasos positivos. Ignorar las salidas constituye una limitación seria, porque bastaría con que ellas fueran muy sensibles al precio para que la elasticidad efectiva fuera alta. Además, ese trabajo usa datos de corte transversal solamente, lo que dificulta la interpretación de sus resultados. En Mastrángelo (1999), la variable que representa a los mensajes comerciales es la remuneración del personal de ventas. Debido al diseño del contrato de honorarios que usaban las AFP, esa remuneración dependía en forma directa del número de traspasos que se realizaban, y por lo tanto era una variable muy similar a la variable dependiente y endógena. La inconsistencia causada no fue corregida.

marca, donde los vendedores logran traspasos aunque los atributos relativos no cambien, y donde el nivel de los atributos relativos de las firmas afecta las tasas de rotación. Ese trabajo no usa datos separados para el flujo neto entre pares de AFP, sino el total de flujos netos para cada AFP en particular. También incluyen una variable explicativa que intenta representar el premio de entrada, aunque en relación al promedio de los premios de entrada de las AFP rivales, y no resulta significativa. Probablemente ello ocurre debido a que no está bien especificada.<sup>5</sup> Tampoco toma en cuenta el efecto de la participación de mercado de la AFP sobre el tamaño de los flujos.<sup>6</sup>

El presente trabajo también sigue la especificación habitual de la literatura de lealtad de marca, donde el nivel de los atributos relativos afecta las tasas de rotación y donde los vendedores logran traspasos aunque los atributos relativos de las firmas no cambien. Esta especificación es validada porque se encuentra una alta sensibilidad a la acción de los vendedores, sin interactuar con los premios. El presente estudio introduce los siguientes avances respecto a Marinovic (2000): primero, mejora la definición de la variable de entrada para considerar el efecto de la participación de mercado de la AFP: en efecto, una AFP no experimentaría entradas si tuviera el 100% del mercado. Segundo, usa métodos de panel dinámico que consideran el desbalanceo de los datos. Tercero, considera la correlación contemporánea entre los errores de las entradas y de las salidas a través del método SUR, que además permite estimar un intervalo de confianza para la elasticidad efectiva a precios que enfrenta una AFP. Cuarto, corrige por estacionalidad, que resulta ser sustancial con datos mensuales y no había sido considerada en trabajos anteriores. Quinto, extiende la muestra hasta abril de 2002, y desde enero de 1993. Sexto, incluye a todas las AFP que operaron por al menos dos años durante la muestra, y no sólo a cinco AFP.

Quizá la diferencia más importante con Marinovic (2000) es que mide por separado la respuesta a precios de los trabajadores más informados. Para ello estima una demanda para una sola AFP que sirve en mayor medida a esos trabajadores, con un novedoso método de panel que considera por separado los flujos de entrada y salida con cada una de las firmas

---

<sup>5</sup>Debería dividir por los Traspasos de la AFP  $i$ , en vez de multiplicar por ellos. Luego, debería dividir por el salario imponible medio del cotizante, para tomar en cuenta que el monto de los premios no es uniforme entre cotizantes. Por último debería interactuar esta variable con el número de vendedores.

<sup>6</sup>Usan la participación de mercado de la AFP como variable explicativa en forma lineal, pero no incluyen las interacciones que corresponden a ese diseño (ver sección 2.1).



rivales. Al comparar este panel con el panel de todas las AFP se logra detectar variaciones en la clientela servida a lo largo del tiempo por esta AFP en relación a la clientela de todas las AFP.

Los principales resultados específicos se refieren a la elasticidad efectiva a precios para cada firma que los consumidores y el mercado presentan. Recordemos que si la elasticidad precio a nivel de una firma individual fuera menor que 1,0 ella aumentaría su valor si elevara su precio. El resultado para el panel completo de AFP, en el período 1993-97, es que la elasticidad efectiva a precios fue menor que 1,0 a un nivel de confianza de 90%. Este es el resultado de la suma de dos fuerzas: una baja respuesta de los consumidores frente a cambios potenciales de precio, y el efecto amortiguador de una residencia esperada positiva de los clientes existentes. Este bajo valor, para un período donde hubo entrada y la rivalidad entre firmas fue fuerte, implica que las diferencias de precio entre AFP fueron indiferentes para el trabajador medio, posiblemente porque le pareció caro o innecesario informarse respecto a las diferencias de precio. Este comportamiento impide a las firmas competir en precios, pues la clientela de cada firma se entrega en forma cautiva en cuanto al precio.

La estimación para 1993-97 para los clientes de alto salario, que son los más informados de acuerdo a otras fuentes, encuentra una elasticidad efectiva a precios mayor que 1,0 indicando que este segmento de clientes no estaba cautivo. Sin embargo, la elasticidad precio encontrada es apenas 2,43 que implica un margen óptimo de 70% sobre costo marginal. Un margen de ese tamaño todavía genera un incentivo fuerte a gastar en vendedores y otras variables distintas del precio. Peor aún, se encuentra que los cambios regulatorios de 1997-98 redujeron a 0,1 la elasticidad efectiva a precios presentada por los clientes más informados, indicando que esos cambios debilitaron aún más la competencia en precios. El panel de todas las firmas en el período 1998-2002 también rechaza la hipótesis de que la elasticidad efectiva a precios es superior a 1,0 al 90% de confianza, indicando que la firma promedio continuó percibiendo una clientela cautiva en cuanto a precios.

La sección 2 presenta conceptos de demanda para una firma que vende bajo condiciones de suscripción, y la construcción de las variables explicativas para la demanda. La sección 3 presenta los datos y la especificación econométrica de la demanda.

La sección 4 presenta los resultados. La sección 5 extrae conclusiones respecto a la sensibilidad de los trabajadores individuales a las diferencias de gestión financiera entre firmas. La sección 6 concluye.

## **2. La demanda para una AFP individual**

### **2.1. Demanda bajo condiciones de subscripción**

Muchas firmas acuerdan contratos para prestar servicio continuo a sus clientes y obtienen la mayor parte de sus ingresos a partir de precios aplicados al stock de clientes. Los ejemplos abundan en la industria financiera (cuentas bancarias, tarjetas de crédito y débito, seguros de vida con ahorro, fondos mutuos). También hay muchos ejemplos en la industria de la entretención (gimnasios, clubes de campo, TV cable, telefonía celular, conexión a internet, periódicos y revistas) y en los servicios básicos (agua potable, gas a domicilio, distribución eléctrica, extracción de basura). Los ingresos por cargos de conexión y desconexión son secundarios para estas firmas.

Como en otras firmas que venden bajo condiciones de subscripción, la totalidad de los ingresos de cada AFP son obtenidos de precios aplicados al stock de afiliados ( $A$ ) que permanece en ella durante ese período. Ese stock evoluciona en el tiempo según la diferencia entre el flujo de nuevos afiliados que recibe (Entradas o ent) y el flujo de afiliados que pierde (Salidas o sal). Si denotamos como “ $p$ ” el precio medio por afiliado que recibe una firma en un período, entonces el ingreso de la firma sería  $pA$ .

El tamaño de los flujos también depende del número de afiliados que ya tiene cada AFP. Una AFP que no tiene afiliados no experimentará salidas aún cuando sus atributos sean muy desfavorables. Tampoco tendrá entradas una AFP que ya sirve a todos los afiliados potenciales. Para incorporar estos hechos, es útil definir el flujo de salidas “ $S$ ” como el producto de una tasa de salida “ $\phi$ ” por el stock de clientes, y definir el flujo de entradas “ $E$ ” como el producto de una tasa de entrada “ $e$ ” por el stock de clientes potenciales, que incluye a todos los clientes efectivos de las firmas rivales. Luego, se cumple que:

$$\frac{\partial A}{\partial t} \equiv E_t - S_t = e_t(p_t, p_{-t}, otros)(A_t^{potenciales} - A_t) - \phi(p_t, p_{-t}, otros)A_t \quad (1)$$

Este es un modelo de lealtad de marca, porque las tasas de entrada y de salida dependen del nivel de los atributos relativos (ver Wernerfelter 1991, Valdés-Prieto 2002, Boal y Ransom 1997 y Manning 2003). Este enfoque contrasta con el de Berstein y Micco (2002), que impone una tasa de rotación nula cuando el nivel de los atributos relativos es constante y no hay vendedores. La intuición de este segundo enfoque es que cada afiliado termina encontrando la AFP que ofrece la combinación más valorada de atributos y no querrá moverse de allí. Este enfoque olvida que el permanente cambio en las preferencias de los afiliados genera una rotación autónoma que depende del nivel de los atributos relativos de las AFP. Sin embargo, el modelo simple de lealtad de marca omite que cuando cambian los atributos relativos de las AFP, se debería producir un aumento transitorio en el volumen de traspasos, pues la velocidad de cambio de los atributos relativos no es un argumento de los flujos. Esta limitación se subsana parcialmente en la parte empírica de este estudio, incluyendo la variable dependiente rezagada.

Otra ventaja del modelo de lealtad de marca es permitir que, aunque los vendedores no entreguen premios de entrada (regalos) a los afiliados que traspasan, y aunque los atributos relativos de las AFP sean constantes en el tiempo, la productividad de los vendedores sea positiva. Esto captura el hecho de que un vendedor logra traspasos porque reduce los costos de información y de cambio para los afiliados, independiente de los premios y de los cambios en los atributos relativos de las AFP. En cambio, el enfoque de Berstein y Micco (2002) atribuyen productividad nula a los vendedores en esa situación.

La ecuación (1) también indica que los traspasos netos, expresados como un porcentaje del stock de clientes potenciales, dependen de la participación de mercado de la firma, pero interactuando con la tasa de entrada y con la tasa de salida de una determinada manera.<sup>7</sup>

El concepto de elasticidad precio es válido para aquellos segmentos de subscriptores donde la firma decida aplicar un único precio uniforme, o aplique precios determinados con

---

<sup>4</sup>  $\frac{\partial A/\partial t}{A_t^{potencial}} = e_t \left( -S_t \right) - \phi_t S_t$  donde  $S_t = \frac{A_t}{A_t^{potencial}}$

una fórmula con un parámetro único. La literatura ya citada demuestra que en la situación descrita por la ecuación (1), y en ausencia de costos directos de cambiar los precios, una firma que desee maximizar el valor presente de sus flujos de caja al elegir el precio  $p$ , consideraría solamente dos parámetros: el costo marginal de producción y un coeficiente llamado elasticidad precio efectiva de la demanda.<sup>8</sup> Este último coeficiente está dado, en un estado estacionario, por la siguiente fórmula (Valdés-Prieto, 2002):

$$\eta^{effective} \equiv \eta^E + \eta^\phi \left( \frac{\phi^*}{\phi^* + r} \right) \quad (2)$$

donde:

$\eta^E \equiv - \left( \frac{\partial E}{\partial p} \right) \left( \frac{p}{E} \right)$  = elasticidad de las entradas al precio. (Nota :  $-\partial E/\partial p > 0$ )

$\eta^\phi \equiv \left( \frac{\partial \phi}{\partial p} \right) \left( \frac{p}{\phi} \right)$  = elasticidad de la tasa de salidas al precio. ( $\eta^\phi > 0$ )

$\phi^*$  = tasa de salida, en algún estado estacionario (aquél donde  $\partial A/\partial t = 0$ ).

$r$  = tasa de descuento usada por la firma.

La ecuación (2) indica que basta con que uno solo de los flujos sea altamente elástico a las comisiones, para que la firma considere que enfrenta una alta elasticidad precio efectiva. Debido a las condiciones de suscripción, el tamaño de los flujos en relación al stock ( $A_t$ ) también importa. Cuando la tasa de rotación de clientes se acerca a cero, la elasticidad precio efectiva tenderá a cero aunque la elasticidad precio de los flujos sea alta. Esto ocurre porque una menor tasa de rotación alienta la estrategia de subir los precios porque posterga hacia un futuro más lejano las pérdidas de utilidades causadas por la consiguiente disminución de clientes.<sup>9</sup> El objetivo primordial de este estudio es estimar esta elasticidad precio efectiva para la industria chilena de AFP.

También es útil descomponer la elasticidad precio efectiva notando que en cualquier estado estacionario:

---

<sup>8</sup>El precio óptimo de estado estacionario es aquél que cumple  $p^* = Cmg^* \left[ 1 + \frac{1}{\eta^{effective} - 1} \right]$

<sup>9</sup>Para que esto sea cierto, se requiere que la tasa de descuento  $r$  sea positiva. Si es nula, en un contexto de horizonte infinito el valor de la firma es infinito y un cambio marginal de precios no cambia ese hecho, por lo que no existe una senda óptima de precios y (2) no se aplica.

$$0 = e(-s) \phi s \rightarrow e^* = \phi^* \frac{s^*}{1-s^*} \quad (3)$$

Reemplazando en definición de la elasticidad de entradas, y luego en (2):

$$\eta^{effective} \equiv \left( -\frac{\partial e}{\partial p}(-s^*) + \frac{\partial \phi}{\partial p} s^* \right) * \left[ \frac{p^*/s^*}{\phi^* + r} \right] \quad (4)$$

El paréntesis redondo contiene la respuesta de los consumidores a cambios potenciales en el precio, considerando tanto la entrada como la salida. En cambio, el paréntesis cuadrado contiene el impacto de otras condiciones de mercado, como la tasa de rotación  $\phi^*$ , la participación de mercado de la firma  $s^*$ , la tasa de descuento de la firma  $r$  y el nivel de precios de la firma  $p^*$ . Estas otras condiciones de mercado no dependen de la respuesta de los consumidores a cambios potenciales de precio, pero sí afectan la decisión de precio de la firma. En la sección 4 se mostrará esta descomposición.

Varios autores han estimado la demanda por AFP en Chile usando como variable dependiente la variación neta en la participación de mercado,  $(\partial A / \partial t) / A^{potenciales}$ . Podríamos considerar la elasticidad precio de esa variación neta, pero si el flujo neto es nulo, como ocurre en cualquier estado estacionario, el denominador será nulo y esa elasticidad fluctuará violentamente entre  $\pm \infty$ . Se sigue que esa elasticidad no podría ser estimada empíricamente. Una salida natural a este obstáculo es considerar en vez la sensibilidad al precio de la variación en la participación de mercado, definida a continuación:

$$\theta_{ds/dt, p} \equiv -\frac{\partial}{\partial p} \left( \frac{ds}{dt} \right) = -\frac{\partial}{\partial p} \left( \frac{dA}{dt} \right) \frac{1}{A^{potenciales}} = \frac{1}{p} \left[ \eta^e(-s) + \eta^\phi \phi s \right] \quad (5)$$

En un estado estacionario se cumple (3), que además permite, combinando además con la ecuación (1), obtener el siguiente resultado:

$$\eta^{effective} = \theta_{ds/dt, p} \left[ \frac{p^*/s^*}{\phi^* + r} \right] \quad (6)$$

Este resultado indica que la estimación de una demanda uniecuacional donde la variable dependiente sea la variación en la participación de mercado, también permite reconstruir la elasticidad precio efectiva que considera la firma para elegir su precio. Los requisitos son que la demanda estimada esté bien especificada, que los coeficientes

entreguen la sensibilidad  $\theta_{ds/dt,p}$  y que ella sea transformada según indica (6).

La estimación separada de las tasas de entrada y salida tiene dos ventajas sobre una estimación uniecuacional. Primero, genera información desagregada que puede resultar útil, como identificar si las entradas son más elásticas al precio que las salidas, o viceversa. Segundo, permite más robustez frente a errores de especificación.

Se denomina el caso donde la elasticidad precio efectiva es menor que 1,0 como uno de clientela cautiva en cuanto al precio. Tal noción podría ser cuestionada, porque es sabido que cuando la elasticidad efectiva a precio para una firma individual es menor que 1,0 ésta aumenta el valor presente de sus utilidades elevando el precio, y sólo se detiene cuando la elasticidad aumenta a un nivel mayor que 1,0.<sup>10</sup> Esta paradoja se resuelve porque la elasticidad precio efectiva sólo considera los obstáculos que ponen los clientes cuando la firma sube el precio, y no considera los obstáculos que podrían poner rivales potenciales (entrantes) ni las autoridades políticas. Por otro lado, para detectar la presencia de obstáculos puestos por rivales o autoridades no es necesario que la elasticidad sea menor que 1,0. Bastaría que el precio óptimo sin restricciones fuera superior al precio observado. Es decir, bastaría con probar que:

$$p^{observado} < Cmg \cdot \left[ 1 + \frac{1}{\eta^{effective} - 1} \right] \quad (7)$$

Sin embargo, cuando no existe información precisa sobre el costo marginal, no es posible evaluar la condición (7). Este estudio introduce un procedimiento más robusto: si la elasticidad precio efectiva es menor que 1,0 entonces se infiere la presencia de obstáculos puestos por rivales o autoridades, cualquiera sea el costo marginal.

## 2.2. Los determinantes de la demanda de AFP en Chile

A diferencia de otros servicios que se venden bajo condiciones de suscripción, la demanda de AFP es obligatoria legalmente en Chile. En efecto, la ley exige que todo trabajador dependiente, definido como aquél que se pone a las órdenes de algún empleador,

---

<sup>10</sup>La firma querrá subir el precio hasta que la elasticidad cumpla  $\eta^{effective} = \frac{p}{p-Cmg}$ . Mientras la elasticidad precio sea constante o disminuya al subir el precio, conviene subir el precio. Eventualmente los clientes se quedan sin ingreso, limitando esta escalada.

compre la misma cantidad de servicios básicos de AFP. En Chile, casi todos los trabajadores obligados a cotizar cumplen la ley (cobertura legal de aportes cercana a 100%), lo cual permite igualar la demanda potencial con la demanda efectivamente observada.

Consideremos ahora la variable de stock. Una peculiaridad de esta industria es que sólo están permitidas las comisiones cobradas a los aportes, y están prohibidas las comisiones aplicadas al fondo individual. Esto genera una distinción entre afiliados cotizantes, que pagan comisiones a la AFP, y afiliados no cotizantes, que no las pagan aunque posean un fondo individual positivo. Por este motivo, la variable de stock denominada  $A_{it}$  en la sección anterior, es el número de afiliados de la AFP  $i$  que cotizan en el mes  $t$ , es decir el número de cotizantes.

El total de entradas a una AFP son las nuevas afiliaciones, más aquellos afiliados que provienen de otras AFP, llamados traspasos. No hay datos respecto al número de nuevas afiliaciones, ni de desafiliaciones por muerte e invalidez. Sólo hay datos de traspasos. Por ello, las variables dependientes son, por separado, los traspasos de entrada y de salida de afiliados, para cada AFP. En ambos casos los hemos definido como tasa. La tasa de salidas ( $\phi_{it}$ ) es el cociente entre el número de traspasos de salida del mes y el número de cotizantes que ya está en la misma AFP (stock). La tasa de entradas ( $e_{it}$ ) tiene en el numerador al número de traspasos de entrada del mes y usa como denominador el stock de cotizantes potenciales que no está en la AFP  $i$ . Como la demanda es obligatoria, igualamos este último número al stock de cotizantes que está en alguna de las AFP rivales de la  $i$ .

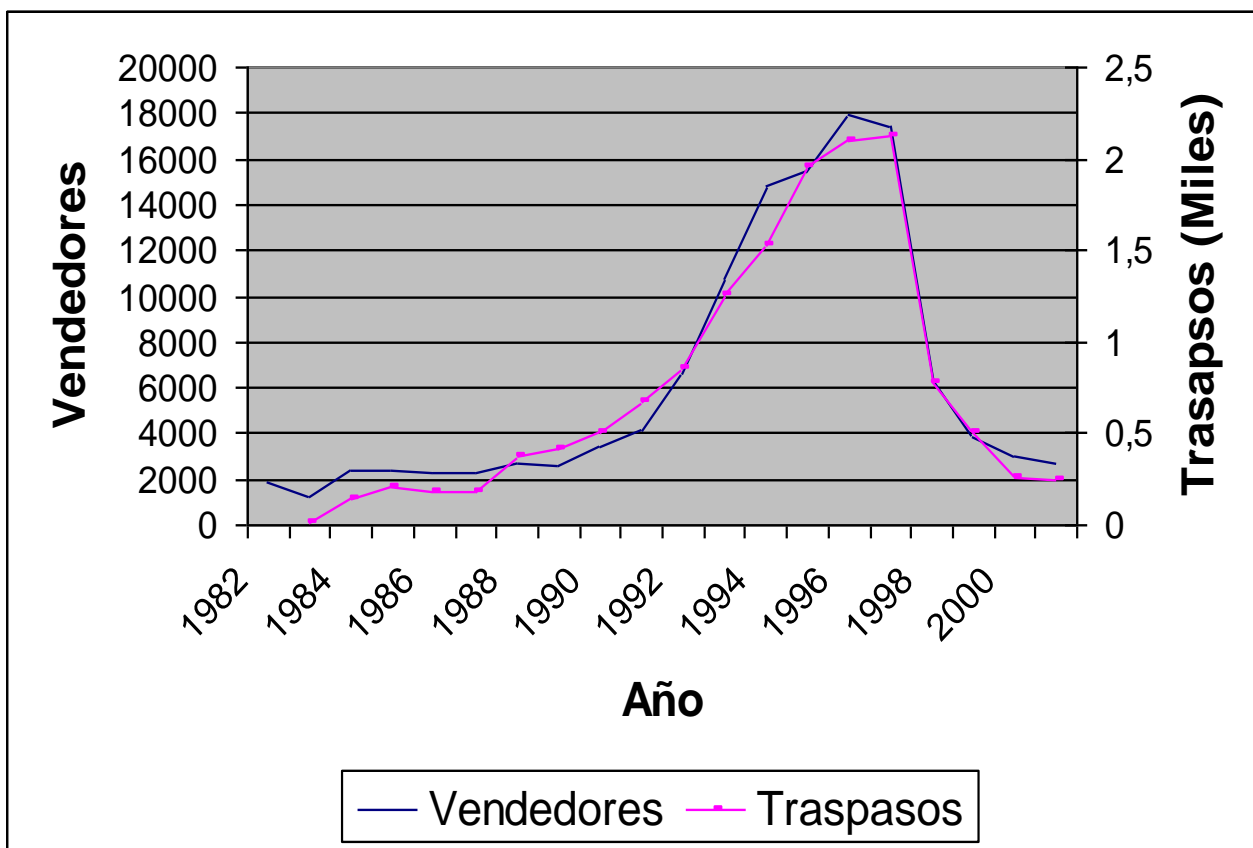
A continuación se presenta una discusión de las variables explicativas para cada una de estas tasas, partiendo del concepto teórico y terminando en la especificación empírica adoptada en este trabajo.

### **2.2.1. Los Vendedores**

Uno de los elementos más notorios de la industria de AFP chilena es la presencia de una fuerza de ventas que en algunos períodos llegó a ser tan numerosa, que alcanzó a 1

vendedor por cada 160 cotizantes. Este nivel ha sido cuestionado como una ineficiencia del sistema de pensiones privado.<sup>11</sup> También se atribuye a los vendedores dos roles positivos. El primero es de información y de reducción de costos de cambio de los afiliados. Berstein y Micco (2002) ofrecen indicios de que los vendedores cumplieron la misión de reducir estos costos por la vía de de facilitar el costo asociado al trámite de traspaso. El segundo rol positivo sería la contribución de los vendedores a la gradual educación financiera y previsional de los trabajadores chilenos. Desde luego, la cuestión es si la escala de uso del insumo servicios de vendedores es eficiente o no.

**Figura 1: Vendedores y Traspasos, Chile 1982-2001**



<sup>11</sup>La remuneración de vendedores elevó los costos totales de la industria, excluyendo la prima del seguro, en un 100% en algunos años.



Según la sabiduría convencional de los participantes en esta industria, que ha sido confirmada por los resultados de todos los autores citados y también por este estudio, el tamaño de la fuerza de ventas ha sido el elemento más decisivo en la determinación de los traspasos. Esto resulta evidente al observar la Figura 1.

Ella muestra un proceso gradual de contratación de vendedores a partir de 1992, seguido de un despido masivo de vendedores en 1998. Entre 1997 y 1999, el número de cotizantes por vendedor subió de 160 a 1.100. Los motivos de estas variaciones son un tema que se deja a otras investigaciones.<sup>12</sup> Un aspecto omitido por la Figura 1, por falta de información oficial, es que el número de vendedores en 1981 y 1982 fue también muy alto, quizá mayor que en 1997 en términos relativos. Esa fase llegó a su término cuando una Circular de la Superintendencia prohibió a las AFP subcontratar la labor de ventas y les exigió contratar directamente a los vendedores, registrarlos y sujetarlos a exámenes. A los pocos meses, la competencia comercial sufrió otro golpe cuando en respuesta a una profunda recesión, el Estado tomó el control de los grupos económicos que controlaban las principales AFP, dejando más del 80% del mercado en una sola mano (en este caso, el Ministerio de Hacienda). Un tema que se deja a futuras investigaciones es por qué la privatización de las principales AFP en 1986 no gatilló una alta competencia comercial. Ella se gatilla sólo a partir de 1991, cuando ocurre una ola de entrada de AFP nuevas.

La influencia de los vendedores sobre los traspasos ocurre al menos por dos canales. Primero, su eficacia persuasiva e informativa, representada por la variable  $nv_{it}$ , que es el número de vendedores que la AFP  $i$  tenía inscritos en la Superintendencia en el mes. Segundo, son el canal a través del cual los afiliados reciben los premios de entrada en bienes o dinero que la AFP pagan a quienes se traspasan. Esto será explicado al presentar la variable premios de entrada.

La labor persuasiva e informativa de los vendedores se realiza sobre la base de atributos objetivos de las AFP. Por ejemplo, una determinada diferencia de comisiones puede ser usada como argumento de venta por un vendedor, y la calidad de ese argumento

---

<sup>12</sup>Valdés (2005) ofrece una explicación detallada de ambos episodios, basada en colusión entre AFP para no contratar vendedores, seguida de una ruptura y guerra, para luego continuar con un nuevo episodio de colusión comercial, esta vez estimulado por la autoridad.

de venta puede influir sobre su efectividad. Lo mismo puede ocurrir con una diferencia de retorno financiero, o con la publicidad masiva disponible en los medios de comunicación. Con el fin de capturar el efecto que estos atributos objetivos tienen sobre la productividad del vendedor, se incluyeron como variables explicativas varios términos de interacción entre el número de vendedores y los atributos que se discuten a continuación. Algunos de estos términos resultaron significativos, especialmente la interacción con la diferencia de comisión porcentual. Por este motivo, la elasticidad precio efectiva de la demanda, que buscamos medir, es influenciada por este término de interacción.

### 2.2.2. Comisiones Regulares

La estructura de comisiones de una AFP chilena se compone de una parte fija en pesos (*cfija*) y de una tasa porcentual (*cpor*) que se aplica sobre el salario imponible de cada afiliado.<sup>13</sup> Cada AFP elige libremente ambos valores. Se observa dispersión entre las comisiones de distintas AFP. Por ejemplo, la diferencia de comisión entre AFP es Ch\$ 44.000 anual (unos 73 dólares al año) para el máximo salario imponible (Ch\$ 1.033.000/mes, o sea unos 1.700 dólares/mes).<sup>14</sup>

La demanda social por comisiones equitativas se ha expresado en una obligación legal de ofrecer un solo plan de precios a todos los afiliados de la misma AFP. Además, la ley exige que este plan de precios tenga sólo dos parámetros, donde el principal es un porcentaje del salario imponible del cotizante. Como los costos no son proporcionales al salario del cliente, esta norma obliga a la discriminación de precios y hace mucho más

---

<sup>13</sup>Esto es válido si el afiliado es un cotizante activo. Si es un pensionado, paga una comisión diferente, que ha sido positiva sólo desde 2000 y ha tenido una tasa muy inferior a la aplicada a las cotizaciones (1% versus 13%, excluyendo prima del seguro). Además, los afiliados no pensionados, pero no cotizantes, están exentos de pagar comisiones, por ley.

<sup>14</sup>Otro aspecto importante para efectos de estimar una demanda, es si la comisión es restada del salario líquido del trabajador, o es restada del fondo individual. En el primer caso, se elimina el efecto de la diferencia entre la tasa de descuento de un trabajador que sufre restricciones al crédito de consumo y la tasa de interés pagada a los ahorrantes. Las AFP chilenas, están obligadas a usar como comisión principal una que se resta del salario líquido. Por eso, el efecto indicado no existe en Chile.

atractivo captar un cotizante de alto salario que otro que declare el salario mínimo. El otro parámetro es una suma fija por cotización realizada. En la práctica, ha habido presiones persistentes de la opinión pública y de las autoridades para que cada AFP reduzca su comisión fija, y algunas la bajaron a cero desde principios de la década de los 90 incluyendo a AFP Cuprum.

La demanda para una AFP no debería depender del nivel absoluto de sus precios sino más bien del nivel relativo, porque la ley impide abandonar la compra del servicio. En consecuencia, la variable que debería influir sobre el traspaso es la diferencia entre la comisión de la AFP inicial y aquella de la AFP final, que ha sido elegida para traspasarse. Denotamos esas diferencias por  $dcpor$  y  $dcfija$  respectivamente.<sup>15</sup>

### 2.2.3. Premios de entrada

Muchas industrias usan premios de entrada distribuidos por la fuerza de ventas, que toman la forma de regalos de bienes, servicios e incluso dinero. Esto parece ser más frecuente en el caso de condiciones de suscripción, como la telefonía de larga distancia y seguros de vida. También la industria chilena de AFP ha utilizado esta estrategia, aunque en grados muy variables en el tiempo. La ley prohíbe a las AFP entregar premios directamente. Sin embargo, los vendedores de AFP los entregaron financiándolos con sus propios honorarios, aprovechando que por su número y forma de operar no pueden ser fiscalizados por la Superintendencia. Es claro que las AFP incentivaron a sus vendedores a proceder de esta forma, porque en los contratos laborales el grueso de los honorarios era contingente a lograr traspasos. Por esta razón los premios de entrada no quedaron registrados separadamente en la contabilidad de las AFP, sino al interior del ítem remuneración del personal de ventas.

Estos premios son equivalentes a un descuento de precios introductorio, o premio de entrada. Su entrega, a discreción del vendedor, permite eludir la uniformidad de tasas de

---

<sup>15</sup>Un cotizante de salario  $w$  que minimizara precios, elegiría aquella AFP donde la expresión  $bdcpor + c fija$  fuera mínima.

comisión entre afiliados de una misma AFP. En la práctica estos premios se han concentrado -cuando han existido- en los afiliados de mayores salarios imponibles, que son los que dejan el mayor margen de utilidad a su AFP.

Con el objeto de construir una *proxy* para los premios de entrada, usamos datos de la remuneración total pagada al personal de ventas (denotada por  $rpv_{it}$ ), el honorario neto de un vendedor promedio  $\tilde{h}$ <sup>13</sup> y el número de vendedores  $nv_{it}$  de cada AFP en cada mes. Suponiendo que no existen pagos a los vendedores por concepto de mantención de clientes, lo cual está refrendado por evidencia cualitativa en el período hasta 1997, los datos anteriores conforman una identidad con  $g_{it}$ , el premio de entrada promedio, en pesos, pagado a los traspasados y con el número de traspasos brutos ( $ent$ ) logrados en el mes:

$$rpv_{it} = \tilde{h} \cdot nv_{it} + g_{it} \cdot ent_{it} \quad (8)$$

Se adopta un supuesto respecto a  $\tilde{h}$ : los vendedores reciben en términos netos, después de pagar premios, un salario competitivo, definido como el promedio del salario imponible de los cotizantes a todas las AFP en ese mes,  $w_t^{vend}$ . De esta forma, obtenemos una *proxy* para el premio de entrada promedio de una AFP, despejando de (8):

$$g_{it} = \frac{rpv_{it} - nv_{it} \cdot w_t^{vend}}{ent_{it}} \quad (9)$$

Esta *proxy* no está exenta de problemas. Por construcción  $g_{it}$  es endógena, ya que es inversamente proporcional a los traspasos positivos  $ent_{it}$ , que es la variable dependiente en una de las ecuaciones que estimaremos. Proponemos evitar este problema utilizando valores rezagados de  $ent_{it}$  en el cálculo de  $g_{it}$ . Además, el supuesto de que  $\tilde{h} = w_t^{vend}$  podría producir sesgo por error de medición en  $g_{it}$ . Sin embargo, nuestra información cualitativa respecto a los salarios de vendedores indica que este sesgo es pequeño.<sup>16</sup> También hay sesgo por error en la medición del número de vendedores,  $nv_{it}$ ,

---

<sup>16</sup>Este supuesto queda confirmado al estimar  $rpv$  usando como regresores  $ent$  y  $nv$ . En el período anterior a Noviembre de 1997 esa estimación tiene un ajuste de 91%;  $\tilde{h}$  resulta igual a Ch\$ 295.000, lo cual es similar al salario imponible promedio. Por otro lado,  $g$  resulta igual a Ch\$ 17.000, unos 40 dólares de 1997, lo cual resulta plausible como premio de entrada.

porque no se conoce el número de horas de trabajo al mes ni en qué medida subcontratan informalmente a terceros para cumplir su labor. Es posible que estos factores varíen en el tiempo y entre firmas de manera no aleatoria.

Creemos mucho más importante que, según revelan consultas respecto a los contratos de los vendedores, el premio de entrada es en realidad un porcentaje del salario imponible del afiliado traspasado, digamos  $\alpha$ . Si se estima en pesos, como se ha considerado hasta aquí, se impone el supuesto de que todos los traspasados pueden optar al mismo premio de entrada medido en pesos. Se sabe que ello no es así. El sesgo que podría generar esta situación se ilustra con el siguiente ejemplo: Supongamos que una AFP está concentrada en cotizantes de altos salarios y ofrece, por eso mismo, premios de entrada más altos en pesos, pero a la misma tasa  $\alpha$  que otras AFP. Por otro lado, podríamos observar un flujo de entradas relativamente bajo hacia esta AFP porque el grupo que tiene mayores salarios es pequeño. Así, habría una correlación negativa entre las entradas y el monto estimado del premio de entrada, lo cual podría sesgar el coeficiente estimado para los premios de entrada. Para evitar este sesgo, utilizaremos  $\alpha_{it}$  como argumento de la demanda en vez de  $g_{it}$ , donde se define:

$$\alpha_{it} \equiv \frac{g_{it}}{w_{it}} = \frac{rpv_{it} - nv_{it} \cdot w_t^{vend}}{w_{it} \cdot ent_{it-1}} \quad (10)$$

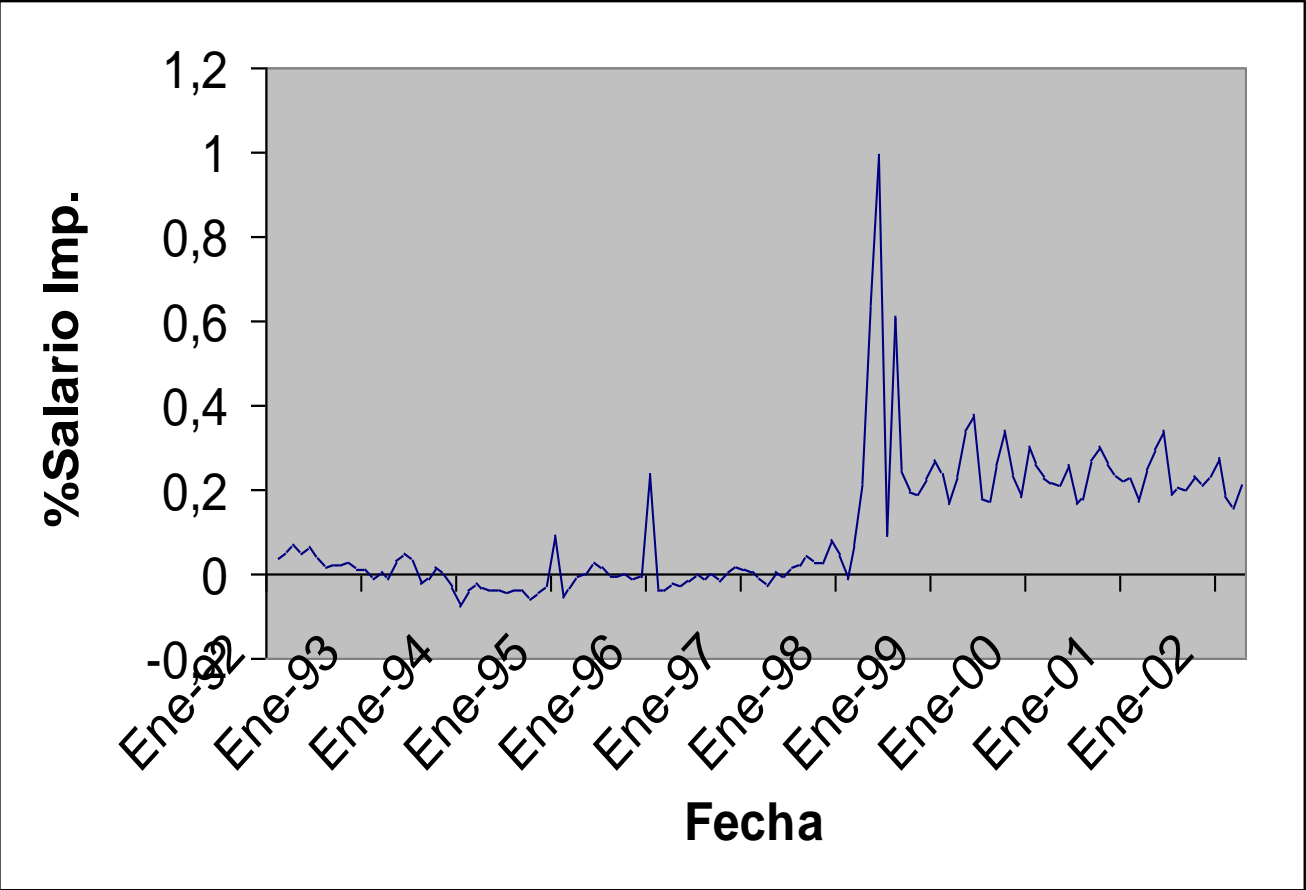
La Figura 2 muestra la evolución en el tiempo de la *proxy*  $\alpha_{it}$ , en promedio para todas las AFP.<sup>17</sup> El salto transitorio que se observa durante 1998 puede explicarse de dos maneras: primero, el despido masivo de vendedores que se observó en ese año significó el pago de sumas anormalmente altas por concepto de indemnizaciones por despido, que según la legislación chilena debe igualar a un mes de salario base por cada año de servicio, con un tope de 7 años. Los vendedores de AFP tenían todos un salario base igual o superior al salario mínimo, porque una circular de la Superintendencia obliga a cada AFP a contratar en forma indefinida a todos sus vendedores. El pago de esta indemnización fue registrada por la variable  $rpv$ , en el numerador de (10). Segundo, la proxy sobrestima  $\alpha_{it}$  cuando

---

<sup>17</sup>En un mismo momento del tiempo las distintas AFP tienen niveles diversos de  $\alpha$ .

sufre una reducción por factores no recogidos en las variables explicativas. Parte de la caída de las entradas en 1998 fue causada, probablemente, por la Circular N° 998, que prohibió traspasar a un afiliado si no entregaba una fotocopia de su cartola cuatrimestral y de su documento de identidad nacional. Esto postergó la tramitación de los traspasos, generando cifras anormalmente bajas en algunos meses, las que se registraron en el denominador de (10). Como los valores transitoriamente altos de  $\alpha_{it}$  para los meses de 1998, coincide con meses con entradas muy pequeñas, se da una correlación negativa entre  $\alpha_{it}$  y las entradas brutas. Esto podría sesgar hacia abajo nuestras estimaciones del impacto de los premios de entrada sobre la demanda, y los resultados sugieren que ello podría ocurrir en algún grado.

**Figura 2: Premio promedio (como porcentaje del salario imponible)**



El aumento permanente en el nivel de  $\alpha_{it}$  promedio entre AFP, que se observa en

el período 1999-2002 puede estar dando cuenta de un cambio en los contratos de los vendedores, en la dirección de ofrecer una remuneración mayor por mantener a los cotizantes ya afiliados en la AFP (reducir la tasa de salida). Este cambio ocurrió sólo durante 1999-2000 y su aplicación simultánea en todas las AFP sugiere una cierta coordinación (ver Valdés, 2005). Este incremento de remuneración sería registrado por nuestra proxy, como un aumento en el nivel de  $\alpha_{it}$ . Sin embargo, el premio de entrada realmente ofrecido al afiliado no tendría por qué haber aumentado. Este aumento de nivel podría sesgar nuestras estimaciones del impacto de los premios de entrada sobre la demanda. Para evitar esto, la demanda se estima por separado en los períodos previo (pre) y posterior (post) a Noviembre de 1997, permitiendo que el coeficiente de la variable  $\alpha_{it}$  varíe entre las muestras. Otra razón para preferir esta separación por sobre alternativas menos drásticas como usar variables mudas, es que el despido masivo de vendedores ocurrido en 1998 significó un reordenamiento completo de la función comercial de las AFP, lo que en principio afecta a todos los coeficientes estimados.

Falta considerar un aspecto central: la eficacia de un premio de entrada depende del número de vendedores que lo ofrezcan, pues las AFP no tienen permitido darlos directamente. Viceversa, la productividad de los vendedores debiera estar influida por el premio con que se dota a los vendedores, porque un vendedor debiera ser más eficaz mientras mayor sea el premio de entrada  $\alpha_{it}$  que ofrece. Por ambas razones, se espera que la variable explicativa sea la interacción  $nv*\alpha$ , y que la variable  $\alpha_{it}$  no sea significativa. Esto es refrendado por los resultados.

#### **2.2.4. Retorno relativo del fondo de pensiones**

La gestión financiera aportada por una administradora se mide como la diferencia entre el retorno que logra ella y el retorno promedio logrado por las demás. El promedio de los rivales actúa como cartera de referencia o benchmark. El retorno esperado promedio de todas las AFP corresponde al nivel de riesgo que asume el afiliado (no la AFP) y por lo tanto su remuneración -- el premio por riesgo - no debe ser atribuido a la calidad de la gestión financiera de una AFP individual.

Las AFP chilenas tienen desde 1990 una significativa libertad para gestionar el fondo de pensiones a su cargo, y las restricciones legales a la composición de la cartera han sido relajadas aún más desde 1995.

En rigor, la variable de retorno relevante para el afiliado es la diferencia de rentabilidad esperada, que llamamos retorno relativo. La diferencia de rentabilidad esperada no es observable en forma directa. Sin embargo, se puede intentar predecirla sobre la base de las diferencias pasadas de rentabilidad efectiva. La evidencia sugiere que una predicción aceptable para la diferencia futura de rentabilidad es simplemente cero. Por ejemplo, algunos autores han demostrado que el ranking u orden de rentabilidades ha sido impredecible en el tiempo (Zurita y Jara, 1999). Si bien podría ser posible usar técnicas más sofisticadas para predecir diferencias futuras de rentabilidad, eso está fuera del ámbito de este trabajo.

En la práctica, la diferencia efectiva de rentabilidad (pasada o histórica) es la única medida de la calidad de la gestión financiera que los afiliados chilenos tuvieron disponible, en los medios de comunicación y en las cartolas que la ley obliga a suministrar periódicamente a los afiliados. Por eso postulamos que la demanda depende de las diferencias observadas de rentabilidad pasada en los últimos doce meses móviles, que denominamos *drent12* y se mide en puntos porcentuales (un 1,2% anual se escribe como 1,2 y no como 0,012). Cabe observar que este es también el insumo para cualquier estudio más sofisticado.

La muestra utilizada en este trabajo termina a mediados de 2002, cuando se inician los multifondos, sistema que permite a cada afiliado elegir una entre cinco familias de portfolios balanceados, y que genera cinco diferencias de rentabilidad, una para cada familia de portfolios. En nuestra muestra cada AFP ofreció un solo tipo de fondo (posteriormente llamado tipo C). La muestra se inicia en enero de 1993.

### **2.2.5. Marca y Stock Publicitario de la AFP**

En el caso de la inversión publicitaria que hacen las AFP, la fuente primaria de datos es la cuenta gastos de comercialización (para la cual existen datos mensuales). Para efectos de la demanda, lo que importa es el activo intangible asociado a estos gastos de



publicidad, que denominamos  $gcdac$ , y que representa la imagen o marca de cada administradora. Se trata de un stock construido a partir de los flujos de inversión publicitaria, netos de depreciación.

Para computar la depreciación es habitual elegir la tasa de amortización de intangibles sobre la base de la experiencia de otras firmas. La tasa de amortización para la publicidad obtenida por estudios académicos que han estimado su impacto sobre la demanda por cigarrillos es 33% anual, o sea 8,75% mensual (Berndt, 1991, p. 410). Esta cifra coincide con la reportada por Schmalensee (1989, p. 980) para la inversión publicitaria en productos de consumo masivo, obtenida de diversos estudios empíricos, que es 30 por ciento anual (ver también Weiss, 1969).<sup>18</sup> Si  $ic_{it}$  representa el flujo de la inversión comercial del mes  $t$ , el stock de marca por publicidad construido por la AFP  $i$ , es obtenido de:

$$gcdac_{it} = (1 - 0.0875) gcdac_{it-1} + ic_{it} \quad (11)$$

En la ecuación de entradas, el stock publicitario propio es la variable  $gcdac_{it}$ . Por su parte, en la ecuación de salidas la variable explicativa será la suma del stock publicitario de las firmas rivales, es decir:

$$gcr_{it} = \sum_{j \neq i} gcr_{jt} \quad (12)$$

### 2.2.6. Salario Imponible

El salario imponible sería un determinante importante de la demanda, en la medida que la sensibilidad a la gestión financiera, a las comisiones e incluso a los vendedores sea diferente según el nivel de salario del afiliado. Las encuestas sugieren que los afiliados de mayores salarios son más sensibles a esas variables, aunque no mucho (SAFP 2002,

---

<sup>18</sup> Hay razones para dudar que la recordación de la publicidad de AFP sea tan alta como la de publicidad de productos de consumo masivo que son bienes de experiencia frecuente. Las encuestas muestran que la mayoría de los afiliados no conoce hechos básicos respecto al servicio de AFP. Es posible entonces que la tasa de depreciación de la publicidad de AFP sea más alta que 30% anual. Ello significaría que el valor de la variable  $gc$  sería menor. Sin embargo, la ausencia de estudios específicos que nos permita fundamentar una tasa de depreciación alternativa nos lleva a atenernos a las cifras reportadas en el texto.

Berstein y Ruiz 2005). Simonetti (2004) sostiene, avalado por su extensa experiencia como ejecutivo de AFP, que la masa salarial de los cotizantes traspasados sí es sensible a las diferencias de rentabilidad y de comisiones, a pesar de que los traspasos no lo son. Afirma que todo el esfuerzo comercial de las AFP estaría dirigido hacia los cotizantes de mayores salarios.

Como la ley obliga a cada AFP a aplicar una misma tasa de comisión a todos sus cotizantes, cualquiera sea el nivel del salario imponible, la eventual mayor elasticidad de un grupo queda amortiguada por la participación de ese grupo dentro del total, que es pequeña para los de alto salario imponible.

De ser válida la hipótesis de Simonetti (2004), la masa salarial (la suma del producto entre los cotizantes y sus respectivos salarios), que es una variable que da un mayor peso relativo a los cotizantes de mayor salario, podría mostrar una elasticidad a comisiones mayor que el número total de traspasos por mes. Sin embargo, la Superintendencia de AFP no ha pedido a las AFP información respecto a la masa salarial imponible de los traspasados.

Una estrategia empírica de carácter paramétrico sería agregar como variables explicativas a las interacciones entre el salario imponible del stock de cotizantes de cada AFP, y todas las demás variables explicativas. Sin embargo, esta estrategia no ha resultado exitosa, posiblemente debido a que el salario medio de los traspasados difiere en forma no aleatoria del salario medio de los cotizantes.

Este estudio intenta una nueva estrategia, de carácter no paramétrico: estima por separado una demanda para la AFP Cuprum, que es aquella que tuvo cotizantes con mayor salario imponible promedio, sin ser demasiado pequeña, en toda la muestra. Los resultados apoyan en forma moderada la hipótesis de Simonetti, pues la elasticidad precio efectiva resulta significativamente mayor para AFP Curprum que para todo el panel de AFP.

### **3. Estimación**

#### **3.1. Dos bases de datos**

Presentamos estimaciones para dos bases de datos. La primera es una estimación agregada para un panel con todas las AFP que operaron durante dos años o más o con más de 20 mil cotizantes, que utiliza como variables dependientes las tasas de traspaso bruto de

entrada y de salida de cada AFP, sin distinguir según la AFP de origen/destino de esos traspasos. En este caso la especificación econométrica es el sistema de ecuaciones (13):

$$te_{it} = f(\text{premio}_{it}, nv_{it}, gc_{it}, dcpor_{it}, dcfija_{it}, drent12_{it}) + \varepsilon_t \quad (13a)$$

$$ts_{it} = g\left(\sum_{j \neq i}^n \text{premio}_{jt}, \sum_{j \neq i}^n nv_{jt}, \sum_{j \neq i}^n gc_{jt}, dcpor_{it}, dcfija_{it}, drent12_{it}\right) + \mu_t. \quad (13b)$$

En este caso,  $te_{it}$  corresponde a la tasa total de entradas que registra la AFP  $i$ , desde todas las AFP rivales, en el mes  $t$ . El prefijo  $d$  que exhiben algunas variables explicativas (como  $dcpor, dcfija, drent12$ ) denota la diferencia de una variable respecto al promedio de las firmas rivales en el mismo mes. Por ejemplo, en el caso de la comisión porcentual,  $dcpor$  es:

$$dcpor_{it} = cpor_{it} - \sum_{j \neq i}^n \frac{cpor_{jt}}{n-1}. \quad (14)$$

Otro aspecto de la estimación es que considera la posibilidad de correlación contemporánea entre los errores  $\varepsilon_t$  y  $\mu_t$  de las dos ecuaciones (13). Para ello se usa la técnica SUR (Seemingly Unrelated Regressions). Esto nos permite testear hipótesis respecto a combinaciones de coeficientes de las ecuaciones (13), que aparecen en la elasticidad precio efectiva.

La segunda base de datos es para la AFP Cuprum sola. La elección de Cuprum para realizar esta estimación se justifica en que es la AFP que tiene los cotizantes de mayores salarios imponibles, de entre aquellas de tamaño mediano y que operaron en todo el período considerado. El objetivo analítico es comparar la elasticidad precio efectiva para esta AFP, que *a priori* debería ser la más alta de entre todas las AFP, con la elasticidad precio efectiva promedio que entrega la primera base de datos.

Las variables dependientes son las tasas de traspasos brutas hacia o desde la AFP Cuprum. A diferencia del panel general, en este caso se usa por separado el flujo de traspasos con cada posible rival, distinguiendo según la AFP de origen o destino. Ahora  $te_{jt}$  es la tasa de traspasos positivos a AFP Cuprum desde la AFP  $j$  en el período  $t$ . Para esta estimación la especificación es:

$$te_{jt} = f(\text{premio}_t, nv_t, gc_t, dcpor_{jt}, dcfija_{jt}, drent_{jt}) + \varepsilon_t \quad (15a)$$

$$ts_{jt} = g(\text{premio}_{jt}, nv_{jt}, gc_{jt}, dcpor_{jt}, dcfija_{jt}, drent_{jt}) + \mu_t. \quad (15b)$$

Nuevamente la estimación considera la posibilidad de correlación contemporánea entre los errores  $\varepsilon_t$  y  $\mu_t$  de las dos ecuaciones (15). En esta base de datos, el prefijo  $d$  tiene un significado diferente, pues corresponde a la diferencia entre Cuprum y la  $AFP_j$ . Así por ejemplo es:

$$dcpor_{jt} = cpor_{Cuprum} - cpor_j. \quad (16)$$

### 3.2. Cambio Estructural

A partir de Noviembre de 1997 la introducción de dos reformas regulatorias afectó profundamente la gestión comercial de las AFP, y por tanto las curvas de demanda que enfrenta cada una. Por una parte, la Circular 999 prohibió contratar más vendedores al exigir por primera vez como requisito previo, que el aspirante a vendedor aprobara un examen, que a su vez no se pudo rendir hasta ocho meses después. Enseguida, la Circular 999 fue reemplazada por la Circular 1.051, que obligó a cada AFP que intentara contratar un vendedor adicional, avisar con al menos un mes de anticipación a todos sus rivales, indicando no sólo el número de nuevos vendedores, sino también su nombre y número de identificación nacional. El resultado fue que el número de vendedores cayó a la sexta parte (ver Figura 1).

Por otro lado, la Circular 998, también de noviembre de 1997, prohibió a los afiliados traspasarse de AFP sin hacer previamente una visita en persona a una agencia u oficina de la AFP de salida, en horario de trabajo, o alternatively sin adjuntar la última cartola, que rara vez es guardada por los afiliados según demuestran las encuestas.

Como se aprecia en la Figura 1, en noviembre de 1997 se inicia un masivo despido de la fuerza de ventas y con ello, una drástica reducción en el número de traspasos. Por eso se justifica pensar que todos los coeficientes pueden haber cambiado. Con este fin, cada una de estas bases de datos se divide en dos períodos, generando dos estimaciones diferentes. La fecha de corte es noviembre de 1997. Así, este estudio muestra cuatro juegos de

estimaciones: pre y post reforma para el panel completo, y pre y post reforma para AFP Cuprum.

### **3.3. Los Datos**

Contamos con datos oficiales (provistos por la Superintendencia de AFP) a nivel mensual para el período iniciado en enero de 1993.<sup>19</sup> La muestra termina en abril de 2002, es decir algunos meses antes de que se iniciaran los multifondos. Ese contexto hace necesario distinguir entre los traspasos entre multifondos ofrecidos por una misma AFP, y aquellos traspasos entre AFP que conservan el mismo tipo de multifondo. También deja de existir una única diferencia de rentabilidad.

Este estudio utiliza información de todas las AFP que han operado en algún momento de la muestra, excepto por aquellas que lo hayan hecho por menos de dos años o con una cantidad de cotizantes inferior a 20 mil, es decir aquellas que no se consolidaron. Se trata entonces de un panel desbalanceado donde la menor submuestra tiene  $T = 52$ . Cuando se ha producido alguna fusión de AFP, hemos denominado a la fusionada con el nombre que permanece. El número de observaciones es 622 para el período previo a la reforma de Noviembre de 1997, y de 417 para el período posterior a la reforma. Los estadísticos descriptivos están en los Cuadros 1 y 2.

### **3.4. Endogeneidad, Simultaneidad, Estacionalidad y Rezagos.**

A nivel mensual, casi todas las variables explicativas son exógenas. Sustentamos esta afirmación en que las AFPs carecen de la flexibilidad suficiente como para alterar con frecuencia mensual las comisiones (la ley exige avisar con 90 días de anticipación), la diferencia de retorno con el promedio de los rivales (esta diferencia es difícil de controlar), e incluso el número de vendedores (deben ser entrenados para que aprueben exámenes), cualquiera sean las sorpresas mensuales en el número de traspasos que ocurran. Respecto a las variables dependientes, para que una solicitud de traspaso se materialice se debe seguir un trámite que en la muestra duraba 4 meses, desde que se declara la intención hasta que los

---

<sup>19</sup>La Superintendencia nunca solicitó datos de traspasos a las AFP antes de enero de 1992.

fondos cambian de administradora. Lo anterior nos permite operar con estas variables a nivel mensual como si fueran predeterminadas. Esto permite evitar los temas de simultaneidad en la elección de cantidad demandada, precios e inversión comercial que son esenciales en otros estudios empíricos de oligopolios.

La única excepción potencial era la *proxy* de los premios de entrada. Sin embargo, ya se indicó en la sección 2.2.3 que ese problema fue solucionado sustituyendo el número de traspasos contemporáneos por los traspasos rezagados en 1 mes.

Este estudio es el primero que toma en cuenta la estacionalidad que afecta a los traspasos. Para ello incluye variables mudas mensuales, varias de las cuales resultan muy significativas.

La elección de AFP sufre de inercia. Sus fuentes son, en parte, regulatorias, como se indicó. Además, los costos de cambio -la complejidad de la información- entran respuestas inmediatas por parte de los afiliados. Por esto se incluye entre las variables explicativas algunos rezagos de la variable dependiente. El primer rezago mensual resultó estadísticamente significativo, mientras que rezagos superiores no lo fueron.

Este rezago genera una natural distinción entre coeficientes de corto y largo plazo. Ello implica que existe una elasticidad precio efectiva de la demanda de corto plazo y otra de largo plazo. Como la literatura teórica citada en la sección 2 se refiere a un estado estacionario, la que nos interesa es la de largo plazo.

### **3.5. El Método de Estimación**

Nuestros datos son de panel dinámico. Es natural considerar el método de efectos fijos, llamado también *LSDV* y within groups. Otros estimadores posibles son el Método Generalizado de Momentos (GMM), el de variables instrumentales de Anderson y Hsiao (AH), y otros desarrollados por Kiviet (1995, 1999 y 2003).

El grueso de la investigación reciente en paneles dinámicos se ha centrado en paneles con una dimensión temporal pequeña y un gran dimensión individual. En ese caso, el estimador de efectos fijos sufre de un sesgo en presencia de una variable dependiente rezagada (Greene 2000, p. 582-584).

Sin embargo, nuestro caso es diferente, pues la dimensión temporal es mayor que el

número de individuos ( $T = 52$  para la menor submuestra y  $N = 22$ ), y la dimensión temporal es suficientemente grande como para pensar que el referido sesgo no sería tan importante. Nos interesa conocer cuál de los estimadores disponibles es el más apropiado para nuestras condiciones.

Afortunadamente, Judson y Owen (1996 y 1999) han comparado el desempeño -en términos de eficiencia y sesgo- de los estimadores ya mencionados, a través de simulaciones de Montecarlo para paneles de nuestras características.<sup>20</sup> Sus conclusiones confirman que el sesgo de LSDV puede ser importante cuando  $T$  es pequeño, menor a 30 observaciones en el tiempo, pero que no lo es en nuestro caso, donde  $T$  es mayor. Además señalan que si la dimensión de  $T$  fuera pequeña, el estimador de Kiviet (1999) sería el más adecuado.<sup>21</sup>

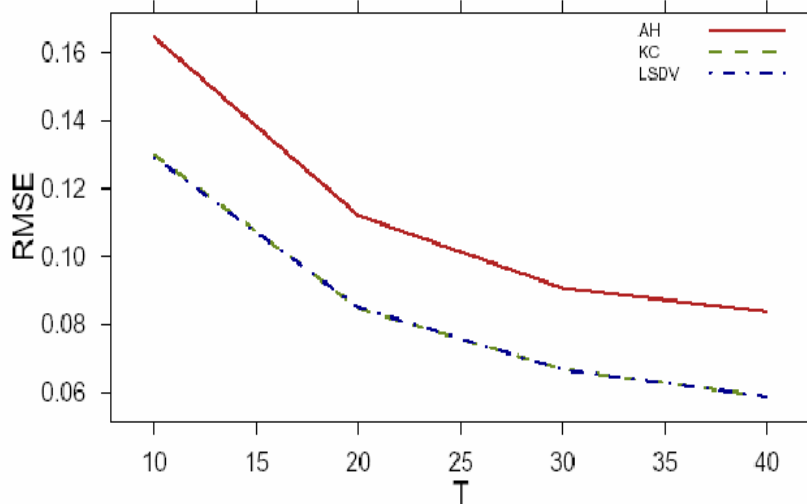
Por su parte, Beck y Katz (2004) confirman la recomendación de Judson y Owen (1999) respecto a la conveniencia de LSDV cuando  $T$  es superior a 30, que es nuestro caso. La Figura 3, tomada de ese trabajo muestra el Error Cuadrático Medio de 3 diferentes estimadores: Anderson Hsiao (AH), Kiviet (KC) y LSDV considerando un número de individuos igual a 20.

---

<sup>20</sup>La existencia de estos estudios contradice a Arellano (2003), quien afirma que "la literatura no tiene mucho que ofrecer a los investigadores interesados en  $N$  y  $T$  pequeños".

<sup>21</sup>Beck y Katz (2004) también puntualizan que a pesar de que Kiviet (2003) supera a los demás estimadores disponibles en muchos casos, es muy difícil de implementar y de hecho no está programado en los paquetes tradicionales (por ejemplo Stata y Eviews). Advierten que para paneles desbalanceados, que es nuestro caso, el estimador de Kiviet (2003) simplemente no ha sido desarrollado. Bruno (2005b) desarrolló una rutina en el paquete Stata que computa tanto el último estimador de Kiviet (2003), como la matriz bootstrap de varianza-covarianza para paneles dinámicos desbalanceados. Con un análisis de Montecarlo evalúa su desempeño en muestras finitas, en comparación con el estimador LSDV y a los tres estimadores consistentes más populares en la literatura: Arellano-Bond (1991), Anderson-Hsiao (1981) y Blundell-Bond (1998).

Tomado de Beck y Katz, 2004, p.12.



Como se aprecia en la Figura 3, prácticamente no hay diferencias entre LSDV y KC. Por estas razones, este estudio utiliza el estimador de LSDV. Además estimamos ambas ecuaciones simultáneamente a través del método SUR.

## 4. Resultados

Esta sección primero reporta los resultados. Luego se analizan las elasticidades efectivas a precios de largo plazo, que es el tema central del trabajo. Por último se mencionan las sensibilidades a otras variables como vendedores, premios de entrada y diferencias de rentabilidad.

### 4.1. Estimaciones obtenidas

El Cuadro 3 reporta las estimaciones para el panel completo y para el panel de Cuprum en el período pre-reforma de 1997. El Cuadro 4 hace lo mismo para el período post-reforma. Desde el punto de vista econométrico, los resultados exhiben una buena bondad de ajuste. No se muestran las dummies estacionales, pero algunas son



significativas. La variable dependiente rezagada es importante, pues su coeficiente varía entre 0,66 y 0,84 en el período pre-reforma, y entre 0,28 y 0,57 en el post-reforma. En el período pre-reforma para el panel de Cuprum (trabajadores de altos ingresos, más informados), todas las variables explicativas tienen el signo esperado, lo cual valida la especificación utilizada. En el período pre-reforma la variable interactiva del número de vendedores con los premios de entrada es significativa y con el signo esperado en todas las estimaciones, validando la proxy propuesta en la sección 2.2.3.

## 4.2. Elasticidad efectiva de la demanda a precios.

El Cuadro 5 reporta las elasticidades precio efectivas de largo plazo definida en (3), para la comisión principal (*cpor*) y para la comisión secundaria (*cfija*), obtenidas en las distintas estimaciones. Recordemos que si la elasticidad precio efectiva fuera igual o menor que 1,0 entonces la competencia en precios sería tan débil que cada AFP tendría una clientela cautiva en cuanto a precios. Estas elasticidades se computan con las fórmulas del Apéndice.

El panel superior del Cuadro 5, referido al período 1993-1997 (pre-reforma), muestra una elasticidad precio efectiva para la comisión principal (*cpor*), en el panel de todas las firmas, que es estadísticamente indistinguible de cero (incluso, la estimación puntual tiene el signo errado). Para la comisión principal, el intervalo de confianza al 90% para la elasticidad efectiva alcanza, en su extremo superior, a 0,948. En el caso de la comisión fija, que es una fuente secundaria de ingresos, la elasticidad precio efectiva también es indistinguible de cero. Luego hubo clientelas cautivas en cuanto a precios.

La hipótesis de que el segmento de afiliados más informados, servido por AFP Cuprum, exhibiría una mayor sensibilidad a precios y retornos, es apoyada por la evidencia, pues la estimación puntual de la elasticidad precio efectiva para la comisión principal es 2,4 en el período 1993-1997. Como esta elasticidad es mayor que 1, AFP Cuprum no tenía una clientela cautiva. Sin embargo, el margen óptimo que resulta de esa elasticidad es 70% por sobre el costo marginal.<sup>22</sup> Un margen de ese tamaño genera un incentivo fuerte a gastar en

<sup>22</sup>Según la regla de Lerner, el margen óptimo del precio sobre el costo marginal es

$$m^* = \frac{p^* - CMg}{CMg} = \frac{1}{\eta^{effect-1}} = \frac{1}{(-0.431306-1)}.$$

vendedores y otras variables distintas del precio, cuya valoración social es discutida en la sección 6.

**Cuadro 5: Elasticidades precio efectiva de largo plazo**

Variable	Coef.	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	Coef.	Std. Err.	[95% Conf. Interval]		
<b>Panel Completo</b>				<b>Panel Cuprum</b>				
<b>Período pre-Reforma (1993-1997)</b>								
dcpor	-0.5821843	0.9279548	-2.400.942	1.236.574	2.431.306	0.5889424	1.277	3.585.612
dcfija	0.042793	0.0457455	-0.0468665	0.1324525				
<b>Período post-Reforma (1998-2002)</b>								
dcpor	0.9227433	0.8377679	-0.7192517	2.564.738	0.1020833	0.2679618	-0.4231121	0.6272787
dcfija	0.0711298	0.134324	-0.1921404	0.3344				

Nota: la comisión fija de Cuprum fue 0 durante la muestra. Esto fuerza a la elasticidad a ser cero (ver Apéndice) y pierde su significado económico.

También se encuentra que los cambios regulatorios de 1997-98 redujeron drásticamente la elasticidad efectiva a precios presentada por los clientes más informados (en AFP Curpum), desde 2,4 a 0,10. El intervalo de confianza al 99% para la elasticidad efectiva a precios en Cuprum tiene su extremo superior en 0,79. Luego esos cambios debilitaron significativamente la competencia en precios para el período 1998-2002. Esto sugiere que al desaparecer los vendedores disminuyó la información disponible sobre precios.

El panel de todas las firmas también rechaza al 90% de confianza la hipótesis de que la elasticidad efectiva a precios es superior a 1,0 en el período 1998-2002, indicando que cada firma continuó percibiendo una clientela cautiva. Sin embargo, surge un pequeño puzzle porque ahora la estimación punto de la elasticidad efectiva a *cpor* es mayor que hasta 1997. Para explicarlo, se descompuso la elasticidad efectiva usando la ecuación (5). La respuesta pura de los consumidores a cambios potenciales en la comisión *cpor*, computada con la fórmula del Apéndice, se muestra en el Cuadro 6.<sup>23</sup>

<sup>23</sup>Esta respuesta pura excluye el impacto de la tasa de rotación  $\phi^*$ , de la participación de mercado de la firma ( $s^*$ ), de la tasa de descuento de la firma ( $r$ ) y el nivel de precios de la firma ( $p^*$ ). Estas otras condiciones de mercado también afectan la decisión de precio de la firma.

**Cuadro 6: Respuesta pura de los consumidores a cambios en cpor largo plazo.**

Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Ho: diferencia de coeficientes es cero	
<b>Período pre-Reforma (1993-1997)</b>					
Panel Completo		Panel Cuprum (Trabajadores más Informados)		z	t-student
-0,0001981	0,0008058	0,0042962	0,0020756	0,004098	1,8405
<b>Período post-Reforma (1998-2002)</b>					
0,000835	0,0007819	-0,0000638	0,0010776	-0,000899	-0,675
Nota: el test de Ho se hace usando las desviaciones estándar de los coeficientes de las distintas muestras, y suponiendo una correlación nula entre dichos coeficientes.					

Las dos columnas finales del Cuadro 6 evalúan la hipótesis de que la respuesta pura es igual entre los clientes servidos por AFP Cuprum que entre todos los clientes. La respuesta es clara: la diferencia era positiva hasta 1997 y estadísticamente significativa al 95% de confianza (test unilateral). Es decir, los trabajadores más informados eran mucho más sensibles a los cambios potenciales de esta comisión hasta 1997. Sin embargo, la diferencia entre estas respuestas pasa a ser estadísticamente indistinguible de cero a partir de 1998. Además el Cuadro 6 muestra que esta igualación ocurrió por una fuerte caída de la respuesta de los trabajadores más informados, probablemente debido a los cambios regulatorios y de comportamiento registrados a partir de 1997. Considerando ese hecho, interpretamos que en el período 1998-2002, todas las firmas orientaron su esfuerzo comercial a un mismo segmento de trabajadores (los más ricos), cosa que no ocurría hasta 1997, y que al mismo tiempo esos trabajadores redujeron su respuesta pura a precios.

Esta solución del puzzle demuestra también que la composición de los traspasados ha variado significativamente en el tiempo, tal como afirma Simonetti (2004). Se podrían obtener estimaciones más precisas si la Superintendencia de AFP pidiera a las AFP datos del salario imponible de los afiliados que se traspasan, además de su número.

Volviendo a las firmas que sirven a segmentos de ingresos medios y bajos en 1993-97, y a todas a partir de 1998, ¿por qué cada firma no sube más su precio, siendo que tiene

fines de lucro, que con ello elevaría sus utilidades y que la ley le otorga libertad para hacerlo? Por descarte, es evidente que cada firma percibe alguna otra restricción, no impuesta por los consumidores ni por la ley, que le hace inconveniente subir más su precio. El temor de que un alto margen pudiera atraer por sí solo la entrada de nuevas firmas no convence, porque desde 1995 no han entrado AFP nuevas al mercado. La ausencia de entrada se debe, entre otros factores, a la obligación legal de la firma que hace la gestión financiera de prestar también servicios operativos y el seguro de invalidez, funciones donde existen enormes economías de escala y que absorben más del 95% del costo total de las firmas (Valdés,1995). La restricción más plausible es la existencia de amenazas secretas de la autoridad política, de aplicar fiscalización selectiva de alto costo para la firma en caso de que sus comisiones suban. Otra restricción plausible es una autoregulación colusiva, cuyo fin sería evitar provocaciones al sistema político, para que éste no reforme las regulaciones que son favorables a las firmas establecidas.

## **5. Sensibilidad de la demanda a otras variables.**

También es importante evaluar la sensibilidad que genera el modelo minorista de elección de AFP a las diferencias de gestión financiera, medidas por la diferencia de retorno sobre el fondo de pensiones en los últimos doce meses. Del mismo modo, las sensibilidades al número de vendedores y al premio pagado por los vendedores son útiles para evaluar la validez del modelo de lealtad de marca, en oposición a otros donde los vendedores tienen productividad nula cuando no varían los atributos de las firmas. Estas sensibilidades se computan con las fórmulas del Apéndice, y son interpretables como cambios en el número de traspasados.

El Cuadro 7 muestra que en el período 1993-1997 la labor de los agentes de venta gobernó la mayor parte de los flujos de clientes entre AFP pues el coeficiente de  $nv$  es muy significativo: 6,2 traspasos al mes por vendedor. Ello incluye tanto su efecto persuasivo directo, como su uso de premios de entrada. Sin embargo, a partir de las reformas de 1997-1998 la función comercial se modifica radicalmente, el número de vendedores cae a la sexta parte, y la productividad de los vendedores en términos de traspasos cae. Esto es sorprendente, pues la caída de la rotación elevó la residencia media de un nuevo cotizado y multiplicó muchas veces el incentivo de cada firma a contratar más vendedores y a

remunerarlos de forma que pudieran ofrecer un premio de entrada atractivo. Sin embargo, el resultado, puede explicarse por el acuerdo colusivo en materia comercial que alentaron las autoridades (ver descripción en Valdés, 2005).

**Cuadro 7: Otras sensibilidades de largo Plazo**

Variable	Coef.	Std. Err.	[95% Conf.	Interval]	Coef.	Std. Err.	[95% Conf.	Interval]
<b>Período pre-Reforma (1993-1997)</b>								
	Panel Completo				Panel Cuprum (Trabajadores más informados)			
Nv	6.228.961	0.8862414	449.196	7.965.963	1.111.743	0.2051469	0.7096625	1.513.824
drent12	2.505.615	3.284.326	-3.931.545	8.942.775	2.210.915	9.454.384	3.578.895	4063.94
Premio	6.271.302	2.803.408	776.724	11765.88	17598.84	2.996.324	11726.15	23471.53
<b>Período post-Reforma (1998-2007)</b>								
Nv	-1.811.436	2.284.873	-6.289.704	2.666.832	-0.2561628	1.142.801	-2.496.012	1.983.687
drent12	-5.995.149	5.688.625	-17144.65	5.154.351	1.104.622	8.027.014	-4.686.433	2.677.888
Premio	2.655.191	1.283.398	-2.249.895	2.780.934	7.404.913	6.835.007	-5.991.454	2.080.128

Se observa que la sensibilidad de los traspasos a diferencias de gestión financiera es indistinguible de cero, en el panel de todas las firmas. En cambio, los trabajadores servidos por AFP Cuprum, sí eran sensibles y en la dirección esperada hasta 1997. La magnitud del coeficiente indica que el flujo mensual de traspasos aumentaba en 221 personas mensuales en el largo plazo si la gestión financiera de Cuprum superaba en 10 puntos base al año a sus rivales, en la misma clase de riesgo. Si esa firma mantenía esta ventaja de gestión por un período de dos años, captaba 5.304 cotizantes adicionales. La utilidad adicional que dejaban esos cotizantes es interesante, posiblemente entre 2 y 3 millones de dólares en esos dos años, lo cual era un saludable incentivo a invertir en gestión financiera.

Sin embargo, otro efecto de las reformas de 1997-98 fue reducir la sensibilidad a la gestión financiera percibido por AFP Cuprum, a cifras estadísticamente indistinguibles de cero. Esas reformas también acabaron con el incentivo de mercado que empujaba a AFP Cuprum a invertir en gestión financiera.

## 6. Conclusiones

Este estudio allega antecedentes empíricos necesarios para analizar la eficiencia del modelo de elección minorista de AFP. Como los afiliados chilenos tenían 17 años de

experiencia con estas decisiones a mitad de la muestra, es razonable presumir que los procesos de aprendizaje de velocidad medible ya se completaron.

Los antecedentes cualitativos disponibles antes de este estudio no eran alentadores respecto a la eficiencia del modelo de elección minorista. En una encuesta realizada por CERC en Abril de 2001 en Chile (ver SAFF, 2002), se encontró que los afiliados tenían una baja sensibilidad a variables tan importantes para elegir AFP, como las diferencias de comisión y de rentabilidad. Esa encuesta reveló que ello no se debía a una eventual fortaleza de la marca de algunas de ellas, sino a que la desinformación era casi total. En efecto, sólo un 8% de los encuestados respondía razonablemente sobre el nivel de las comisiones. Asimismo, poco más de un 10% de los encuestados indicaba que su elección de AFP era motivada por el nivel de esas comisiones (porcentual y fija), a pesar de que se observan diferencias en la tasa de comisión porcentual de hasta 40%. Respecto a la gestión financiera, la encuesta también mostró gran desinformación. En la misma encuesta, si bien se reconocía como motivación para elegir AFP a los premios de entrada - regalos recibidos a través de los vendedores que equivalen a descuentos introductorias -, también aparecían otras justificaciones insatisfactorias para la seguridad social (como ayudar al agente de venta, seguir una recomendación, la imagen de la AFP, o sencillamente no saber), que alcanzaron porcentajes parecidos.<sup>24</sup> Aunque los resultados de esta y otras encuestas son útiles, no miden la elasticidad precio efectiva de la demanda frente a las comisiones y rentabilidad, que enfrenta cada AFP.

Los resultados de este trabajo muestran que para los afiliados de salarios medios y bajos, que son la gran mayoría, la elasticidad precio efectiva es menor que 1, a pesar de la heterogeneidad de comisiones observada. Esto es coherente con los resultados de la encuesta citada. Al mismo tiempo, los cotizantes de mayores salarios, que están más informados, exhiben elasticidad a los precios, cuando hay vendedores para diseminar esa información. Sin embargo, las reformas de 1997 redujeron drásticamente la elasticidad precio en el segmento de mayores salarios también.

Cerramos con algunas consideraciones generales respecto al modelo minorista. Cuando

---

<sup>24</sup>Estos resultados han sido confirmados por la reciente encuesta HLSS (ver HLSS, 2004) realizada por la SAFF en conjunto con la Universidad de Chile, entre 2002 y el 2003. Ese estudio indica que el 95% de la gente no conoce el precio que paga a la AFP.

la competencia en precios es débil, como en el modelo minorista, la rivalidad tiende a canalizarse a otras dimensiones, como la comunicación provista por vendedores, la marca de la AFP, y servicios que el trabajador valora en menos que el mayor precio. Sin embargo, la gran mayoría de los trabajadores paga comisiones sólo porque el Estado obliga a adquirir servicios a alguna AFP. Luego, esa gran mayoría adquiere servicios de vendedores, marca y otros valorados en menos que el mayor precio, sólo porque el Estado la obliga. Es cuestionable que el Estado imponga esta obligación, pues se trata de atributos no esenciales. Por eso, la responsabilidad del Estado de lograr eficiencia en la competencia entre las AFP es mayor que en las industrias cuya demanda es voluntaria.

Como existe un sistema alternativo para organizar esta industria, donde instituciones (como empleadores o entidades públicas) compran servicios en bloque al mínimo precio, en representación de miles o cientos de miles de trabajadores, y en ese caso cada firma enfrenta una demanda con muy alta sensibilidad al precio, estos resultados sugieren que el modelo minorista es menos eficiente.

## **Bibliografía**

Abuhadba, Mario (1994) “Aspectos Organizacionales y Competencia en el Sistema Previsional”, Documento de Trabajo, CIEPLAN, marzo, Santiago.

Anderson, T.W. y Cheng Hsiao (1981), “Estimation of dynamic models with error components”, *Journal of the American Statistical Association*, 589-606.

Arellano, M. and S.R. Bond (1991) “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies* 58:277-297.

- Arellano, Manuel (2003), “Modelling Optimal Instrumental Variables for Dynamic Panel Data Models”, Working Paper N° 303, CEMFI, Madrid, Mayo.
- Ávila, H. (1994), “Los Determinantes de la Demanda por el Servicio de Previsión Social en Chile”, Tesis para optar al Título de Magister en Economía, Instituto de Economía, U. Católica de Chile, Santiago.
- Beck N. y Katz J. (2004), “Time-Series--Cross-Section Issues: Dynamics”, Draft, email: nathaniel.beck@nyu.edu y jkatz@caltech.edu.
- Berndt, Ernst (1991), “Advertising and Sales”, Chap. 8 in *The Practice of Econometrics, Classic and Contemporary*, Addison Wesley, p. 392, 400-409, 410.
- Berstein, S. y Micco, A. (2002) “Turnover and Regulation: The Chilean Pension Fund Industry”, Working Paper N°180, Central Bank of Chile, Santiago.
- Berstein, S. y Ruiz, J. (2005), “Sensibilidad de la demanda con consumidores desinformados: El caso de las AFP en Chile”, Documento de Trabajo N ° 4, SAFP, www.safp.cl, Santiago.
- Blundell, R. y S. Bond (1998) “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Boal, W. y M. Ransom (1997) “Monopsony in the Labor Market”, *Journal of Economic Literature* 35 (1) p. 86-112.
- Bond, Stephen (1998) “Dynamic Panel Data Models: A Guide to Microdata Methods and Practice”, *Portuguese Economic Journal* 1, 141-162.
- Bun, M.J.G., Kiviet, J.F. (2003) “On the diminishing returns of higher order terms in asymptotic expansions of bias”, *Economics Letters*, 79, 145-152.
- Bruno, G.S.F. (2005a) “Approximating the bias of the LSDV estimator for dynamic unbalanced panel data models”, *Economics Letters*, por publicar.
- Bruno, G.S.F. (2005b) “Estimation and inference in dynamic unbalanced panel data models with a small number of individuals”, CESPRI WP N° 165, Università Bocconi-CEPRI, Milan, y *Economics Letters*, 79, 145-152.
- Greene, William (2000), *Econometric Analysis*, Cuarta Edición, Prentice-Hall.
- HLSS (2004), “Sistema Previsional Chileno: más información para un mejor análisis, Encuesta de Historias Laborales y Seguridad Social”, SAFP, en www.safp.cl/, Santiago.
- HLSS (2004), *Encuesta de Historias Laborales y de Seguridad Social*, Ministerio del



- Trabajo, Santiago, Chile.
- Kiviet, J., (1995). “On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Model”, *Journal of Econometrics* 68, 53-74.
- Kiviet, J., (1999) “Expectation of Expansions for Estimators in a Dynamic Panel Data Model: Some Results for Weakly Exogenous Regressors”, en Hsiao, C., Lahiri, K., Lee, L.-F., Pesaran, M.H. (Eds.), *Analysis of Panel Data and Limited Dependent Variables*, Cambridge University Press.
- James, E, J. Smalhout and D. Vittas (2001) “Administrative costs and the organization of Individual Account Systems: A comparative perspective”, en R. Holzmann y J. Stiglitz (eds.) *New Ideas about Old Age Security*, Washington D.C., The World Bank.
- Judson, Katherine A. and Anne L. Owen. (1999) “Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macroeconomists”, *Economics Letters* 65:9--15.
- Marinovic, I. (2000) “Estimación de la demanda por AFP en Chile: 1992-97”, Tesis en Microeconomía, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Santiago.
- Manning, A. (2003) *Monopsony in Motion: Imperfect Competition in Labor Markets*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Mastrángelo, J. (1999) “Políticas para la reducción de costos en los sistemas de pensiones: el caso de Chile”, serie Financiamiento del Desarrollo, CEPAL , Santiago, Chile.
- SAFP (2002), *El Sistema de Pensiones Chileno*, Alejandro Ferreiro Y. (editor), Superintendencia de Administradoras de Fondos de Pensiones, Santiago, Chile.
- Valdés Prieto, Salvador (1995), “Vendedores de AFP: ¿Producto del Mercado o de Regulaciones Ineficientes?”, Documento de Trabajo N° 178, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica, Santiago.
- Valdés Prieto, Salvador (1997), “Libertad de Precios para las AFP: aún Insuficiente”, *Estudios Públicos* 68 Primavera:127-147, Santiago.
- Valdés Prieto, Salvador (1999), “Las Comisiones de las AFPs: ¿Caras o Baratas?”, *Estudios Públicos* 73 Verano:255-291, Santiago.
- Valdés Prieto, Salvador (2002), *Políticas y Mercados de Pensiones: Un Texto Universitario para América Latina*, Ediciones Universidad Católica de Chile, Santiago, Chile.
- Valdés Prieto, S. (2005) “Para aumentar la Competencia entre las AFP”, *Estudios Públicos*

98, Otoño, p. 87-142, Santiago, Chile.

Wernerfelt, B. (1991) “Brand loyalty and market equilibrium”, *Marketing Science*, 10 (3), Summer, p. 229-245.

Zurita, S. y C. Jara (1999) “Desempeño Financiero de los Fondos de Pensiones”, *Estudios Públicos*, 74, (Otoño), p. 227-254, Santiago.

**Cuadro 1: Estadísticos descriptivos pre-Reforma**

<b>Variable</b>	<b>Obs</b>	<b>Mean</b>	<b>Std. Dev.</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>
te	767	0.0035	0.0036	0.0001	0.0189
ts	767	0.0406	0.0155	0.0032	0.0930
nv	767	1059	911	109	4396
nvr	767	11528	4466	3392	19351
drent12 (puntos porcentuales*100)	622	0.0338	0.0939	-0.2049	0.2937
dcpor (puntos porcentuales*100)	767	-0.0475	0.3039	-0.8077	0.5380
dcfija (\$)	767	74	344	-348	1894
gc (M\$)	767	663114	555423	16413	2050814
gcr (M\$)	767	6983389	2460397	2421351	1.27E+07
premio (% del salario)	756	0.0052	0.1181	-0.8522	0.3984

**Cuadro 2: Estadísticos descriptivos post-Reforma**

<b>Variable</b>	<b>Obs</b>	<b>Mean</b>	<b>Std. Dev.</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>
te	418	0.0020	0.0023	0.00005	0.0152
ts	418	0.0180	0.0163	0.0020	0.0892
nv	417	710	612	129	3630
nvr	418	5497	4468	1761	19292
drent12 (puntos porcentuales*100)	418	-0.0071	0.0716	-0.2252	0.2012

dcpor (puntos porcentuales*100)	418	-0.0472	0.2061	-0.4667	0.4900
dcfija (\$)	418	15	399	-739	1663
gc (M\$)	418	944460	581060	55846	2337838
gcr (M\$)	418	7381778	2634280	3868009	1.28E+07
premio (% del salario)	417	0.2563	0.2676	-0.4098	2.3485

**Cuadro 3: Estimación SUR para la decisión de traspaso pre-Reforma de 1997  
para Panel Completo y Panel Cuprum**

Var. Dep	te	ts	te	ts
Variabes	Panel	Panel	Cuprum	Cuprum
y(-1)	6.59E-01 (24.32)**	6.64E-01 (22.97)**	7.92E-01 (33.45)**	8.45E-01 (37.67)**
nv	8.03E-07 (5.69)**	1.49E-06 (4.09)**	6.25E-07 -1.55	6.36E-07 (2.73)**
drent12	6.21E-04 -1.17	1.88E-03 -0.15	-2.57E-03 -0.97	-5.05E-04 -0.5
dcpor	9.05E-04 (2.75)**	-5.35E-03 -1.41	5.43E-04 -0.86	1.41E-03 (2.94)**
dcfija	-1.25E-07 -0.39	9.31E-06 -1.72	-7.35E-07 -1.03	5.51E-07 -1.18
gcdac	-3.25E-10 -1.88	1.26E-09 -1.3	-7.91E-10 -0.81	5.79E-10 (2.43)*
premioid	1.52E-04 -0.32	-2.56E-02 -0.78	2.86E-03 -0.56	-2.74E-05 -0.04
nvdrent12	-1.52E-06 (3.49)**	-1.11E-06 -1.1	4.33E-06 -1.86	3.30E-07 -0.39
nvdcpor	-2.91E-07 -1.35	1.28E-06 (4.41)**	-1.20E-06 (2.25)*	-1.74E-07 -0.51
nvdcfija	5.22E-10 (1.99)*	-5.11E-11 -0.16	1.43E-10 -0.45	2.18E-10 -0.55
nvgcdac	3.45E-14	-1.11E-13	-1.22E-13	-2.19E-13

	-0.33	(2.36)*	-0.3	-1.49
nvpremio	9.50E-07	5.19E-06	1.69E-05	1.01E-06
	(2.56)*	(2.12)*	(5.15)**	(2.04)*
Constant	-4.75E-04	-1.13E-02	0.00E+00	0.00E+00
	(2.13)*	-1.91	(.)	(.)
Observations	622	622	565	565
R <sup>2</sup> Ajustado	0.89	0.89	0.93	0.93

Absolute value of t statistics in parentheses

\* significant at 5%; \*\* significant at 1%

**Cuadro 4: Estimación SUR para la decisión de traspaso post-Reforma de 1997 para panel Completo y panel Cuprum**

Var. Dep	te	ts	te	ts
Variables	Panel	Panel	Cuprum	Cuprum
y(-1)	4.93E-01	2.78E-01	5.61E-01	5.66E-01
	(10.35)**	(5.44)**	(13.86)**	(14.40)**
nv	-8.87E-07	-1.23E-05	-4.23E-06	2.58E-06
	-1.71	(6.39)**	-1.35	(2.98)**
drent12	-1.05E-03	3.18E-02	3.27E-03	2.79E-03
	-0.63	(2.18)*	-1.22	(2.09)*
dcpor	9.10E-05	8.07E-03	2.66E-04	-2.06E-04
	-0.15	(2.14)*	-0.36	-0.22
dcfija	1.38E-07	4.14E-06	-3.97E-07	-1.10E-06
	-0.31	-1.07	-0.47	-1.21
gcdac	-4.60E-10	-2.32E-10	-1.24E-09	1.78E-10
	-1.4	-0.68	(2.17)*	-0.33
premiold	-5.70E-04	-1.06E-02	-1.50E-03	1.32E-03
	-1.62	-1.16	-0.98	(2.91)**
nvdrent12	6.18E-07	-5.09E-06	2.15E-07	-5.99E-07
	-0.32	-1.67	-0.05	-0.45

nvdcpor	-7.88E-07	-1.36E-06	-2.99E-07	7.78E-07
	-0.82	-1.84	-0.32	-0.63
nvdcfija	-6.35E-10	-1.02E-09	-8.69E-13	7.22E-10
	-1.06	(3.01)**	0	-0.84
nvgcdac	1.02E-12	1.08E-12	2.51E-12	-9.33E-13
	(3.20)**	(7.12)**	-1.78	-1.9
nvpremio	9.67E-07	1.38E-06	3.49E-06	-8.70E-08
	(2.56)*	-1.44	(2.78)**	-0.19
Constant	0.00E+00	3.53E-02	0.00E+00	1.02E-03
	(.)	(5.63)**	(.)	-0.92
Observations	417	417	362	362
R <sup>2</sup> Ajustado	0.80	0.80	0.74	0.74

Absolute value of t statistics in parentheses

\* significant at 5%; \*\* significant at 1%

## Anexo: Fórmulas para elasticidad efectiva, respuesta pura y sensibilidades

Las ecuaciones estimadas son las de los Cuadros 3 y 4:

$$te = \gamma_1 te + \beta_1 nv + \beta_2 drent12 + \beta_3 dcpor + \beta_4 dcfija + \beta_5 gcdac + \beta_6 premiod + \beta_7 nv \cdot drent12 + \beta_8 nv \cdot dcpor + \beta_9 nv \cdot dcfija + \beta_{10} nv \cdot gcdac + \beta_{11} nv \cdot premiod + \text{Constant} + \varepsilon$$

$$ts = \gamma_2 ts + \alpha_1 nvr + \alpha_2 drent12 + \alpha_3 dcpor + \alpha_4 dcfija + \alpha_5 gcr + \alpha_6 premior + \alpha_7 nvr \cdot drent12 + \alpha_8 nvr \cdot dcpor + \alpha_9 nvr \cdot dcfija + \alpha_{10} nvr \cdot gcr + \alpha_{11} nvr \cdot premior + \text{Constant} + \mu$$

### Fórmula para la elasticidad efectiva a la comisión porcentual (cpor)

$$\eta^{effective} = \left( \eta^E + \eta^\phi \right) \frac{\phi^*}{\phi^* + r}$$

$$\text{donde } \eta^E = \frac{\frac{\partial e}{\partial cpor} \frac{cpor}{e}}{1 - \gamma_1} = \frac{\beta_3 + \beta_8 nv}{1 - \gamma_1} \frac{\overline{cpor}}{\overline{te}}$$

Análogamente para  $\eta^\phi$ .

### Fórmula para la elasticidad efectiva a la comisión fija (cfija)

$$\eta^{effective} \equiv \left( \eta^E + \eta^\phi \right) \left( \frac{\phi^*}{\phi + r} \right)$$

$$\text{donde } \eta^E = \frac{\frac{\partial e}{\partial cfija} \frac{cfija}{e}}{1-\gamma_1} = \frac{\left( \beta_3 + \beta_9 \overline{nv} \right) \frac{cfija}{e}}{1-\gamma_1}$$

Análogamente para  $\eta^\phi$ . Si el nivel de cfija es  $\overline{cfija}$ , la elasticidad es cero, pero no tiene significado económico.

### Fórmula para la respuesta pura de los consumidores a cpor

La ecuación (4) hace la siguiente descomposición mecánica de la elasticidad precio efectiva percibida por la AFP: la respuesta de los consumidores a un cambio potencial de precio, el impacto de la rotación efectivamente observada y otras variables. Esta última afecta la decisión de precios de la AFP, pero no es una respuesta de los consumidores a un cambio potencial de precio, sino un hecho efectivamente observado. La respuesta pura de los consumidores al precio se calcula como:

$$RP = \left( -\frac{\partial te}{\partial cpor} \left( -s \right) + s \frac{\partial ts}{\partial cpor} \right) = \frac{-\left( \beta_3 + \beta_8 \overline{nv} \right) \left( -s \right)}{1-\gamma_1} + s \frac{-\left( \beta_3 + \alpha_8 \overline{nvr} \right)}{1-\gamma_2}$$

### Fórmula para la sensibilidad a vendedores propios (nv)

$$\Delta_i^v = \frac{\left( \beta_1 + \beta_8 \overline{nv} * \overline{dcpor} + \beta_9 * \overline{dcfija} + \beta_7 * \overline{drent12} + \beta_{11} * \overline{premio} + \beta_{10} * \overline{gcdac} \right)}{1-\gamma_1} \sum A_{-i}$$

Se multiplica por el N ° de cotizantes no propios para expresar la sensibilidad como un número de cotizantes al mes.

### Fórmula para la sensibilidad a rentabilidad (drent12)

Si  $q$  es la diferencia de rentabilidad,  $A_i$  los cotizantes de  $i$  y  $\sum A_{-i}$  los cotizantes de las AFP rivales de  $i$ ,

$$\Delta_i^q = \frac{\partial te}{\partial q} \sum A_{-i} - \frac{\partial ts}{\partial q} A_i = \frac{\left( \beta_2 + \beta_7 \overline{nv} \right)}{1-\gamma_1} \sum A_{-i} - \frac{\left( \beta_2 + \alpha_7 \overline{nvr} \right)}{1-\gamma_2} A_i$$

Se multiplica  $\frac{\partial te}{\partial q}$  por el número de cotizantes no propios y  $\frac{\partial ts}{\partial q}$  por el número de cotizantes propios para expresar la sensibilidad como un número de cotizantes al mes.

### **Fórmula para la sensibilidad al premio propio**

$$\Delta_i^{premio} = \frac{\beta_0 + \beta_{11} * nv}{1 - \gamma_1} \sum A_{-i}$$

Nuevamente se multiplica por el número de cotizantes rivales para expresar la sensibilidad como número de cotizantes mensuales.