



2012

Essays on Dynamic Models Applied to the
Pension Fund Management and Banking Industry in Chile

Yarela Flores.

**Essays on dynamic models applied to the Pension Fund Management and
Banking Industry in Chile**

Por

Yarela Flores Arévalo

Licenciado en Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad de Concepción, 1993
Magister en Economía de Recursos Naturales y del Medio Ambiente, Universidad de
Concepción, 2002

Esta Tesis se presenta como requerimiento parcial
para optar al grado de

Doctor en Economía

Instituto de Economía
PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DE CHILE

Comité:
Salvador Valdés (Profesor Guía)
Hugo Salgado
Tomás Rau

2012

La tesis de Yarela Flores fue aprobada:

Salvador Valdés (Profesor guía)

Tomás Rau

Hugo Salgado

Pontificia Universidad Católica de Chile

14 de agosto de 2012

Resumen

Essays on dynamic models applied to the Pension Fund Management and Banking Industry in Chile

Por

Yarela Flores Arévalo

Doctor en Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile

Salvador Valdés (profesor guía)

En economía, ha existido un permanente interés en la estimación de modelos estructurales realistas de decisiones de las firmas. Exceptuando algunos casos notables, la mayor parte de los estudios aplicados a industrias oligopólicas utilizan metodologías basadas en modelos simplificados del comportamiento de las firmas en ambientes puramente estáticos. En los últimos años han surgido propuestas metodológicas que permiten enfrentar la estimación de modelos más complejos que incluyen relaciones intertemporales y varios agentes. Esta tesis estudia mediante dos modelos empíricos la modelación dinámica de las industrias de las Administradoras de Fondos de Pensiones y Bancaria en Chile.

El primer trabajo entrega una aplicación de la reciente metodología de Bajari, Berkard y Levin (2007) que permite estimar juegos dinámicos mediante un algoritmo en dos etapas que no requiere computar el equilibrio perfecto. Esta metodología novedosa aún cuenta con muy pocas aplicaciones que hayan explotado sus ventajas, entre ellas su capacidad de modelar relaciones dinámicas con múltiples agentes. En este trabajo se desarrolla una aplicación concreta de esta metodología en la industria chilena de AFP, que cumple el requisito de estar dominada por relaciones intertemporales en la determinación de sus precios y cantidades de

equilibrio. Los resultados confirman el gran potencial que tiene esta metodología para estimar modelos para industrias de estructura compleja, y ofrecen hallazgos de interés general para la política económica.

En el segundo trabajo se estiman y comparan los resultados de medir el poder de mercado con un enfoque estático versus un enfoque dinámico. Estas dos perspectivas se contrastan en cada una de las dos familias de métodos más usadas en la literatura de medición del poder de mercado, que son la variación conjetural (o parámetro de conducta) y el test H de Panzar y Rosse. La aplicación empírica es para datos de la banca chilena en el período 1990-2007. Encontramos que el tradicional uso de modelos estáticos sería inadecuado y entregaría parámetros sesgados. Los resultados de los modelos dinámicos revelan que las empresas que conforman la banca chilena poseen un poder de mercado significativo, que los modelos estáticos son incapaces de detectar. En el caso de la banca chilena se observa, además, que la desregulación que se aplicó a fines de los noventa fue de una naturaleza tal, que no afectó los niveles de competencia en la industria bancaria, de acuerdo al test H. Como lección más general, se concluye que las relaciones intertemporales en la oferta y en la demanda de crédito son muy importantes para la correcta estimación del poder de mercado en las industrias bancarias.

Salvador Valdés
Profesor guía

Para Diego, papá y mamá a quienes llevo siempre en mi corazón; y a ti Dios, que día a día me
enseñas a amar más la vida

Tabla de Contenidos

Capítulo I: “Aplicación de un modelo oligopólico dinámico en las AFP chilenas: La amenaza de intervención para restringir precios”	1
Abstract	1
1.1 Introducción	2
1.2 Revisión de la literatura.....	4
1.2.1 Modelos Dinámicos	4
1.2.2 Métodos de estimación para dinámicas estratégicas.....	5
1.2.3 Métodos de estimación para dinámicas fundamentales	6
1.2.4 Otras aplicaciones del método de estimación usado en este estudio	6
1.3 Desarrollo del Modelo para la industria de AFP	9
1.3.1 La amenaza de intervención en la literatura	9
1.3.2 Modelación de la amenaza de intervención y aplicación del modelo.....	9
1.3.3 El beneficio de un período y la intervención de la industria.....	13
1.3.4 Modelo para la probabilidad de intervención	16
1.3.5 La función de valor de las firmas.....	18
1.3.6 El juego y el concepto de equilibrio	20
1.3.7 La “función de política” de las firmas	21
1.4 Bases de la Estimación	22
1.4.1 Primera Etapa.....	22
1.4.2 Segunda etapa	27
1.5 Datos.....	29
1.6 Resultados	30
1.6.1 Resultados de la primera etapa	30
1.6.2 Resultados de la segunda etapa.....	34
1.7 Conclusiones	39
1.8 Referencias	41
Anexo 1: Cuadro Revisión de la Literatura de Demanda de AFP para Chile	45
Anexo 2: Masa Salarial de afiliados nuevos y del total de cotizantes del sistema.....	46
Anexo 3: Pérdida por aumento de tasa de comisiones desde diciembre-2005 a junio-2009. Pesos de 2008	47

Anexo 4: Cotizantes y participación de mercado de las AFP antes y 13 meses después de la entrada de AFP Modelo.....	48
Anexo 5: Forma del árbol de decisión de una firma	48
Anexo 6: Temporalidad de los estados de intervención.....	49
Anexo 7: Evolución de los Componentes del Gasto Operacional como Porcentaje del Total	49
Anexo 8: Algoritmo para encontrar los parámetros Θ	50
A. Cálculo de los parámetros dinámicos estructurales de la probabilidad de intervención.	50
B. Programas usados para el cálculo de los parámetros dinámicos estructurales de la probabilidad de intervención.	54
C. Algoritmo que genera los beneficios con y sin intervención.....	56
Anexo 9: Estadísticas Descriptivas	58
Anexo 10: Detalles sobre demanda y costos.....	58
A. Resultados de la estimación de la demanda.....	58
B. Estimación de los Costos.....	62
Anexo 11: Indice Accionario de las AFP relativo al IGPA	65
Capítulo II: De Medidas Estáticas a Dinámicas de Poder de Mercado: Aplicación a la Banca Chilena	66
Abstract	66
2.1 Introducción	66
2.2 Revisión de la Literatura	70
2.2.1 Literatura Internacional.....	70
2.2.2 Estudios para Chile y Latinoamérica	73
2.3 Modelo Teórico	74
2.3.1 Bresnahan-Lau (1982)	74
2.3.2 Panzar-Rosse (1987)	74
2.4 Especificación Empírica.....	77
2.4.1 Método CPM.....	77
2.4.2 Modelo Panzar-Rosse (1987).....	82
2.5 Estimaciones.....	85
2.5.1 Modelo de Bresnahan-Lau (CPM).....	85

2.5.2 Modelo Panzar-Rosse (PR).....	92
2.6 Conclusiones	99
2.7 Referencias	101
Anexo 1: Número de Instituciones Financieras e índices de Concentración de Chile.....	104
Anexo 2: Índices de Concentración en Colocaciones y Captaciones.....	105
Anexo 3: Lista de Instituciones Fusionadas y entradas de nuevos bancos	105
Anexo 4: Test Dickey-Fuller Aumentado	106
Anexo 5: Test de Cointegración Multivariado (Johansen).....	107
Anexo 6: Test de Separabilidad	108
Anexo 7: Test de Instrumentos.....	108
Anexo 8: Estimaciones de la Demanda.....	109
Anexo 9: Estimaciones función de oferta	110
Anexo 10: Variables usadas en la estimación	112
Anexo 11: Modelo estático Test H de Panzar-Rosse	113
Anexo 12: Modelo Dinámico Test H de Panzar-Rosse.....	114

Agradecimientos

Quisiera agradecer a los profesores integrantes de mi comisión por su invaluable ayuda al enseñarme a trabajar en forma rigurosa. Además agradecer al profesor de matemáticas Luis Dissett por su importante ayuda y consejos. Otras personas que siempre me apoyaron fueron José Antonio Barrales, Horacio Valenzuela y David Watts.

Capítulo I: “Aplicación de un modelo oligopólico dinámico en las AFP chilenas: La amenaza de intervención para restringir precios”

Abstract

En organización industrial existe un creciente interés por la estimación de modelos del comportamiento de las firmas, que sean capaces de incorporar relaciones intertemporales y la intervención de múltiples agentes. En los últimos años ha surgido una nueva corriente en la literatura empírica de organización industrial que permite realizar estimaciones mucho más realistas de situaciones con entrada o salida de firmas y de su velocidad de aprendizaje, todo con varios agentes. En la línea metodológica propuesta por Bajari, Benkard y Levin (2007), el juego dinámico se estima mediante un algoritmo en dos etapas que no requiere computar el equilibrio perfecto. Esta metodología aún presenta muy pocas aplicaciones que se beneficien de sus ventajas. Este trabajo desarrolla una aplicación de esta metodología a la industria chilena de las Administradoras de Fondos de Pensiones, donde las relaciones intertemporales influyen mucho en la determinación de sus precios y cantidades de equilibrio. Los resultados confirman el gran potencial que tiene esta metodología, pero también se encuentra que algunos resultados son menos confiables y otros son sensibles a ciertos supuestos del investigador.

1.1 Introducción

En economía, existe un creciente interés en la estimación de modelos estructurales para las decisiones de las firmas. Exceptuando algunos casos notables, es una práctica común que las industrias con poder de mercado sean estudiadas a través de indicadores no estructurales y metodologías basadas en modelos simplificados del comportamiento de las firmas en ambientes normalmente estáticos. Una alternativa más sofisticada ha sido la de estimar equilibrios en modelos dinámicos, pero donde sólo interviene un agente. Más recientemente una nueva corriente de la literatura ha propuesto estimar modelos estructurales reconociendo la importancia de las relaciones intertemporales presentes en algunas industrias. Los sectores tales como los bancos, seguros, telefonía y AFP se caracterizan por relaciones de largo plazo entre firmas y también entre los clientes y sus firmas, presentando más bien una competencia dinámica.

Algunos casos clásicos donde las decisiones están interrelacionadas en el tiempo se refieren al análisis de costos de entrada o salida, a los retornos de la publicidad, a la velocidad de aprendizaje de firmas o clientes y a los costos de ajuste presentes en la inversión en capital físico. El desafío conceptual y computacional en estos casos ha sido la estimación de los parámetros dinámicos involucrados. Otro problema que enfrentan los juegos dinámicos es la existencia de múltiples equilibrios, lo que dificulta la aplicación de estimadores que requieren determinar el equilibrio y hacerlos compatibles con los datos observados.

Este trabajo propone una modelación de un juego inherentemente dinámico donde intervienen varios agentes en la toma de decisiones, como es el que corresponde a la industria de Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP), estimándose además varios parámetros estructurales. El método usado es el propuesto por Bajari, Benkard y Levin (2007), en adelante BBL, que permite estimar juegos dinámicos mediante un algoritmo en dos etapas que no requiere computar el equilibrio perfecto. Esta metodología posibilita la resolución de problemas altamente complejos, que con el conocimiento anterior era prácticamente imposible de resolver, dada la dificultad de incorporar información desde un equilibrio dinámico a un algoritmo de estimación.

La primera etapa del algoritmo BBL estima tres componentes: los parámetros estáticos, la ley de movimiento de cada una de las variables de estado a través de la recuperación de su distribución de probabilidad y una “función de política” de las firmas. Esta última es la regla de conducta de acuerdo a la cual las firmas han determinado sus variables de control en la muestra, en función de las variables de estado que las firmas conocían al momento de tomar cada decisión. Específicamente, esto involucra regresionar acciones observadas (como decisiones de precios, cantidades, entrada, salida o inversión) sobre las variables de estado involucradas (como las variables que desplazan la demanda y los costos, o las características de los productos o de los consumidores).

Esta primera etapa se basa en reconocer que en un equilibrio, los agentes tienen creencias correctas sobre su entorno y el comportamiento de los otros agentes. Por ello, recuperar las funciones de probabilidad de las acciones observadas y de los estados, permite recobrar eficazmente las acciones de equilibrio de los agentes.

En la segunda etapa del algoritmo se estiman el o los parámetros estructurales pendientes, usando simulaciones y un estimador de distancia mínima. Esta segunda etapa busca los parámetros que mejor racionalizan el comportamiento observado como decisiones individualmente óptimas, minimizando las desviaciones respecto a las condiciones de un equilibrio perfecto. En otras palabras se busca el conjunto de mutuas mejores respuestas. Esta etapa es equivalente a la maximización del valor presente esperado de los beneficios de los agentes, dadas sus creencias.

Una característica atractiva del método BBL es que reduce el problema de múltiples equilibrios y la maldición de la dimensionalidad que persiguen a la estimación de los juegos dinámicos. El motivo es que esta metodología no requiere que el investigador calcule realmente los equilibrios. Si los datos son generados por un único equilibrio, la estimación de la primera etapa recupera la función de valor para ese equilibrio. De esta forma, los estimadores de los parámetros obtenidos en la segunda etapa serán consistentes incluso si los parámetros estimados fueran compatibles con otros equilibrios no observados con los datos.

En la literatura se han propuesto otros métodos de estimación para juegos dinámicos, como los de Pakes, Ostrovsky y Berry (2007), Pesendorfer y Schmidt-Dengler (2003), y Aguirregabiria y Mira (2007). Ellos tienen características similares a BBL, pero presentan la desventaja de que únicamente se pueden aplicar a estructuras de decisiones discretas, como por ejemplo cuando existen costos de entrada o salida. Decisiones como precios, cantidades, inversión, son naturalmente continuas y el estimador BBL logra administrarlas a través de las simulaciones de la segunda etapa. En este punto es clave que la función de beneficios de las firmas sea lineal en los parámetros desconocidos, y de esta forma también lo sea la función de valor. Lo anterior permite un considerable ahorro en el tiempo requerido para la estimación, puesto que se calcula una sola vez el valor esperado descontado de las firmas para cada valor del parámetro estructural.

Un ejemplo del uso del estimador BBL es Ryan (2012), quien estudia una regulación bajo un modelo en que las firmas toman decisiones tanto discretas de entrada y salida como continuas de inversión. Otro ejemplo es Beresteanu y Ellickson (2006) quienes evalúan el impacto que leyes regionales, que restringen el crecimiento de grandes cadenas minoristas, tienen sobre la inversión, la estructura del mercado y sobre el excedente de los consumidores y productores. Al igual que el trabajo de Ryan, en este último las firmas toman decisiones discretas de entrada y salida, y decisiones continuas de inversión. Otra aplicación importante es la de Salgado (2008), quien evalúa el grado de poder de mercado en la industria de los procesadores para computadores personales en Estados Unidos. Su modelo reconoce que las dos firmas

(INTEL y AMD) toman decisiones continuas de precios y que la dinámica se debe al aprendizaje en el proceso productivo, que reduce los costos futuros¹.

Si bien la metodología BBL, actualmente, tiene una exitosa acogida entre los investigadores de organización industrial, no ha estado libre de críticas. Por ejemplo, se ha criticado el uso de supuestos fuertes en la modelación cuando los datos son escasos [Einav y Levin (2010)], y que los problemas de indeterminación por múltiples equilibrios no son satisfactoriamente resueltos [Aguirregabiria (2012)]. Otra crítica a los estimadores en dos etapas, incluido BBL, es que no explota íntegramente la estructura que el modelo impone para ciertas formas funcionales de la función de política y de valor.

Este trabajo propone un modelo estructural que permite estudiar una industria dominada por relaciones intertemporales en la determinación de sus precios y cantidades de equilibrio. Por ello se requiere modelar explícitamente funciones de política, que determinan la forma en que las firmas deciden los precios en función de las variables que describen el estado del mercado en cuestión. La industria estudiada es la de las Administradoras de Fondos de Pensiones [en adelante AFP], dominada por relaciones de largo plazo entre suscriptores (clientes) y AFP (firmas). En esta industria, la política de precios depende en forma importante del “stock” de clientes de cada firma y los clientes presentan una inercia a permanecer en su AFP actual.

El trabajo se estructura como sigue. La sección 1.2 hace una revisión de la literatura de estimación de juegos dinámicos. La sección 1.3 desarrolla la aplicación de la metodología BBL a las AFP chilenas, incluyendo la descripción de la industria y las distintas características del modelo específico. La sección 1.4 plantea las bases para la estimación de la primera y la segunda etapa. La sección 1.5 describe los datos. La sección 1.6 presenta los principales resultados y finalmente en la sección 1.7 se concluye.

1.2 Revisión de la literatura

Esta sección revisa la literatura de juegos dinámicos tanto por razones estratégicas como fundamentales, con el fin de acercarse a la metodología de Bajari, Benkard y Levin (2007) implementada en este estudio, que permite modelar simultáneamente ambas familias de relaciones dinámicas.

1.2.1 Modelos Dinámicos

Las razones por las que el juego en que participa una firma tiene carácter dinámico, por oposición a constituir una simple secuencia de juegos estáticos, pueden ser clasificadas en estratégicas y fundamentales [Perloff, Karp y Golan (2007)]. Las razones estratégicas se

¹ Otras aplicaciones del método BBL son Ryan y Tucker (2011) y Sweeting (2006).

refieren al caso en que las acciones de una firma alteran las creencias de sus rivales acerca de cómo ella se comportará, sin que cambien los pagos para un mismo comportamiento. Las nuevas creencias de los rivales afectan el equilibrio y generan el vínculo entre períodos (dinámica). Las razones fundamentales se refieren a casos en que las decisiones de una firma afectan la demanda o los costos futuros, para un mismo comportamiento. Por ejemplo, la cantidad de inversión en capital productivo influye en los costos de producir una misma cantidad en períodos futuros, y el nivel de publicidad decidido hoy afecta la demanda futura para un mismo nivel de precios. En estos casos las decisiones modifican una variable “de estado” relevante para los pagos, y eso afecta las decisiones de todas las firmas en el futuro, generando el vínculo entre períodos. Acá la dinámica ocurre aunque no cambien las creencias de los rivales respecto del comportamiento futuro.

Estos mecanismos que crean dinámica son de naturaleza diferente y exigen usar métodos de estimación distintos. Por supuesto, si una industria exhibe ambos tipos de dinámica a la vez, su estimación requiere combinar técnicas para resolver ambos tipos de problemas.

1.2.2 Métodos de estimación para dinámicas estratégicas

Cuando las fuentes de la dinámica son estratégicas, los métodos de estimación intentan medir si el comportamiento observado es consistente con las implicancias de juegos repetidos que suponen que la cooperación tácita es sostenida por amenazas de reversión a acciones “de castigo”, que son aquellas que reducen los beneficios de las firmas. Los modelos de Rotemberg y Saloner (1986) y Green y Porter (1984) muestran que las firmas responden con estrategias de gatillo. En estos modelos la demanda es estocástica, y un shock que eleva la demanda puede estar asociado a un incremento o a un decrecimiento de la colusión, dependiendo del conjunto de información disponible de la firma.

La técnica para estimar estos modelos cambia de acuerdo al tipo de información que maneje el economista. Cuando sabe si cada observación proviene de una fase de castigo o cooperación, puede estimar los parámetros de cada fase usando un modelo estático tradicional. Si no conoce el régimen para cada observación, debe determinar la fase en que está cada observación, por ejemplo por medio de “switching regression” maximizando la función de verosimilitud. Por ejemplo, Porter (1983) aplica este método al mercado de ferrocarriles en Chicago. Otros estudios de ese episodio son Town (1991), Domowitz et al. (1987) y Suslow (1998) y Athey et al. (2004).

Sin embargo, en estos estudios las estrategias de gatillo son discontinuas en la historia, en el sentido de que un ínfimo cambio en la historia puede llevar a una gran diferencia en la conducta. Una alternativa es exigir que las estrategias sean continuas en la historia; es decir, que una pequeña desviación en la cooperación lleve a pequeños cambios en la historia, llevando a un leve castigo. Slade (1987) utiliza datos diarios de precios de estaciones de servicio para determinar si las firmas usan funciones de reacción continuas o de gatillo, pero

requiere que el economista conozca la fase de castigo. Slade (1989) también modela un juego con funciones de reacción continuas.

Fabra y Toro (2005) ofrecen otro avance al usar un modelo de Markov, donde las probabilidades de transición desde colusión a una guerra de precios dependen tanto de variables gatillo como de cambios en precios, en cuotas de mercado y en rentas del período anterior. Este diseño permite que dichas probabilidades sean variables en el tiempo.

1.2.3 Métodos de estimación para dinámicas fundamentales

Estos métodos requieren distinguir entre las decisiones estáticas, que afectan los beneficios corrientes solamente, y las decisiones dinámicas (como el nivel de inversión) que afectan al flujo de beneficios futuros. La coexistencia de decisiones estáticas y dinámicas dificulta el método de estimación.

Hay dos estrategias dinámicas especialmente relevantes por las diferencias de interpretación que ofrecen. Estas son las de Bucle-Abierto y Bucle-Cerrado. Con Bucle-Abierto, las firmas creen que las estrategias de los rivales no dependen de las variables de estado, por lo cual se comportan como si sus acciones no afectaran las acciones futuras de sus rivales. Si bien esta estrategia no es un equilibrio perfecto en subjuegos, presenta la ventaja de ser simple de estimar. Con estrategias de Bucle-Cerrado, las firmas entienden que sus acciones afectan las acciones futuras de sus rivales. Esta estrategia es más plausible, pero su estimación enfrenta la dificultad de que pueden existir múltiples equilibrios, por lo que se deben hacer supuestos explícitos para seleccionar uno de ellos. Estos supuestos pueden sesgar los parámetros estimados. Por ejemplo, Karp y Perloff (1989, 1993a, 1993b, 1993c) analizaron el poder de mercado dinámico en la industria del arroz y café con ambos tipos de estrategia, y encontraron que la hipótesis de Bucle-Cerrado entrega un parámetro estimado que conlleva menos competencia que la hipótesis Bucle-Abierto.

Roberts y Samuelson (1988) presentan un enfoque híbrido o intermedio, donde cada firma supone que los rivales responden a cambios en las variables de estado sólo en el próximo período, ignorando efectos en los períodos subsiguientes. Esto reconoce solo parcialmente la respuesta de los rivales. Con todo, su estimación también enfrenta la dificultad de que pueden existir múltiples equilibrios perfectos de Markov.

Si bien numerosos estudios estiman equilibrios perfectos de Markov, la complejidad computacional los ha restringido a casos relativamente simples, con pocos jugadores y solo una variable de estado (Perloff, Karp y Golan, 2007, capítulo 7).

1.2.4 Otras aplicaciones del método de estimación usado en este estudio

La metodología de Bajari, Benkard y Levin (2007) usada en este estudio, tiene en la actualidad una creciente aplicación en la literatura de organización industrial (por ejemplo

Bajari et al., 2010; Benkard, Bodoh-Creed y Lazarev, 2010). Sin embargo, no ha estado exenta de críticas. Einav y Levin (2010) destacan como una dificultad de esta metodología el que la escasa información disponible a menudo no logra responder las ambiciosas preguntas planteadas, lo que obliga al método a “rellenar los huecos” con supuestos fuertes. Por su parte, Aguirregabiria (2012) plantea que los problemas de indeterminación asociados a múltiples equilibrios perfectos se mantienen, aun cuando se use este método para predecir el efecto de cambios contrafactuals sobre los parámetros estimados. Además, una desventaja de los estimadores en dos etapas, es que en la primera etapa de estimación no se explota completamente la estructura impuesta por el modelo. Por ejemplo, ciertas funciones de política o de valor pueden ser incompatibles con el equilibrio del modelo propuesto para un rango relevante de los parámetros y la estimación en dos etapas no hace uso de esta información. Lo anterior se puede solucionar con un estimador flexible, sin embargo el ruido de la primera etapa puede generar un sesgo de muestra finita al ser combinado con una segunda etapa no lineal.

Con todo, la metodología se ha anotado éxitos considerables y existe gran diversidad de posibles aplicaciones en cuanto a la estructura de la función de costos y de demanda. Es posible aplicarla a mercados con características estáticas, donde la dinámica viene dada solo por aspectos estratégicos, o donde se presente dinámica simultáneamente a través de aspectos fundamentales (aprendizaje, por ejemplo) y razones estratégicas. En una aplicación reciente de la metodología BBL, Salgado (2008) estudia el poder de mercado de los procesadores para computadores personales en Estados Unidos donde la dinámica viene dada por una curva de aprendizaje en el proceso productivo, según la cual los costos futuros se reducen al acumularse experiencia en producción. La demanda es estimada usando un modelo de coeficientes aleatorios del estilo de Berry, Levinsohn y Pakes (1995) y Nevo (2000). Encuentra que las firmas se comportan de modo cercano a un Equilibrio de Nash Perfecto de Markov, aunque levemente más competitivo. También muestra que una estimación no dinámica habría subestimado el poder de mercado de las firmas, confirmando una crítica previa por parte de Corts (1999).

Ryan (2012) aplica la metodología BBL para evaluar los costos en bienestar de ciertas reformas aplicadas en 1990 a la legislación ambiental de Estados Unidos en el caso de la industria productora de cemento “Portland”. Con la metodología de Ericson y Pakes (1995), Ryan recupera la estructura de costos de esa industria, incluyendo los costos de entrada hundidos y los costos de ajuste de la capacidad. Estos costos generan efectos dinámicos que modifican el impacto de la regulación estudiada, pues ella actúa también sobre la entrada y la inversión, que determinan el poder de mercado. Asimismo encuentra que las reformas de 1990 crearon incrementos significativos en los costos hundidos de entrada, provocando pérdidas de entre USD 810 millones y USD 3,2 billones en el excedente total del mercado. También muestra que un análisis estático obtendría resultados sesgados.

Beresteanu y Ellickson (2006) aplican la metodología BBL para analizar la competencia entre cadenas de supermercados que operan en Estados Unidos. Para lo cual emplean un modelo oligopólico dinámico donde las firmas toman decisiones de entrada, salida y estrategias de inversión. En la primera etapa estiman la función de demanda con la metodología de Ericson y Pakes (1995), recuperan los costos marginales de cada firma a través de la fórmula del índice de Lerner y estiman la función de política de las variables de decisión de las firmas. En la segunda etapa se recuperan los costos fijos y marginales de aumentar y reducir la inversión, el valor residual de salir del mercado y la distribución de los costos de entrada hundidos. Finalmente con el algoritmo de Pakes y McGuire (1994) evalúan el impacto que tienen las leyes regionales que restringen el crecimiento de grandes cadenas minoristas sobre la inversión, la estructura del mercado y sobre el excedente de los consumidores y productores.

1.3 Desarrollo del Modelo para la industria de AFP

La amenaza de intervención regulatoria y sus eventuales efectos disciplinarios en el comportamiento de las firmas, ha sido desde hace décadas un tema recurrente en el debate de la política regulatoria en diversas industrias. En esta sección se presenta parte de esta literatura, para luego proponer un modelo que cuantifica estos efectos en la industria de las AFP en Chile. En esta industria otros autores han señalado que las firmas podrían tener incorporadas en sus decisiones de precios una amenaza de intervención que las castigaría en caso de ejercer poder de mercado. De ser así, las firmas se enfrentarían a un dilema intertemporal al subir su precio; por un lado hay un beneficio presente y seguro por el rezago en la respuesta de los clientes, pero podrían tener pérdidas en el futuro si la autoridad decide intervenirlas.

1.3.1 La amenaza de intervención en la literatura

La hipótesis de amenaza de intervención por parte de autoridades que desean inducir una rebaja de precios es antigua en la literatura económica, pero los episodios documentados son escasos y los modelados son muy pocos. Scherer (1980) describe al *moral suasion* como una forma de bajar los precios por parte de las autoridades, y afirma que fue aplicada por el gobierno de J. F. Kennedy a partir del año 1962.

Wolfram (1999) plantea que en el mercado eléctrico británico entre 1992-1994, las generadoras frenaron sus precios respecto al óptimo privado simple, debido a una amenaza de las autoridades de aumentar la regulación. Por su parte Bask et al. (2009), al estudiar el mercado eléctrico de los países nórdicos en el período 1996-2004, se ven obligados por la evidencia a plantear la hipótesis de que las firmas se enfrentan a un riesgo de ser intervenidas y responden bajando sus precios. Steen (2003) hace sugerencias similares para explicar el mercado eléctrico noruego. Glazer y McMillan (1992) presentan varios ejemplos de autorregulación de precios por temor a la regulación, incluyendo un caso de petroleras durante la crisis de 1979 y el de la tasa de interés prime definida por los bancos de Estados Unidos durante la crisis de los rehenes en Irán en 1979. Ninguno de esos trabajos modela la probabilidad que perciben las firmas de que la amenaza se materialice, ni los rezagos entre el anuncio y la materialización de la amenaza, ni formaliza sus consecuencias.

1.3.2 Modelación de la amenaza de intervención y aplicación del modelo

Esta sección desarrolla un modelo capaz de testear la hipótesis de amenaza de intervención. Se advierte que al ser un modelo estructural donde detalles inherentes de la industria pueden ser fuente de importantes diferencias en los resultados, debe ser interpretado solo como un ejemplo de aplicación a una industria específica, que en este caso es la industria chilena de Administradoras de Fondos Pensiones (AFP). Las distintas características del modelo se van

desarrollando en paralelo con la descripción de la industria, partiendo con la discusión sobre la elasticidad precio de la demanda que enfrentan las AFP, hasta la exposición de la Reforma Previsional de 2008.

La industria de las AFP se instaura en Chile en 1981, cuando un nuevo sistema de capitalización individual reemplaza al sistema de reparto existente hasta entonces. Al ser una industria pionera en el mundo, ha enfrentado diversos cambios en las regulaciones que han buscado perfeccionar el sistema previsional. La demanda se caracteriza por ser entregada bajo suscripción y en forma obligatoria a todos los trabajadores dependientes. Por el lado de la oferta, esta fue cubierta por sólo seis firmas en la década del 2000, después de que la industria experimentara una ola de fusiones en los años noventa.

La evidencia sobre la elasticidad precio de la demanda que enfrenta cada AFP, medida en el nivel de comisiones o precios observados, indica que a cada una de ellas le resultaría conveniente subir su comisión por sobre los niveles observados, actuando por separado, si nunca hubiera intervención [ver Anexo 1]. Sin embargo, ello no se observa, a pesar de que los estatutos de cada AFP obligan a sus directores a maximizar su utilidad o beneficio. Además, durante mucho tiempo las comisiones que aplica esta industria han presentado un nivel bastante superior a los costos medios totales (Marinovic y Valdés, 2004).

Una posible hipótesis para explicar esta paradoja es la existencia de un precio límite, superado el cual ocurriría la entrada de alguna firma nueva, evento que elevaría con fuerza la elasticidad precio de la demanda residual para cada firma incumbente. En la industria de AFP, esta hipótesis se descarta por las altas barreras a la entrada. Esta hipótesis requiere, para ser creíble, un significativo grado de información asimétrica sobre algún aspecto del negocio, y en esta industria no es el caso, como prueba la gran cantidad de datos que ha usado la literatura y este trabajo. De hecho no se observó entrada de ninguna AFP entre 1993 y 2009 (17 años), pese a los grandes beneficios económicos efectivos (Valdés y Marinovic, 2005). Una segunda posible explicación es que existirían restricciones de capacidad en la producción o distribución para estas firmas, pero ella se descarta puesto que contradice la evidencia sobre la forma de su costo marginal [ver más adelante].

Este estudio analiza una tercera hipótesis. Partiendo de la base que muchas de estas firmas tienen incorporada en su conducta una amenaza de intervención de parte del sistema político, que las castigaría con un retiro de demanda en caso de un uso más intenso de su poder de mercado, la hipótesis señala que la probabilidad de intervención depende del precio promedio de la industria. Desde luego, este vínculo presupone que la amenaza por parte de la autoridad política es creíble. Sin embargo, si la intervención no ocurre nunca, u ocurre en magnitud pequeña o de un modo que aumente los beneficios esperados, no será creíble y las firmas no elegirán precios menores aunque la probabilidad dependa del precio promedio [ver a continuación].

La anticipación con que se avisa la intervención a las firmas va a determinar de manera significativa sus efectos. Por lo general, el aviso de la autoridad a los agentes es anticipado debido a que la inercia del proceso político-legislativo implica una demora sustancial entre la propuesta pública de una intervención plausible y su aplicación efectiva. Una vez propuesta la intervención plausible, e identificado el rezago para su aplicación, *caerá* la probabilidad de una intervención en los períodos inmediatamente siguientes, es decir durante la transición. Esta situación genera la predicción de que una vez anunciada una intervención, cada firma *elevaría* su precio en dirección a su óptimo privado simple (Valdés 2005, p. 92 y 93). Otra predicción es que en ese período intermedio previo a que se materialice la intervención ya anunciada, el anuncio no afectará la cantidad que vende cada firma ni la elasticidad-precio de su demanda residual, de modo que el aumento de precio *eleva* las utilidades en ese período intermedio. Incluso después de aplicada efectivamente la intervención, las firmas no se frenarían de aplicar el nuevo precio óptimo privado hasta que la probabilidad de una segunda intervención vuelva a ser suficientemente alta y sea sensible al precio promedio. Como estas predicciones pueden ser contrastadas con la evidencia, la tercera hipótesis es falsificable.

Lograr que la amenaza sea creíble exige que, después de materializada la intervención, el beneficio esperado subsiguiente disminuya lo suficiente como para reducir el valor presente esperado del beneficio optimizado, evaluado antes del anuncio. Esa reducción del beneficio subsiguiente requiere que la magnitud esperada del retiro de demanda sea suficiente, y/o que se espere un aumento sustancial de la elasticidad-precio de la demanda residual.

¿Cuál es el impacto de un anuncio de intervención sobre el excedente de *largo plazo* de aquellos consumidores cuya demanda no es retirada por la intervención? Este impacto podría ser perjudicial, por ejemplo, si la intervención tuviese cláusulas que permitan a las firmas recuperar en poco tiempo la demanda que se les retiró, y aplicar de nuevo precios altos a esa demanda, bajo una probabilidad de una segunda intervención que sea inferior a la probabilidad inicial de intervención. Por eso, el impacto de distintas intervenciones puede diferir radicalmente dependiendo de las cláusulas contractuales establecidas por el regulador.

En la industria chilena de AFP, la discusión pública sobre una posible intervención es antigua. En la década de los noventa, la amenaza tomaba la forma de crear una AFP estatal. La intervención temida se empieza a modificar hacia una licitación obligatoria por precio, del servicio prestado a algún segmento de la demanda, a partir de noviembre de 2004. En comparación a una AFP estatal, una licitación por precio presenta la ventaja de eliminar el riesgo de elevar la interferencia política en la gestión de los fondos de pensiones. Durante la campaña presidencial de 2005 se debate la cobertura de la licitación por precio, y aparece por primera vez la propuesta de acotar la licitación obligatoria solo al flujo de nuevos cotizantes. Ella es muy diferente de otras propuestas, que orientaban la licitación al stock de cotizantes con bajo ahorro acumulado. El programa electoral de la candidata Michelle Bachelet comprometió en 2005 una licitación obligatoria del flujo de nuevos cotizantes. Apenas asume ella el Poder Ejecutivo en 2006, crea un Consejo Asesor Presidencial que rápidamente valida

dicha licitación, sin analizar o cubrir la posibilidad de que perjudique a los consumidores no licitados, ni la posibilidad de que las firmas incumbentes recuperen en poco tiempo la demanda que se les retiró.

Ese gobierno logra aprobar como ley esta licitación dos años después, es decir en marzo de 2008. La primera licitación ocurre en febrero de 2010, en su último mes de gobierno. El retiro de demanda flujo ocurre a partir de agosto de 2010, cuatro años y medio después del primer anuncio.

La reforma acordada por el Ejecutivo y el Congreso contempló licitar el servicio de AFP para el flujo de afiliados novatos para el sistema, una vez cada dos años. Para el período ene-2007 a dic-2008, este flujo representó solamente un 8,9% de la demanda stock, en términos de masa salarial, que es la base pertinente [ver Anexo 2]. Dichos clientes son asignados exclusivamente a la firma que ofrece la comisión más baja en la licitación, y la ley obliga a cada uno a permanecer en ella 2 años. Sin embargo, también permite cambiarse libremente después, y permite a la AFP licitada elevar de ahí en adelante sus precios libremente. Si bien los afiliados antiguos pueden elegir traspasarse a la firma ganadora, muy pocos lo hicieron, validando las estimaciones de que la sensibilidad de la demanda respecto a las comisiones es modesta.² La participación en la licitación es libre para cada firma incumbente, pero si gana está obligada a cobrar a todos sus clientes la comisión con que ganó la licitación que, además, debe ser inferior a la que cobraba antes. Esta cláusula fue insertada con el fin de estimular la entrada de nuevas firmas, pues es más costosa para un incumbente que para una firma nueva.

Así, la ley abrió a las firmas incumbentes la opción de recuperar la demanda que se les retiró, a partir de 2 años contados desde el retiro de clientes. Esa recuperación de clientes podría ocurrir por medio de vendedores con regalos dirigidos a aquellos afiliados novatos de mayor margen. Si el riesgo de intervención es menor que el del año 2004, entonces esa recuperación de demanda puede ocurrir a precios más altos que en 2004.

Se tiende a pensar que la licitación del flujo de afiliados nuevos fue positiva para los cotizantes. El ex-ministro Andrés Velasco declaró que "*los nuevos afiliados que entran al sistema se ahorrarán USD 15 millones por año...*" (El Mercurio, 3 de febrero de 2010), lo cual es, sin duda, correcto a partir de agosto de 2010 y hasta agosto de 2012. Sin embargo, el impacto inmediato entre 2006 y julio de 2010 podría ser negativo. En efecto, desde el anuncio ocurrido a fines de 2005, cada firma individual habría reconocido que ya no podía reducir el riesgo de intervención eligiendo precios inferiores al óptimo simple. Dado el anuncio, le convendría *subir* su tasa de comisión. En efecto, se observa que las tasas de comisión comienzan a subir a mediados de 2006, apenas se publican las recomendaciones del Consejo Asesor [ver Figura 1], sin que las variaciones de costos puedan explicar dicho aumento en las comisiones.

² En los primeros 11 meses de operación de la AFP entrante, solo 532 afiliados se transfirieron voluntariamente desde otras AFP.

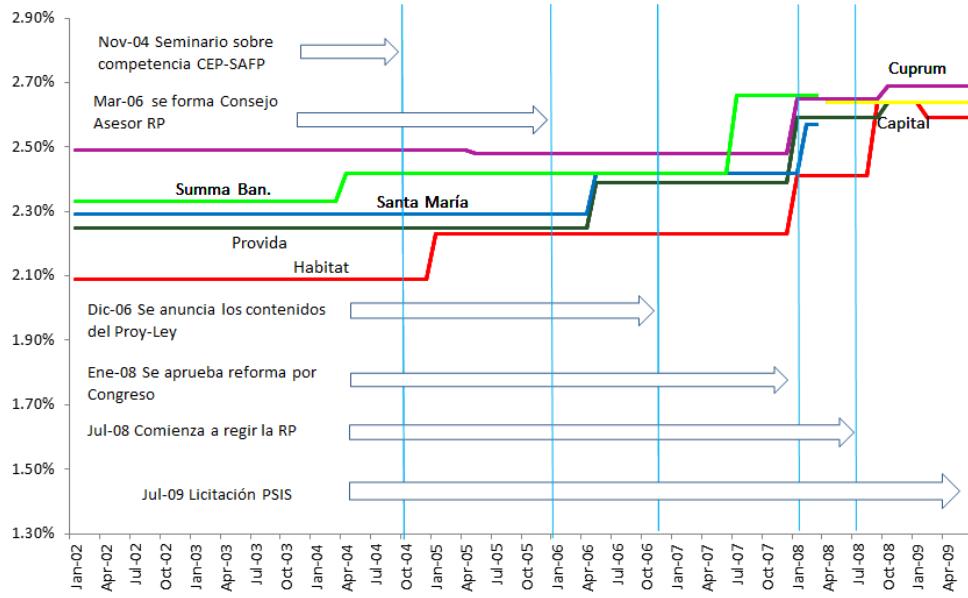


Figura 1: Tasa de la principal comisión de cada AFP, 2002-2009
 (Se excluye AFP Planvital que sólo representa un 3,5% de los cotizantes)

Un cálculo simple demuestra que si las tasas de comisión se hubieran mantenido estables al nivel de diciembre de 2005, todos los cotizantes se hubieran ahorrado USD 102,9 millones al año entre 2006 y agosto de 2010 [ver Anexo 3]. Además, los afiliados no cubiertos por la licitación seguirían pagando las comisiones mayores hasta julio de 2012. Por último, dependiendo de la recuperación de afiliados que se iniciará en agosto de 2012, y del nivel de precios, muchos de los novatos de 2010-2012 podrían unírseles a pagar comisiones mayores que en 2005 partir de agosto de 2012.

El primer objetivo de este estudio es modelar el proceso recién descrito, insertándolo en un modelo de oligopolio dinámico ampliado para considerar la probabilidad de castigo percibida por las firmas en caso de cobrar precios no competitivos o que incomoden al sistema político. El segundo objetivo es estimar los parámetros de dicho modelo, para el período que media entre el anuncio y la aplicación de la intervención, pues el signo y valor de los parámetros estimados determina si la hipótesis de amenaza de intervención es apoyada por la evidencia o no.

La fase de aplicación del retiro de demanda está fuera de la muestra usada en este estudio, debido a otros cambios estructurales aplicados desde 2010. Afortunadamente ello no es restrictivo, porque una parte importante de las consecuencias de la intervención ocurre en la fase cubierta por la muestra disponible.

1.3.3 El beneficio de un período y la intervención de la industria

La función de beneficios de la firma i en cada momento del tiempo queda definida por las funciones de demanda y de costos. Considerando una licitación que retira demanda a los

incumbentes (castigo), reduciendo el stock de clientes y además quitando todo el flujo de nuevos clientes, las AFP incumbentes que pierden la licitación tienen el siguiente beneficio:

$$\pi_{i,t}(\alpha_t, I_t) = [P_{i,t}W_{i,t} - c_{i,t}][Q_{i,t-1} + E1_{i,t}(P_t, S_t, dr_t) - A1_{i,t}(P_t, S_t, dr_t) + \overline{E2}_{i,t} \cdot (\mathbf{1} - I_t) - \overline{A2}_{i,t}] (\mathbf{1} - \alpha_t) - FC_{i,t} + \varepsilon_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1a)$$

Para la AFP entrante que gana la licitación, el beneficio es:³

$$\pi_{e,t}(\alpha_t, I_t) = [P_{e,t}W_{e,t} - c_{e,t}][Q_{e,t-1} + E1_{e,t}(P_t, S_t, dr_t) - A1_{e,t}(P_t, S_t, dr_t) - \overline{A2}_{e,t}] \cdot \alpha_t + \overline{E2}_{e,t} \cdot I_t - FC_{e,t} + \varepsilon_{e,t} + \epsilon_{e,t} \quad (1b)$$

Donde $\pi_{i,t}$ es el beneficio de la firma i (el subíndice e indica la firma entrante producto de la licitación); $P_{i,t}$ y $P_{-i,t}$ son las comisiones, donde $-i$ denota a sus rivales; $W_{i,t}$ es el salario imponible promedio de la firma i en el período t en términos reales (esto debe ser incorporado puesto que en Chile $P_{i,t}$ es la tasa de comisión variable correspondiente a un porcentaje del salario); $c_{i,t}$ es el costo marginal de producción de la firma i ; $Q_{i,t-1}$ es el stock de cotizantes de la firma i en el período anterior; $E1_{i,t}$ y $A1_{i,t}$ son los flujos de entrada y salida *endógenos* que dependen de las variables de control de la firma en el período corriente. Entre estas están las comisiones $P_{i,t}$, la estrategia financiera del fondo de pensiones que entrega la diferencia de rentabilidad $dr_{i,t}$ y las estrategias comerciales como el gasto en personal de ventas y el stock de publicidad $s_{i,t}$. Las variables $\overline{E2}_{i,t}$ y $\overline{A2}_{i,t}$ se definen como los flujos de entrada y salida *autónoma* de cotizantes a la firma i , que no dependen de las variables de control de la firma. Por último, $FC_{i,t}$ es el respectivo costo fijo y las variables $\varepsilon_{i,t}$ y $\epsilon_{i,t}$ son realizaciones de los shocks privados de las firmas, que afectan su demanda y sus costos, respectivamente.

La intervención se manifiesta en las variables I_t y α_t . La variable indicadora I_t representa el impacto de retirar el flujo de todos los cotizantes novatos al sistema. Por su parte, α_t se define como la fracción del stock de cotizantes que es retirado por una intervención que crea una AFP estatal.

La pérdida de clientes se modela como una proporción fija del stock o del flujo, con el fin de acotar el número de parámetros a estimar. En el caso del stock, ello implica que la elasticidad precio de la demanda residual para cada firma después de aplicarse la intervención es igual a la elasticidad precio de la demanda antes de dicha aplicación. Este supuesto es coherente con lo observado después de aplicarse la intervención en agosto de 2010. De acuerdo a la Superintendencia de Pensiones, el flujo voluntario de cotizantes hacia la AFP ganadora de la primera licitación fue modesto a pesar de sus menores precios (solo 532 de 180.000 cotizantes se cambiaron desde otras AFP en forma voluntaria a la AFP Modelo a septiembre de 2011). Además, se mantuvo inalterada la participación de mercado relativa de las firmas incumbentes

³ Para esta muestra, no fue necesario modelar el caso donde una firma incumbente *gana* la licitación.

después de agosto de 2010 [ver Anexo 4]. Así, la evidencia apoya la hipótesis de que la intervención no aumenta por sí misma la sensibilidad de la demanda a las comisiones.

Para evitar una complejidad excesiva, este modelo se ve obligado a simplificar respecto a lo que ocurre después de 2 años contados desde la iniciación de la licitación. El supuesto de trabajo es que no hay recuperación de cotizantes hacia las AFP incumbentes. Ello puede ser restrictivo, porque los cotizantes pueden aprender de sucesivas licitaciones y cambiar su comportamiento. En la segunda licitación chilena, ocurrida el 30 de enero de 2012, se presentaron 3 ofertas con precios aún menores que los previos: AFP Modelo insistió con 0,77%, AFP Planvital con 0,85% y AFP Regional con 1,04%. Durante el mes siguiente, y posiblemente motivados por la noticia de menores precios, la AFP ganadora (Modelo) recibió los mayores traspasos positivos de su historia, y su participación en los cotizantes subió desde un 3,8% en el período sep-2011 hasta un 6,4% en feb-2012. Con todo, está pendiente conocer las estrategias de las AFP incumbentes para recuperar cotizantes a partir de agosto de 2012, su efectividad, y sus nuevas políticas de precio.

Un segundo elemento clave del modelo es un rezago o demora, de magnitud T , entre la fecha de anuncio de la intervención y la fecha de su aplicación. Es decir, un anuncio en t reduciría el stock y el flujo de clientes al que puede optar cada firma desde el período $t+T$ en adelante. Se supone que una vez anunciada una fecha de intervención, ella es irreversible debido a la inercia del proceso político y legislativo. Además se supone que la distancia temporal entre el anuncio de la intervención y su aplicación está fija en la magnitud T , conocida, debido a restricciones institucionales.

Para simplificar, se supone que el retiro de la fracción α_t del stock de clientes que es retirado por la intervención puede tomar solamente los valores 0 y Δ , donde $\Delta \in (0,1]$. La intervención en el flujo I_t , en cambio, solo toma los valores 0 y 1, puesto que si una firma pierde la licitación pierde todos sus clientes entrantes autónomos.

Además, definimos probabilidades para las intervenciones, aplicables en los períodos previos a cualquier anuncio de intervención, según:

$$\alpha_{t+T} = \begin{cases} 0, & \text{con prob } (1 - \rho) \\ \Delta, & \text{con prob } \rho \end{cases} \quad (2)$$

$$I_{t+T} = \begin{cases} 0, & \text{con prob } (1 - \psi) \\ 1, & \text{con prob } \psi \end{cases} \quad (3)$$

donde ρ es la probabilidad de intervención al stock de clientes y ψ es la probabilidad de intervención al flujo. Una vez anunciada cualquier intervención las probabilidades ρ y ψ pierden toda importancia al igual que sus argumentos, pues la intervención se transforma en certeza y su fecha de aplicación queda fijada para el período $t+T$ [ver Anexo 5].

1.3.4 Modelo para la probabilidad de intervención

Las probabilidades de intervención $\{\psi, \rho\}$ se modelan como funciones lineales, así:

$$\psi(\bar{P}_{t-1}, Z_t; \phi_0, \phi_1, \phi_2) = \begin{cases} 1 & , \text{ if } \phi_0 + \phi_1 \bar{P}_{t-1} + \phi_2 Z_t \geq 1 \\ \phi_0 + \phi_1 \bar{P}_{t-1} + \phi_2 Z_t, & \text{if } 0 < \phi_0 + \phi_1 \bar{P}_{t-1} + \phi_2 Z_t < 1 \\ 0 & , \text{ if } \phi_0 + \phi_1 \bar{P}_{t-1} + \phi_2 Z_t \leq 0 \\ 0 & , \text{ if } t < 2004 \end{cases} \quad (4)$$

$$\rho(\bar{P}_{t-1}, Z_t; \phi_3, \phi_4, \phi_5) = \begin{cases} 1 & , \text{ if } \phi_3 + \phi_4 \bar{P}_{t-1} + \phi_5 Z_t \geq 1 \\ \phi_3 + \phi_4 \bar{P}_{t-1} + \phi_5 Z_t, & \text{if } 0 < \phi_3 + \phi_4 \bar{P}_{t-1} + \phi_5 Z_t < 1 \\ 0 & , \text{ if } \phi_3 + \phi_4 \bar{P}_{t-1} + \phi_5 Z_t \leq 0 \\ 0 & , \text{ if } t > 2005 \end{cases} \quad (5)$$

donde $\bar{P}_{t-1} \in [0,1]$ es el precio promedio ponderado (según la base) para la comisión más importante de la industria un trimestre atrás, que es la comisión porcentual. Los coeficientes ϕ_1 y ϕ_4 representan la sensibilidad de las probabilidades de intervención $\{\psi, \rho\}$ frente a cambios en los precios promedio en el trimestre $t - 1$.⁴

Una firma con baja participación de mercado influye poco en el precio promedio. Como afecta solo levemente la probabilidad de intervención, está menos incentivada a autorregular su precio. Esto implica una predicción de corte transversal: las firmas con menor participación de mercado elegirían precios mayores si enfrentaran la misma elasticidad precio de la demanda que las demás firmas. Esta predicción es explotada por el método BBL usado en la sección empírica del estudio. Mientras tanto, es útil mencionar que en esta muestra, la correlación entre la participación de cada AFP en la masa salarial de un mismo trimestre y la comisión relativa respecto a la comisión promedio de la industria, resulta ser -0,7, confirmando esta predicción.

La variable Z_t en las ecuaciones (4) y (5) representa el nivel de compromiso del sistema político con una futura intervención. Esta es una variable exógena, que se construye con información del registro histórico de los distintos eventos o *señales de política pública* que fueron surgiendo en el período cubierto por la muestra. Para simplificar, se supone que cada vez que se observó un acontecimiento público, la variable Z_t se elevó en un escalón, del siguiente modo:

⁴Si bien la influencia de los precios promedio sobre la probabilidad de intervención podría modelarse con más de un período hacia atrás, un solo rezago es suficiente si capta el efecto.

TABLA 1: Especificación de la variable Z_t

Período	Evento o señal	Valor de Z_t
Ene 1999 – Nov 2004	Nivel heredado o base.	0
Nov 2004 – Jul 2005	Seminario sobre competencia CEP-SAfp ⁵	1
Jul 2005 – Mar 2006	Se incorpora la intervención en la Propuesta Presidencial de la candidata M. B.	2
Mar 2006 – Dic 2006	Se forma el Consejo Asesor de la Reforma Previsional.	3
Dic 2006 – Dic 2007	Se anuncian los contenidos del Proyecto de Ley enviado al Congreso y se debate el Proyecto en dicho cuerpo legislativo.	4
Ene 2008 – fin de la muestra	Se aprueba la reforma por el congreso y hay pleno compromiso del sistema político con la intervención. La probabilidad de intervención se estabiliza en 1.	El nivel al que llega Z_t en esta etapa es irrelevante, pues una vez ocurrida la intervención, ρ y ψ ya no influyen en las decisiones.

Fuente: Elaboración propia

Los parámetros ϕ_0 y ϕ_3 representan otros aspectos que afectan las probabilidades de intervención, distintos a las comisiones promedio \bar{P}_t y a las señales Z_t . Por otra parte, si los parámetros ϕ_0 , ϕ_2 , ϕ_3 o ϕ_5 se incrementan, la probabilidad de intervención también aumenta, independiente del comportamiento de las comisiones.

Los ϕ_i son parámetros estructurales que serán estimados en la segunda etapa del método dinámico de Bajari, Benkard y Levin (2007).

La función objetivo que maximiza la firma dependerá del estado de las variables α_t , I_t y T, esto es, si la intervención se ha anunciado o no y en qué momento se hace efectiva (tamaño del rezago). Para aclarar lo anterior, es útil la siguiente matriz de transición para las intervenciones anunciadas, donde los estados son intervención de stock o de flujo, pero no ambas simultáneamente:

⁵Seminario “Desafíos del Sistema Chileno de Pensiones: Cobertura y Competencia” del Centro de Estudios Públicos (CEP) y la Superintendencia de AFP (SAFP), realizado en noviembre de 2004.

$$\begin{array}{c}
 \text{Trimestre } t+1 \\
 \begin{array}{ccc}
 \text{Sin Int.} & \text{I. Stock} & \text{I. Flujo} \\
 \hline
 \text{Trimestre } t & \begin{array}{ccc}
 \text{Sin Int.} & \left[\begin{array}{ccc} 1 - \rho - \psi & \rho & \psi \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{array} \right] \\
 \text{I. Stock} & \\
 \text{I. Flujo} &
 \end{array}
 \end{array}
 \end{array}$$

Si el estado es intervención, sea de flujo o de stock, se mantendrá el mismo estado para siempre. Esta matriz se refiere a intervenciones anunciadas, pero no aplicadas. Todos los anuncios se aplican con certeza T períodos después [ver Anexo 5].

1.3.5 La función de valor de las firmas

Con objeto de facilitar la presentación del modelo, en esta sección sólo se presenta el caso de una intervención flujo. Ello implica que la probabilidad ρ es cero, pero ψ no.

Para presentar la función de valor se incorporan dos nuevas variables de estado: $e1$ es el estado en que no ha habido anuncio de intervención (flujo). El estado $e2$ es aquél donde se registró con anterioridad un anuncio de intervención, que aún no se hace efectivo. Desde luego, se hará efectivo con probabilidad 1 dentro de T períodos contados desde el anuncio. El factor de descuento β se supone común para todas las firmas. La función de valor es la siguiente:

$$V_t(P_t; S_t; \phi_0, \phi_1, \phi_2 | e1) = \pi_t(P_t) + [1 - \psi(\cdot)]\beta E_t V_{t+1}(\cdot | e1) + \psi(\cdot)\beta E_t V_{t+1}(\cdot | e2) \quad (6)$$

$$V_t(P_t; S_t; \phi_0, \phi_1, \phi_2 | e2) = \pi_t(P_t) + \beta E_t V_{t+1}(\cdot | e2) \quad (7)$$

donde

$$V_{t+1}(\cdot | e2) = \sum_{j=t^*+1}^{t^*+T-1} \beta^j \pi_j (\mathbf{P}_j | e2, \mathbf{I}_j = \mathbf{0}) + V_{t+T}(\cdot | e2, \mathbf{I}_{t+T} = \mathbf{1}) \quad (8)$$

y donde t^* es el momento en que la autoridad anuncia la intervención que se hará efectiva en T períodos más adelante. Mientras en el estado $e1$ las decisiones de precio de las firmas afectan los beneficios a través de la demanda y de la probabilidad de intervención ψ , en el estado $e2$ el efecto vía la probabilidad ψ deja de existir, porque ya es seguro que habrá intervención (el Anexo 6 muestra gráficamente cómo afectan los estados $e1$ y $e2$ a las decisiones de la firma).

Es importante destacar que el nivel de la probabilidad ψ se manifiesta en el porcentaje que las firmas esperan que subsista, del flujo de cotizantes novatos desde $t + T + k$ en adelante; mientras más baja es la probabilidad ψ las firmas esperan que subsista un mayor porcentaje de cotizantes. Además, a medida que aumentan los períodos k , se reduce en forma decreciente

esta probabilidad. Sin embargo, se debe destacar que los períodos futuros son cada vez menos importantes y el efecto de la probabilidad de perder clientes en el período T con $k=0$, podría ser suficiente para evitar un alza de precios por parte de las AFP en el período $t=0$. Además, la suma acumulada de pérdida esperada de clientes es $(1 - \psi)/\psi$ correspondiente a la suma de serie geométrica cuando $k \rightarrow \infty$ [ver Figura 2].

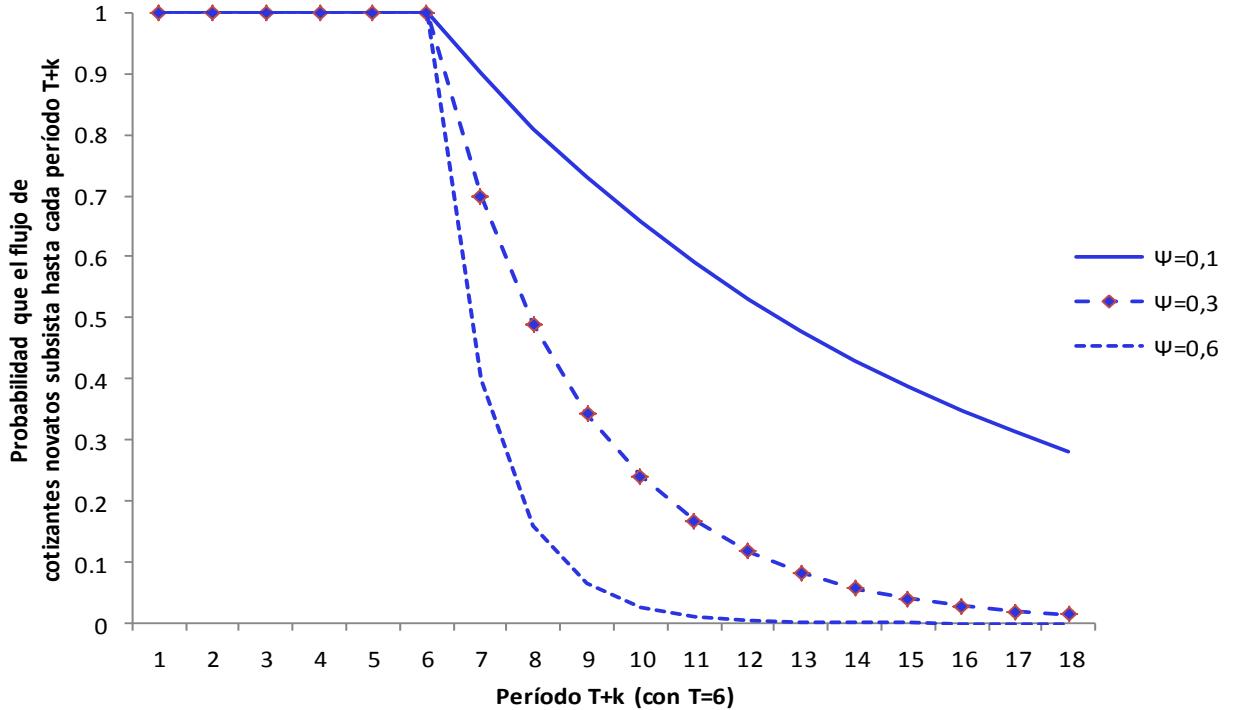


Figura 2: Probabilidad de que el flujo de cotizantes novatos subsista hasta cada fecha indicada por el eje horizontal, para probabilidades de intervención fija de 0,1, 0,3 y 0,6.

Las ecuaciones (6)-(8) recogen el hecho de que mientras ψ sea inferior a 1, la firma no conoce el valor que tomará la variable I_t dentro de T períodos, puesto que el valor realizado depende de los actos de la autoridad en forma exógena. El operador de expectativas es aplicado sobre la realización de los shocks privados presentes y futuros en la función de demanda y costos ($\varepsilon_{it}, \epsilon_{it}$) que recibe cada firma antes de elegir la acción. Las acciones en t afectarán tanto sus acciones en $t + 1$ (a través de las variables de estado que afectan los beneficios futuros de todas las firmas), como las acciones de sus rivales a través de la función de demanda (donde actúa el vector de variables de las firmas rivales).

La presencia de la probabilidad ψ en la función de valor implica que un aumento de precios en la firma i en el momento t presenta un dilema, pues por un lado aumenta los beneficios presentes ($\pi_{i,t}$) ya que los clientes tienen una baja sensibilidad a los precios, y por otro lado

aumenta la probabilidad de intervención para los períodos sucesivos, lo que reduce los beneficios T períodos más adelante, cuando la firma pierde el flujo de clientes novatos para siempre.

1.3.6 El juego y el concepto de equilibrio

Cada período las N firmas, denotadas por $i = 1, \dots, N$, toman decisiones en el tiempo $t = 1, 2, \dots$. Las condiciones en el tiempo t son resumidas por un vector de variables de estado comúnmente observado, donde $S_t = [Q_{t-1}, s_t, dr_t, FC_t, W_t, \alpha_t, I_t, T]$ es el vector de variables de estado relevantes para los beneficios, es decir que afectan la demanda y costos. En S_t , cada variable es a su vez un vector de dimensión N .

Dado el estado S_t , en cada período las firmas eligen simultáneamente el precio P_i del único producto Q_i de la AFP i para resolver el juego:

$$\max_{p_{i,t}} E[V_{it}(P_{i,t}, P_{-i,t}; S_t)]$$

La esperanza de los beneficios de las firmas en el momento t es aplicada sobre las realizaciones presentes y futuras de los shocks privados de todas las firmas.

Siguiendo a BBL se utilizará un Equilibrio Perfecto de Markov en estrategias puras como concepto de solución. En este equilibrio las estrategias óptimas dependen sólo de las variables estado que tienen efecto directo sobre los beneficios, en nuestro caso de S_t , y no dependen de amenazas de pasar a guerras de precio o de otras declaraciones de las firmas.

Si \mathcal{S} representa el espacio estado y \mathcal{A} el conjunto de acciones de todas las firmas, una estrategia de Markov σ_i para la firma i se define como una función $\sigma_i: \mathcal{S} \rightarrow a_i$ donde a_i es una acción de la firma i que pertenece al conjunto \mathcal{A} .

Un perfil de estrategias de Markov es un vector del tipo $\sigma = (\sigma_i(S), \sigma_{-i}(S))$. Llamaremos $Z_i(S; \sigma)$ a la función maximizada de los pagos para un estado S . Es decir:

$$Z_i(S; \sigma) = V_i(\sigma_i(S), \sigma_{-i}(S); S) \quad (9)$$

Definimos un Equilibrio Perfecto de Markov [en adelante EPM] como un perfil de estrategias σ para el que, dado el perfil del oponente σ_{-i} , cada firma no tiene otra estrategia de Markov σ'_i que mejore su propio valor. Específicamente, una estrategia σ es un EPM si para toda firma i , estado S y estrategia de Markov σ'_i , se cumple:

$$Z_i(\sigma_i, \sigma_{-i}; S) \geq Z_i(\sigma'_i, \sigma_{-i}; S) \quad (10)$$

Esto es útil para la estimación porque, en términos generales, los parámetros se estiman minimizando una función de pérdidas construida sobre observaciones que violan la restricción (10).

1.3.7 La “función de política” de las firmas

La función de política es una relación entre las estrategias de equilibrio de las firmas y las variables de estado del juego. Corresponde a la regla según la cual cada firma elige sus variables de decisión (las comisiones porcentuales, en este modelo), sobre la base de los valores que toman las variables de estado conocidas al momento de decidir.

Detrás de este concepto hay una hipótesis de continuidad, en el sentido de que cada firma siempre tendería a jugar de la misma manera ante las mismas circunstancias. En caso de existir múltiples equilibrios perfectos, esto supone que la industria no se cambia de equilibrio. Así, la función de política es una forma reducida del equilibrio de Nash.⁶

Puesto que el juego de precios se supone simultáneo, una firma no puede observar los precios que jugaron los rivales para ese mismo período, al momento de tomar sus propias decisiones. En cuanto al economista, lo único que observa son las variables estado que conocían las firmas en el momento en que éstas toman sus decisiones, y las decisiones ya tomadas.

La función de política puede ser estimada desde los datos usando precios observados y variables de estado observadas. Se plantea que la forma funcional de la función de política es lineal. Se considera que las variables estado relevantes para los beneficios son todas las variables que intervienen en la demanda o en los costos, la variable de intervención I_t y la variable que indica las señales del mercado Z_t .

$$P_{it}^* = f(S_{it}) + \xi_{it} \quad (11)$$

Más adelante, esta función permite calcular el valor esperado descontado de cada una de las firmas en simulaciones forward, como proponen BBL. Para realizar dicha operación se supone que el equilibrio es simétrico, en el sentido de que todas las empresas tienen la misma función de política, es decir, que harían lo mismo si enfrentaran el mismo estado.⁷

En estricto rigor cada AFP debe elegir tres variables de decisión: comisiones porcentuales, número de vendedores e inversión en publicidad. En este trabajo se considera que solo las comisiones porcentuales son variables de control, por tres razones. Primero, se ha presentado un bajo nivel y movilidad de vendedores a partir de 2000. Los gastos de remuneraciones al personal de ventas cayeron bruscamente en 1999, bajando su participación promedio en el gasto a solo un tercio del nivel anterior (el nivel reducido de gasto en vendedores fue 11% entre 2004 y 2008) [ver Anexo 7]. Es decir, no se observó una “guerra de vendedores” entre las AFP en el período estudiado, a diferencia de los años noventa, en que se gastaba mucho

⁶ Un equilibrio de Markov en general presenta múltiples equilibrios, pero acá se supone que se juega uno -el observado- y no se cambian de él.

⁷ Esto no contradice la predicción de corte transversal en que las firmas más pequeñas cobran precios más altos, puesto que la variable explicativa número de cotizantes de la misma firma el período pasado afecta negativamente al precio decidido, como se explica en la sección de los resultados.

más. Segundo, los vendedores y en consecuencia los gastos en remuneraciones solo presentan un efecto estático (en el momento en que el vendedor visita a un cliente) y no afectan la influencia de los precios actuales sobre la demanda futura. Tercero, respecto a los gastos de publicidad no contamos con datos sobre el número de mensajes publicitarios de cada AFP, lo que nos obliga a suponerlos fijos en el tiempo.

1.4 Bases de la Estimación

La estimación de los parámetros estructurales, según lo propuesto por BBL, es un algoritmo de dos etapas.

1.4.1 Primera Etapa

Aquí se estiman todos los parámetros que no involucran dinámica, que puedan ser identificados con los datos; es decir, los de la función de demanda, de la función de costos y de la función de política para las comisiones porcentuales.

1.4.1.1 Estimación de las funciones de demanda para la muestra 1999-2009

La estructura de la demanda a estimar es como la planteada por Bihari y Seldon (2006) y Valdés (2002), y es la siguiente:

$$Q_{i,t}(P_t, S_t, r_t) \equiv Q_{i,t-1} + E1_{i,t}(P_t, S_t, dr_t) + \bar{E2}_{i,t}(1 - I_t) - A1_{i,t}(P_t, S_t, dr_t) - \bar{A2}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}^d + \varepsilon_{i,t}^s \quad (12)$$

Donde $E_{i,t}(\cdot)$ y $A_{i,t}(\cdot)$ corresponden a las entradas y salidas de clientes. Los flujos endógenos son representados por el índice “1”, mientras que el subíndice “2” representa a los flujos exógenos. La ecuación para los flujos de entrada ($E1_{i,t}(P_t, S_t, dr_t)$) se estima en forma separada de la ecuación para los flujos de salida ($A1_{i,t}(P_t, S_t, dr_t)$), ambas directamente a partir de los datos respectivos de entrada y salida.

Una característica relevante de la demanda de AFP, que la diferencia de otros servicios entregados bajo suscripción, es su obligatoriedad legal en Chile. La ley impone que todo trabajador dependiente cotice un 10% de su salario imponible en una AFP.⁸ Lo anterior implica que la demanda potencial se iguala a la demanda efectivamente observada. Por otra parte, la demanda enfrentada por cada firma se ve influenciada principalmente por su posición relativa respecto a las rivales, dado que el afiliado no tiene la opción de no participar. Ello exige que el precio se introduzca en diferencias respecto al promedio de los rivales, tal como hace la literatura empírica sobre las AFP chilenas. Esto es, para el caso de la comisión de la

⁸ Hasta antes de la Reforma Previsional, vigente a partir de 2008, se exigía cotizar sólo a los trabajadores dependientes. A partir de la Reforma se hace también obligatoria la cotización a los trabajadores independientes. Esto se hará efectivo a partir de 2014.

AFP i , se calcula la comisión de la AFP i menos la comisión promedio de las AFP rivales en cada momento.⁹

Además se consideran en forma separada las comisiones variables y fijas. Ambas comisiones son recurrentes, es decir, se cobran todos los períodos.¹⁰ En las AFP chilenas las comisiones fijas rara vez han representado más del 10% del ingreso, dejando el mayor peso a las comisiones variables.

A diferencia de los flujos de entrada, los flujos de salida son afectados por el esfuerzo comercial de las firmas rivales $s_{-i,t}$. En efecto, el esfuerzo de los vendedores propios es dirigido básicamente a atraer nuevos afiliados y no a retener a los actuales, según confirma la evidencia [Marinovic (2000), Braberman et al. (2000), Marinovic y Valdés (2010) y Cerdá (2006)]. Por esto los vendedores propios son una variable que incide sólo en la entrada.

Respecto a la calidad del servicio, si bien su principal componente es el desempeño financiero, debiera incorporar otros aspectos como el número de oficinas, calidad de la atención entregada y otros.¹¹ En este trabajo se usa el ranking de rentabilidad del fondo de pensiones en los últimos 12 meses, puesto que es la información efectiva con la que cuentan los afiliados al momento de tomar la decisión de cambiarse de AFP. Cerdá (2006) incorpora el ranking de rentabilidad para explicar la tasa de salida de afiliados y encuentra que esta variable y el tamaño de la cartera de cada AFP son las únicas significativas después de limpiar las estimaciones por efectos comunes. Sin embargo, Olivares (2007) y Berstein y Cabrita (2007) usan un ranking de rentabilidad no lineal para explicar la demanda, y encuentran que ser primero en rentabilidad tiene efectos distintos respecto a estar en otra posición. Olivares (2007) encuentra que solamente el fondo de mejor resultado (primero en el ranking) es capaz de tener flujos netos positivos para las cuentas de tamaño más grande. En cambio, Berstein y Cabrita (2007) hayan que el ranking de rentabilidad no produce un impacto significativo en la probabilidad de traspaso cuando el afiliado no es visitado por un vendedor. Dado lo anterior, nuestras estimaciones consideran un ranking no lineal de la rentabilidad.

Otra variable explicativa de los flujos de afiliados es el vector de gastos comerciales, de número de vendedores y de una variable que mide el “regalo” entregado por los vendedores a los cotizantes que se cambian. Esta última variable se construye con la misma metodología de Marinovic y Valdés (2010).

⁹ Berstein y Cabrita (2007) consideran las diferencias respecto a la AFP más barata puesto que al usar datos individuales tienen la información precisa que el individuo tiene al momento de tomar la decisión de cambiarse.

¹⁰ Las únicas comisiones que se aplicaron en Chile durante el período estudiado fueron la tasa de comisión variable sobre la renta imponible de los cotizantes y se descuenta como un porcentaje del salario líquido y una comisión fija en pesos que se aplica cada vez que el afiliado cotiza pero se descuenta del saldo de la cuenta de capitalización individual. Además se exige por Ley (DL 3500) la uniformidad de las tasas de comisiones entre todos los cotizantes de una misma AFP. Cualquier cambio en la estructura de comisiones debe ser anunciado con 90 días de anticipación.

¹¹ La Superintendencia de AFP elabora una herramienta de información de calidad de servicio para los afiliados al sistema, llamada Índice de Calidad de Servicio de la AFP (ICSA), disponible solo a partir de julio de 2006.

El vector $\varepsilon_{i,t} = (\varepsilon_{i,t}^e, \varepsilon_{i,t}^s)$ son shocks de entrada y salida de afiliados al mercado del trabajo cubierto por la obligación de cotizar, que afectan la función de demanda de la firma i y se distribuyen $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Estos shocks son variables de estado conocidos por la firma, pero desconocidas para el economista.

Los signos esperados en la tasa de entrada son negativos en la desviación de las comisiones fijas y variables, positivo en el número de vendedores, gasto comercial, regalo entregado por los vendedores y ser primera en el ranking de rentabilidad. Respecto a la tasa de salida, los signos esperados son positivos para la desviación de las comisiones fijas y variables, número de vendedores, gasto comercial y regalos de las firmas rivales y negativo en la variable primera en el ranking de rentabilidad.

Para la estimación de las entradas y salidas en la ecuación (12) se usan datos agregados de cada firma.¹² La especificación econométrica es el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned} te_{i,t} &= f(dcvar_{i,t}, dcfija_{i,t}, nv_{i,t}, gc_{i,t}, rank1_{i,t}, gift_{i,t}) \\ ts_{i,t} &= f(dcvar_{i,t}, dcfija_{i,t}, \sum_{j \neq i}^n nv_{j,t}, \sum_{j \neq i}^n gc_{j,t}, rank1_{i,t}, \sum_{j \neq i}^n gift_{j,t}) \end{aligned}$$

Donde te es la tasa de entrada o cociente de las entradas y el stock de cotizantes en las AFP rivales en su conjunto; ts es la tasa de salida, definida como el cociente de las salidas y el stock de cotizantes en la misma AFP; $dcvar_{i,t}$ es la desviación de la comisión variable respecto al promedio de los rivales en $t - 1$; $dfija_{i,t}$ es la desviación de la comisión fija respecto al promedio de los rivales en $t - 1$; $rank1_{i,t}$ es una dummy que indica que la AFP fue primera en el ranking de rentabilidad; $gift_{i,t}$ es la variable regalo que es calculada en forma similar a Marinovic y Valdés (2010) y $gc_{i,t}$ corresponde al activo intangible que representa la imagen o marca de cada AFP, que es un stock construido a partir de los flujos de inversión publicitaria netos de depreciación (al igual que en estudios relacionados consideramos un 33% de depreciación anual Marinovic y Valdés (2010), Berndt, (1991, p. 410)).¹³

Las ecuaciones para las entradas y para las salidas incorporan como variable explicativa un rezago de la variable dependiente, debido a la inercia de la elección de AFP. Esta inercia proviene de aspectos regulatorios y de la existencia de costos de cambio que retardan respuestas inmediatas de los afiliados.

¹² No se encuentran disponibles públicamente datos a nivel individual que permitirían estimar con métodos más avanzados como modelo de coeficientes aleatorios de Berry, Levinsohn y Pakes (1995).

¹³ La variable $gift_{i,t}$ se calcula como la remuneración pagada a los vendedores menos el honorario neto de un vendedor promedio (se supone un salario competitivo definido como el promedio del salario imponible de los cotizantes de la AFP en ese mes) multiplicado por el número de vendedores de la AFP respectiva. El término anterior dividido por el número de traspasos brutos logrados en el período anterior.

Por tener la ecuación un carácter dinámico, es estimada mediante el método para paneles dinámicos propuesto por Blundell y Bond (1998), que entrega estimadores consistentes. Los instrumentos usados para el flujo de entrada son $dcvar_{i,t-2} - dcvar_{i,t-8}$, $dfija_{i,t-2} - dfija_{i,t-8}$, $Rank1_{i,t-2} - Rank1_{i,t-8}$, $gift_{i,t-2} - gift_{i,t-8}$, $nv_{i,t-2} - nv_{i,t-8}$. Para el flujo de salida se usan los mismos instrumentos pero considerando vendedores, publicidad y regalos elegidos por las firmas rivales.

Dentro de la estimación de la tasa de entrada y salida se considera, además, una variable dummy para el año 1999. Esta es una forma sencilla de capturar el efecto de la ola de fusiones ocurrida durante el año 1998. Por último, se incorporan dummies temporales. Debido a los rezagos de la demanda no hay endogeneidad en las variables explicativas. De la estimación de cada una de las ecuaciones de entrada y salida también se extrae la media y la varianza de los shocks, para ser usadas en las simulaciones forward de la segunda fase del método.

1.4.1.2 Estimación de las funciones de costos para la muestra 1999-2009

Se considera que el producto de una AFP es el número de cotizantes servidos, puesto que los costos totales están relacionados en mucho mayor medida con esta variable que con el saldo (fondo) en la cuenta de cada afiliado o con la rentabilidad de los fondos de pensiones. Asimismo, al usar el número de cotizantes se logra compatibilidad con la función de demanda estimada.

En la función de costos de una AFP se observan costos relacionados directamente con la cantidad de producción de servicios, otros costos relacionados a la generación de mensajes publicitarios y costos fijos (FC). Como se verá, esta función de costos recoge las variaciones de la prima del seguro de invalidez y sobrevivencia, de tal forma de evaluar si tienen influencia en las alzas de las comisiones observadas entre 2006-2008 mostradas en la Figura 1. Se estima una función de costos cuadrática en la cantidad producida (número de cotizantes) y en el número de vendedores, con la siguiente estructura:

$$CT_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Q_{i,t} + \beta_2 (\ln Q)^2_{i,t} + \beta_3 \ln nv_{i,t} + \beta_4 (\ln nv)^2_{i,t} + \beta_5 inval_{i,t} + \beta_6 FC_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (13)$$

donde los dos primeros términos corresponden al costo variable de producir el servicio prestado a los cotizantes (atención de consultas, procesamiento de beneficios, administración de fondos de pensiones). Los términos $\ln nv_{i,t} + (\ln nv)^2_{i,t}$ corresponden a los gastos de la gestión de ventas, que varían con el número de mensajes enviados por medio de vendedores. Este último concepto no depende del número de cotizantes sino de la intensidad comercial que la firma prefiera. Por eso, dos firmas con igual número de cotizantes pueden tener costos de mensajes publicitarios muy distintos, si difieren en sus estrategias comerciales.

En la muestra estudiada, el servicio de la industria de AFP incluía la entrega de un seguro de invalidez a los cotizantes y uno de sobrevivencia a los sobrevivientes del cotizante que fallece (SIS). La ley detalla las condiciones de entrega, los montos de las indemnizaciones y quiénes son los beneficiarios.¹⁴ El SIS da como beneficio el aporte adicional necesario para adquirir una renta vitalicia que entregue la pensión que la Ley establece.¹⁵

Las variables que explican la prima del SIS por cotizante son la tasa de interés técnica con que se calcula la renta vitalicia que genera la pensión legal (es una tasa de interés de largo plazo, y se mide en términos reales porque la renta vitalicia debe estar, por ley, indizada al índice de precios al consumidor), la tasa de desempleo rezagada, el salario medio por período de la AFP y la tasa de invalidez, medida como la razón entre el número de solicitudes de invalidez y el número de cotizantes. Nuestra variable explicativa que controla los costos del SIS es $inval_{it}$. Ella se construye a partir del número de afiliados declarados inválidos totales (definitivos + transitorio) rezagada 2 trimestres, multiplicado por el salario promedio de los cotizantes de la AFP respectiva y dividido por la tasa de interés del aporte adicional. Veremos que esta variable resulta altamente significativa. Como el numerador es proporcional tanto al número de cotizantes en la AFP, pues la cobertura del SIS depende de la existencia de cotizaciones recientes, como a la tasa de siniestralidad propia de la clientela seleccionada por esa firma, conviene reescribir $inval_{it}$ como $\gamma_{it} * Q_{it}$ en la ecuación (13).

Los costos fijos CF_{it} son los costos no relacionados con la cantidad de cotizantes de la firma ni con el número de vendedores, en el plazo de un trimestre. Incluye, entre otros, costos administrativos y el costo del capital invertido por accionistas y acreedores. Los costos fijos permiten modelar la existencia de economías de escala, como las que han sido detectadas en otros trabajos empíricos sobre las AFP.

No modelamos el costo del capital porque los costos de equipo y capital de trabajo tienen escaso peso dentro de los costos totales de una AFP. La variable ϵ_{it} son shocks que afectan a los costos de la firma i , con una distribución $\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$.

Esta función de costos fue estimada con datos de cada una de las firmas, con un modelo de panel con efectos fijos. De esta estimación se obtiene la media y la varianza de los shocks de los costos para ser usados en las simulaciones forward del juego.

1.4.1.3 Estimación de la función de política para la muestra 1999-2009

La función de política en la ecuación (11) es aproximada mediante una función lineal con efectos fijos. La variable dependiente son las comisiones porcentuales de la AFP i . Estos

¹⁴ Uno de los requisitos para tener derecho al SIS es no tener más de 60 y 65 años de edad, pues en tal caso regiría la pensión de vejez para mujeres y hombres respectivamente. Ante fallecimiento es necesario que cada beneficiario establezca una relación familiar de acuerdo a lo que la Ley establece.

¹⁵ Corresponde a la diferencia entre el capital necesario para pagar la pensión de referencia y el saldo disponible en el momento de discapacidad o muerte, representa uno de los principales elementos de los costos del SIS.

precios se predicen con las variables de estado que son relevantes para los beneficios, como variables explicativas.

1.4.2 Segunda etapa

Aquí se usan los parámetros obtenidos en la primera etapa para simular el juego para varios períodos futuros y, de esa forma determinar la función de valor. La pérdida por desviarse de la condición (10) se minimiza con el fin de determinar los parámetros estructurales $\{\phi_0, \phi_1, \phi_2\}$.

1.4.2.1 Simulación forward de la función de valor

La función de valor o valor esperado de los beneficios depende de la probabilidad de intervención, esto es, de los parámetros estructurales desconocidos $\{\phi_0, \phi_1, \phi_2\}$ que entran en la función de valor. Para la estimación de estos parámetros se usa la restricción (10) dada por la existencia de un Equilibrio Perfecto de Markov. Ello implica hacer el cómputo de la función de valor de las firmas, tanto con los precios observados (comisiones variables observadas), como con desviaciones no óptimas de éstas. Para el caso de las desviaciones suponemos que la firma sólo se desvía durante un período (en el momento cero) y, por lo tanto, vuelve a su función de política o senda óptima en los períodos subsiguientes.

Con los parámetros estimados en la primera etapa –función de demanda, costos y función de política– y los valores de las variables de estado en el momento inicial, se puede determinar la demanda en el momento inicial $Q_{i,0}$ y los beneficios iniciales de cada firma $\pi_{i,0}$. Luego se actualizan estas variables utilizando la ecuación de movimiento para las variables de estado. Usando los shocks que corresponden se predice un nuevo precio una nueva demanda y nuevos costos, con lo cual se obtiene $\pi_{i,t+1}$. Este procedimiento se reitera para cada decisión óptima de cada una de las firmas en todas las fechas t .

Para encontrar el valor esperado de los beneficios para la firma i de haber elegido la comisión variable P_{it} , se hacen simulaciones de Montecarlo; es decir, se aplica el procedimiento anterior para distintas secuencias de shocks aleatorios procedentes de la función de demanda y costos. Finalmente, se obtiene la media de los beneficios asociados a las distintas series de shocks, lo cual entrega el valor esperado de los beneficios. Este procedimiento se aplica tanto para los precios observados como para las desviaciones de los precios.

El cálculo de la función de valor de cada firma con intervención y sin intervención se hace usando el siguiente algoritmo:

1. Variables de estado: Al inicio, el valor de las variables de estado (S_0) están dadas, además se saca un valor para cada variable aleatoria (shocks de costos y de demanda) de su respectiva distribución para cada firma.

2. Variable de decisión: Para el primer período de la simulación se toma un precio observado de una firma específica. Los subsiguientes períodos se consideran precios predichos por la función de política de la firma.
3. Los valores de $V_{t+1}(\cdot|e1)$ y $V_{t+1}(\cdot|e2)$ se obtienen con los vectores de precios, función de demanda y costos, calculando previamente los beneficios de cada período con y sin intervención los que dependen del valor del parámetro I_t tal como lo indica la ecuación (1a). Para mayor claridad de lo anterior extendemos la ecuación (6):

$$\begin{aligned}
 V_t(P_t; S_t, \Theta, e1) = & \pi_0^{I=0}(P_0) + \\
 & (1 - \psi(P_0, \Theta)) \left\{ \frac{\beta E \pi_1^{I_1=0}(P_1) + \psi(P_1, \Theta) \beta E V_{t+2}^{I_2=1/I_1=0}}{(1 - \psi(P_1, \Theta)) \beta E V_{t+2}^{I_2=0/I_1=0}} + \right\} \\
 & + \psi(P_0, \Theta) \left\{ \frac{\beta E \pi_1^{I_1=1}(P_1) + \psi(P_1, \Theta) \beta E V_{t+2}^{I_2=1/I_1=1}}{(1 - \psi(P_1, \Theta)) \beta E V_{t+2}^{I_2=0/I_1=1}} + \right\} + \dots \quad (14)
 \end{aligned}$$

Donde $\pi_{i,t}^{I=0}$ y $\pi_{i,t}^{I=1}$ corresponden a los beneficios sin y con intervención respectivamente. Esta ecuación define los estados sobre la base de los anuncios de intervención, no de su implementación, que siempre ocurre con un rezago de T períodos. Usando la ley de movimiento de cada variable de estado y los shocks aleatorios desde el paso (1) se determinan nuevos valores de las variables de estado. En nuestro caso la única variable que presenta ecuación de movimiento es la demanda Q_t . Para las demás variables de estado se consideran directamente los valores observados de las variables. Las actualizaciones se hacen hasta un tiempo N tal que β^N sea suficientemente pequeño.

4. Los pasos de 1 a 3 permiten obtener una única senda de los términos lineales $V_{t+1}(\cdot|e1)$ y $V_{t+1}(\cdot|e2)$, dada una senda de realizaciones de shocks aleatorios. Para obtener los valores esperados sobre estos shocks se hacen simulaciones de Montecarlo, repitiendo el procedimiento muchas veces y tomando medias sobre los resultados.

Como los parámetros buscados ϕ_0 , ϕ_1 y ϕ_2 entran en forma lineal en la función de valor, entonces ni $V_{t+1}(\cdot|e1)$ ni $V_{t+1}(\cdot|e2)$ cambian cuando ellos se alteran.

1.4.2.2 Estimación de los Parámetros de la Probabilidad de Intervención

Los pasos anteriores se repiten para distintas desviaciones de los precios observados, permitiendo obtener los términos $\hat{Z}_i(\sigma_i, \sigma_{-i}; S)$ y $\hat{Z}'_i(\sigma'_i, \sigma_{-i}; S)$ de la ecuación (10). Con ellos, finalmente, podremos encontrar los valores de los parámetros dinámicos desconocidos, que

son los de la ecuación (4): los coeficientes ϕ_0 , ϕ_1 y ϕ_2 donde ϕ_1 representa la sensibilidad de la probabilidad de intervención $\{\psi\}$ frente a cambios en los precios promedio en el trimestre $t - 1$.

Después que se tienen los valores de las funciones de valor con y sin anuncio de intervención $[V_{t+1}(\cdot|e1)$ y $V_{t+1}(\cdot|e2)]$ para cada uno de los precios y desviaciones de los precios, el método BBL construye una función de pérdida desde la restricción (10) que requiere que para todo σ_i y toda posible desviación σ'_i se cumpla:

$$Z_i(\sigma_i, \sigma_{-i}; S; \Theta) \geq Z_i(\sigma'_i, \sigma_{-i}; S; \Theta) \quad (15)$$

Siguiendo a BBL definimos $h_j(\Theta) \equiv Z_i(\sigma'_i, \sigma_{-i}; S; \Theta) - Z_i(\sigma_i, \sigma_{-i}; S; \Theta)$. Así (10) puede escribirse como:

$$h_j(\Theta) \leq 0 \quad (16)$$

Entonces, para cualquier valor de los parámetros Θ y una muestra de tamaño n , la función de pérdida tiene la siguiente forma cuadrática:

$$L(\Theta | n) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^m \sum_{\tau=1}^n [\max_{\Theta} \{h_j^\tau(\Theta), 0\}]^2 \quad (17)$$

Donde m es el número de empresas que se considerará en el juego y τ es un índice para todas las observaciones. La función de pérdidas (17) mide la distancia entre el comportamiento observado y el Equilibrio Perfecto de Markov del juego, dado un valor para los parámetros Θ .

El paso siguiente es minimizar esta función de pérdida de tal forma de acercar el comportamiento observado al Equilibrio Perfecto de Markov. Es decir, se busca:

$$\widehat{\Theta} = \operatorname{argmin}_{\Theta} L(\Theta | n) \quad (18)$$

En términos prácticos, se requiere evaluar esta función de pérdida y calcular para cuales de esas desviaciones los beneficios son mayores con precios no óptimos.

Finalmente, se busca el $\widehat{\Theta}$ para los cuales la función de pérdida es mínima. En este caso los parámetros Θ entran en la función en forma lineal por lo que se puede hacer de una sola vez toda la simulación y hacer sólo una re-optimización simple para encontrar $\widehat{\Theta}$. El Anexo 8 presenta con más detalle el algoritmo usado para encontrar los parámetros $\widehat{\Theta}$.

1.5 Datos

Para la estimación de la primera etapa se cuenta con datos a nivel de firma con frecuencia trimestral publicados por la Superintendencia de Pensiones de Chile en lo relacionado a

balances de las firmas, comisiones variables y fijas, número de cotizantes, afiliados, vendedores, ingreso imponible mensual de los cotizantes y rentabilidad de los fondos. Esta base de datos ha sido usada previamente por los trabajos que estiman función de demanda en Chile como Marinovic (2000), Berstein y Micco (2002), Berstein y Ruiz (2004), Marinovic y Valdés (2010), Cerda (2006) y Berstein y Cabrita (2007).¹⁶ También Marinovic y Valdés (2004) y Agostini et al. (2009) usan los balances para estimar funciones de costos de las AFP.

La tasa de interés usada para el cálculo de las pensiones de invalidez y sobrevivencia es publicada por la Superintendencia de Valores y Seguros. Además, el Instituto Nacional de estadística y Banco Central de Chile publican información de tasas de desempleo. El número de afiliados declarados inválidos totales fue proporcionado por la Superintendencia de Pensiones ya que no se encuentra disponible públicamente.

El período que se considera es 1999.1-2009.2 (42 trimestres) puesto que en este período no se observa la implementación de políticas que cambien en forma importante las condiciones del mercado, sólo hay dos fusiones y la entrada en vigencia de los multifondos en 2002. A partir del inicio de los multifondos la tasa de rentabilidad usada para calcular el ranking es la tasa de rentabilidad promedio de los fondos A hasta E, ponderada por su tamaño. Se deja fuera el período anterior a 1999 debido a la ola de fusiones de mediados de los noventa y por la regulación efectuada a los vendedores de las AFP a fines de 1997.

Como se mencionó anteriormente, se usan seis AFP para la estimación, contando con el mismo número de datos para cada una de ellas; es decir, se cuenta con un panel balanceado con 216 observaciones. La frecuencia trimestral usada en las estimaciones se debe a que a partir de 2002 los balances de las AFP dejan de ser publicados en forma mensual y pasan a ser trimestrales. En el anexo 9 se presenta un resumen de los datos.

1.6 Resultados

Esta sección resume los resultados de las estimaciones de la primera etapa y los parámetros dinámicos estructurales identificados en la segunda etapa.

1.6.1 Resultados de la primera etapa

Aquí se presentan los resultados obtenidos al estimar la función de demanda, función de costos y la función de política.

¹⁶ Este último trabajo usa adicionalmente una base con datos individuales llamada “Historias Previsionales”, pero esta base no es pública en su totalidad, como requiere este trabajo.

1.6.1.1 Resultados de la estimación de la demanda y costos

Los resultados para la muestra 2000-2009 coinciden con los encontrados por la literatura previa sobre la industria chilena de AFP, para períodos anteriores.

Por ejemplo, los coeficientes estimados para la demanda implican que la elasticidad del stock de cotizantes a las comisiones porcentuales fue, en el largo plazo, de -0,29 en la muestra (década de 2000). Esto es muy inferior a 1, ratificando la inelasticidad de la demanda residual que enfrenta cada AFP por separado, sin considerar intervenciones de la autoridad, que otros autores habían medido con datos de la década anterior.

En el caso de los costos, este es el primer estudio que estima los costos totales para la industria chilena de AFP, pues la literatura anterior había estimado los costos sin el SIS, por la complejidad que involucra controlar sus primas. En este caso la variable *intval2*, que controla el efecto del SIS sobre los costos, resulta significativa y positiva, reflejando lo que afirman los actores de esta industria.

Nuestra especificación entrega un costo marginal por cotizante de \$3.070 por mes, que baja a solo \$1.673 por mes cuando se restan los costos de la prima del seguro de invalidez y sobrevivencia. Este costo marginal está basado en la tecnología utilizada en el período de la muestra, e indica que si se hubiera cobrado solo el costo marginal a los trabajadores que ganan el salario mínimo, sin pedirles ningún aporte para cubrir los demás costos, la comisión variable debería haber sido 1,05%.¹⁷ El costo medio por cotizante es bastante mayor, pues asciende a \$9.612 por mes. Esta cifra baja a \$8.215 si se omite el costo de la prima del seguro. El costo total medio estimado es decreciente, lo que revela la existencia de economías de escala en términos del número de cotizantes.

Se entregan más detalles en el Anexo 10.

1.6.1.2 Resultados de la estimación de la función de Política

La función de política predice los precios (comisión porcentual) usando las variables de estado relevantes para los beneficios como variables explicativas, mediante una función lineal con efectos fijos. La Tabla 2 entrega nuestra estimación de la función de política.

El número de cotizantes entra en forma rezagada, siguiendo la ecuación (1) y corresponde a la variable de estado endógena de este modelo. Se encuentra que una variable relevante para la política de precios de cada AFP es la comisión porcentual cobrada por los rivales en el período anterior *pcvar_r(t-1)*, que presenta signo positivo y es significativa estadísticamente. Esto indica que la reacción de una firma es subir precios cuando observa que sus rivales incrementan los precios respectivos. La desviación de la comisión fija también es

¹⁷ Considerando un salario mínimo de \$159.000 mensuales a junio de 2009.

significativa y de signo negativo, lo que indica que la comisión fija por sí sola es sustituta estratégica de la comisión variable.

El número de vendedores propios afecta en forma *negativa* y significativa a las comisiones elegidas por las firmas, lo que podría implicar que los vendedores propios introducen competencia a la industria. El efecto es negativo con y sin interacciones con los regalos. Los vendedores de la competencia afectan en forma positiva y significativa a la comisión elegida, sugiriendo que la mejor respuesta a más vendedores rivales es elevar los vendedores propios, financiándolos con una mayor comisión propia. También se hicieron estimaciones que consideran el costo del seguro de invalidez (variable *inval2* usada en la función de costos) pero ésta no presentó un efecto significativo sobre las comisiones en ninguna de las especificaciones, lo que sugiere que el costo de los seguros impactaban los precios con rezagos superiores a dos trimestres.

Recordemos la variable Z_t que representa las señales de una posible intervención que fueron recibiendo las firmas en el período analizado y que se define en la Tabla 1. Esta variable trata de capturar el riesgo de regulación que perciben las firmas y que pudo haber afectado la fijación de sus precios. Se encuentra que esta variable impacta en forma positiva y significativa a las comisiones, lo que indica que las firmas *subieron* sus precios cuando tuvieron más certeza de que serían intervenidas. Esto verifica la hipótesis de que una vez anunciada una intervención, cada firma *elevaría* su precio en dirección a su óptimo privado simple (Valdés 2005, p. 92 y 93).

La variable I_t indica el estado en t de la intervención anunciada, que es tipo flujo como se explicó en las secciones previas. Toma el valor cero hasta el último trimestre de 2007 y el valor uno después, puesto que en enero de 2008 el Congreso aprueba definitivamente la intervención que quita el flujo de los afiliados nuevos a las AFP incumbentes. Esta variable también eleva en forma positiva y significativa a las comisiones porcentuales fijadas por las AFP, verificando la hipótesis presentada en la sección introductoria de este trabajo.

TABLA 2: Estimación de la Función de Política de las AFP

VARIABLES	VARIABLES
pcvar_r(t-1)	0.17076* (0.100)
LnQ(t-1)	-0.28988** (0.142)
Rank1	0.06663*** (0.025)
nv*gift	-56.52994* (32.941)
firma1	5.71018*** (1.749)
firma2	5.62234*** (1.824)
firma3	5.59881*** (1.821)
firma4	5.69061*** (1.976)
firma5	5.93914*** (2.038)
firma6	5.69111*** (1.882)
Zt	0.01705** (0.008)
It	0.25814*** (0.061)
cfija(t-1)	-0.00022*** (0.000)
nv	-0.00010** (0.000)
nvr	0.00010*** (0.000)
Observations	246
N Firmas	6
R- sq within	0.7558
R- sq between	0.7526
R- sq overall	0.7129
Test F (0.7129)	79.46
Prob > F	0.000

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

1.6.2 Resultados de la segunda etapa

Aquí se presentan los valores encontrados para los parámetros dinámicos ϕ_0 , ϕ_1 y ϕ_2 de la ecuación (4), que determinan la probabilidad de intervención flujo percibida por las firmas.

Los resultados de la Tabla 3 se obtienen con 17 períodos simulados para cada precio inicial (observado) $P_{i,t}$ y para cada desviación de precio no óptimo, y con T=6 trimestres de rezago entre el anuncio hasta que se hace efectiva la intervención, similar a lo que efectivamente ocurrió en la reforma previsional analizada, que el Congreso aprueba en enero de 2008.

TABLA 3: Resultado de los parámetros dinámicos de la probabilidad de intervención

Intervención Flujo		
	1999-2009.2	S.E.
ϕ_0	0,00E+00*	1,00E-05
ϕ_1	2,50E-01***	0,00E+00
ϕ_2	1,1E-17**	0,00E+00
Demora entre el anuncio de intervención y retiro de demanda (trimestres)	6	
Nº trimestres simulados	17	
Tiempo de simulación en horas	12	
Nº de Términos en el valor presente esperado para cada precio inicial (1)	1.139	
Valor optimizado de la función de pérdidas: Intervención Flujo (Ecc. 17)	4,89E+09	
Valor optimizado de la función de pérdidas: Intervención Stock, con un $\alpha=10\%$ (Ecc. 17).	5,46E+09	
Valor optimizado de la función de pérdidas (Ecc. 17) con la restricción $\phi_2 =$ 0	2,15E+10	

(1) Ver Anexo 8 para detalles

Según la estimación, el parámetro ϕ_1 presenta el signo esperado y es de magnitud económicamente importante. Es decir, las comisiones porcentuales promedio del sistema, rezagadas un trimestre, afectan positiva y significativamente la probabilidad de intervención, elevándola. Esto es uno de los resultados principales del estudio, pues respalda la hipótesis de que las AFP chilenas eligieron comisiones menores que su óptimo simple porque percibían que esa autorregulación reduciría la amenaza de intervención de la autoridad.

También se encuentra que la variable “señales recibidas desde el sistema político” (Z_t) no tiene un efecto directo de magnitud económicamente relevante sobre la probabilidad de intervención percibida por las firmas (condicional a que no ha habido intervención), porque el parámetro ϕ_2 es prácticamente cero. Con todo, es estadísticamente significativo.

Sin embargo, también se observa que si se impone exógenamente la restricción de que $\phi_2 = 0$, el valor optimizado de la función de pérdidas empeora ostensiblemente. Esto puede explicarse porque la variable Z_t sí afecta la estrategia de comisiones, pues es significativa en la función de política (con un coeficiente de 0,017 según la Tabla 2). Esta contradicción respecto del rol de Z_t podría revelar una debilidad de la metodología BBL.

En las últimas filas de la Tabla 3 se presentan los valores optimizados de la función de pérdidas (Ec. 17) para dos escenarios: intervención flujo e intervención stock, suponiendo que la intervención stock se haría con un porcentaje de retiro de demanda stock (α) de 10%. El valor optimizado para este segundo escenario se obtuvo repitiendo todo el trabajo que implica la segunda etapa. Como se observa, el menor valor de la función de pérdida se obtiene con una intervención flujo y no stock. Esto es razonable en esta muestra, pues las firmas comenzaron a adquirir conocimiento del tipo de intervención desde fines de 2005.

Los parámetros estimados permiten simular la probabilidad de intervención percibida por las AFP, condicional a que aún no ha habido intervención. Un primer aspecto es que el valor de esta probabilidad es bastante alto en toda la muestra, tomando siempre valores iguales o superiores a 0,57 [ver Figura 3]. Como se explica en la figura 2 de la sección 1.3.5, este valor para ψ revela que aún antes los pre-anuncios de intervención ocurridos desde fines de 2004 (recogidos por la variable Z_t), la AFP representativa ya actuaba como si fuera a perder los cotizantes novatos con un sustancial grado de certeza a partir del trimestre $t + T + 4$, a pesar de los esfuerzos realizados por medio de elegir precios inferiores a su óptimo privado. Desde luego, la decisión de elevar los precios a partir de 2006 aumentó aún más la probabilidad de perder ese flujo de novatos, y el anuncio de intervención ocurrido en enero de 2008 la elevó a uno (certeza). Interpretamos el alto valor piso de esta probabilidad (0,57) como que antes de que la intervención se anunciara, las firmas esperaban que subsista, como máximo un 43% del flujo de cotizantes novatos en $(t + T + 1)$, un 18,5% en $(t + T + 2)$, un 8% en $(t + T + 3)$ y un 3,42% en $(t + T + 4)$.

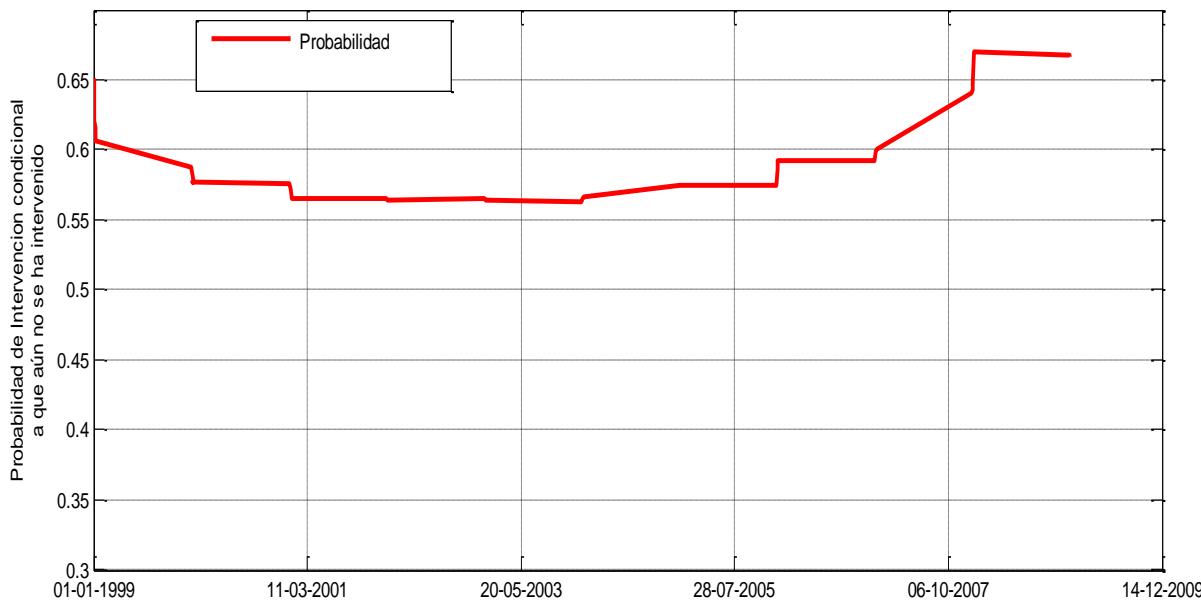


Figura 3. Probabilidad de Intervención (condicional a que no ha habido intervención) percibida por las AFP, evaluada en la comisión promedio ponderada observada en el trimestre anterior.

La Figura 3 revela además que la probabilidad percibida de perder dicho flujo autónomo se mantuvo estable en los años 2001–2005 y que, precisamente, empezó a elevarse en los trimestres en que avanza el anuncio de la intervención, en aproximadamente 10 puntos porcentuales. Dicho avance se explica, según la Tabla 3, porque las propias AFP elevaron su comisión promedio.¹⁸

Por separado, se encuentra que la estrategia óptima de cada una de las firmas –la comisión variable proyectada con la función de política- tiene una clara tendencia creciente desde que se anuncia la intervención en el trimestre 4, hasta que ésta se concreta en el trimestre 10. Es decir, una vez que las firmas se enteran de que serán intervenidas en $t + T$, reaccionan elevando su precio en dirección a su óptimo privado simple [ver Figura 4]. El cálculo en el Anexo 3 demuestra que si las tasas de comisión se hubieran mantenido estables al nivel de diciembre de 2005, los cotizantes chilenos se hubieran ahorrado USD 102,9 millones al año.¹⁹

Estas dos evidencias juntas apoyan la hipótesis de que la amenaza de intervención tuvo y tiene una influencia central sobre la determinación de comisiones por parte de las AFP.

¹⁸ Una vez realizada la intervención, la probabilidad incondicional percibida por las firmas pierde sentido.

¹⁹ Esta cifra toma en cuenta la rebaja observada de comisiones fijas en el período.

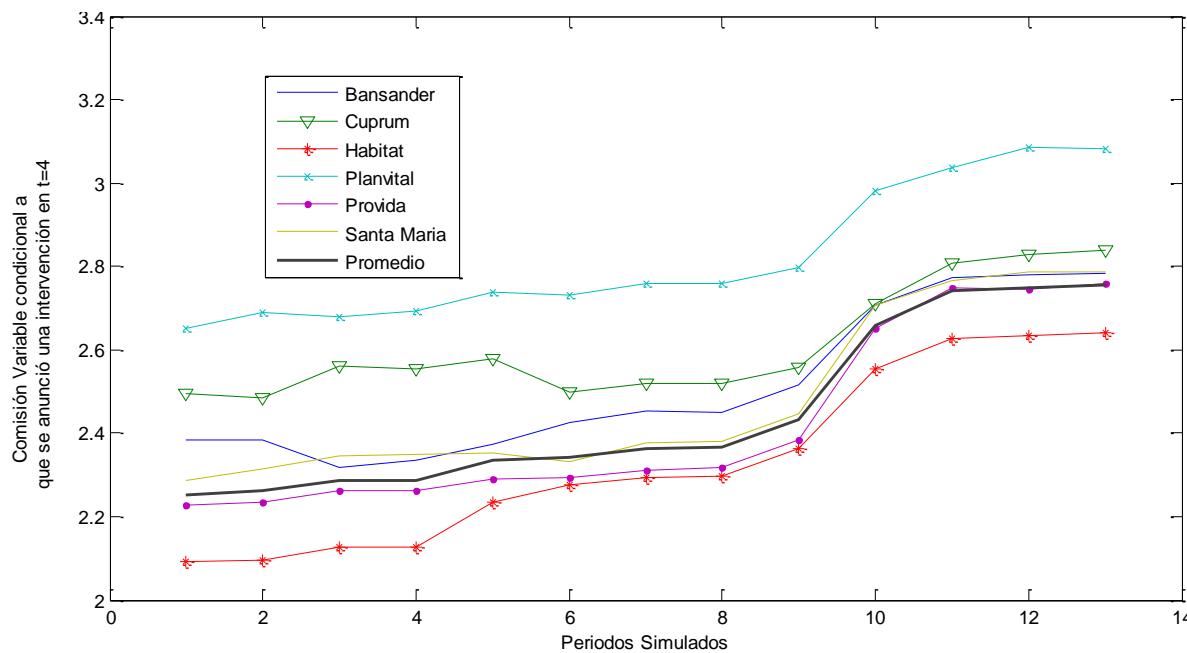


Figura 4. Estrategia de equilibrio de las firmas (comisión variable simulada con la función de política), considerando que la amenaza se concreta en el período 10.

También es necesario verificar la condición de credibilidad enunciada en la introducción. Que la amenaza sea creíble exige que, después de materializado el anuncio de una intervención, la magnitud del retiro esperado de demanda sea suficiente para que se *reduzca* el valor presente esperado del beneficio al momento del anuncio, a pesar de que en el corto plazo el mayor precio eleva el beneficio. El modelo estimado aquí permite simular la fase inicial de esta condición, referida a los trimestres previos a agosto de 2012. La proyección para fechas posteriores depende de la probabilidad de que los cotizantes de mayor margen abandonen la AFP licitada, saliendo hacia las AFP incumbentes. Esa probabilidad es endógena, pues las AFP incumbentes pueden acelerar esa recuperación de clientes contratando vendedores con remuneraciones condicionales en lograr dichos traspasos, y favoreciendo indirectamente regalos ilegales de los vendedores a los cotizantes traspasados. Por su parte, los cotizantes aprenden y pueden aumentar los cambios autónomos, y la AFP entrante puede responder con nuevas estrategias. No existen todavía los datos sobre el flujo de esos traspasos necesarios para estimar esa función de probabilidad y sus efectos sobre la viabilidad de la AFP licitada.

Por eso, la condición de credibilidad se simula bajo el escenario neutral en que los esfuerzos de las AFP incumbentes a partir de agosto de 2012 son compensados por el aprendizaje de cotizantes (en su mayoría de alto margen), por lo que la AFP licitada conserva todos sus afiliados. El resultado de considerar una AFP representativa y un período proyectado de 60 trimestres, es que el valor presente de los beneficios con intervención es menor en USD 75,4 millones, comparando con el caso en que nunca hubiera sido intervenida. Es decir, el anuncio

de una intervención que retira el flujo de afiliados novatos al sistema sí perjudicaba a los accionistas de la AFP representativa, y por tanto era una amenaza creíble.

A partir de 2007 se observa un fuerte aumento en los precios de las acciones de las AFP chilenas que se transan en bolsa, relativos al índice accionario general [ver Anexo 11]. Esto sugiere la posibilidad de que los inversionistas hayan creído que las AFP ganarían más en promedio con esta intervención que sin ella. Esto implica que esos inversionistas estimaron que la intervención específica que anunció el gobierno estaba mal diseñada en términos de sus propios objetivos. Ello es compatible con que los inversionistas creyeran que otras intervenciones sí habrían reducido el valor presente esperado de los beneficios, y con que la amenaza de intervención sí era creíble y merecedora de que las AFP autorregularan sus precios. Esto también podría explicarse por apreciaciones diferentes sobre la probabilidad de que los cotizantes de mayor margen dejen la AFP licitada, saliendo hacia las AFP incumbentes.

Otro resultado tiene que ver con la predicción de corte transversal de las comisiones, que ya se planteó en la sección 1.3.4: las firmas de menor participación de mercado elegirían precios mayores, si enfrentaran la misma elasticidad precio de la demanda que las demás firmas. Los parámetros estimados confirman que las firmas pequeñas, al observar que la autoridad está preocupada de la comisión promedio ponderada, eligen en forma óptima las comisiones más altas teniendo menos incentivo a autorregular su precio. Asimismo, Provida y Habitat, las AFP más importantes en términos de cotizantes (39% y 26% de participación de mercado, respectivamente) son las que eligen las comisiones más bajas.

Otro resultado se refiere a la importancia de distinguir entre el anuncio de intervención y la aplicación de esa intervención. Es habitual que exista una distancia temporal apreciable entre ambos hechos, originada en la inercia del sistema político y en la necesidad de debatir las políticas públicas. Esta distancia puede reducir el bienestar de los consumidores. Por ejemplo, si una vez anunciada la intervención, las firmas que antes autorregulaban sus precios por debajo del óptimo privado, consideran que les conviene *elevar* sus precios a todos los usuarios, pues la probabilidad de intervención ya no puede empeorar. Si después de ocurrida la intervención, cayera la probabilidad de una segunda intervención por un lapso prolongado, ello también empujaría a las firmas a elevar sus precios, perjudicando a los cotizantes no retirados por la intervención.

1.7 Conclusiones

Se confirma que la metodología BBL tiene un gran potencial para estimar modelos con estructuras complejas y detalladas de las industrias. Sin embargo, hay que advertir que es también sensible a los supuestos implícitos en la modelación. Es por ello que los resultados propuestos en la aplicación deben ser entendidos como un ejemplo metodológico.

Si bien esta metodología permite estimar detalladamente relaciones estructurales dinámicas con varios agentes y variables de estado, la cantidad de variables y relaciones a modelar sigue siendo limitada, puesto que rápidamente se cae en la maldición de la dimensionalidad. El modelo crece exponencialmente en el número de períodos considerados y el número de parámetros estructurales a estimar, por lo que la etapa de simulación del modelo (segunda etapa) se torna rápidamente no factible. Este problema obliga al investigador a elegir meticulosamente las características fundamentales de la industria estudiada, introduciendo en algunos casos inevitablemente sesgos que son difíciles de cuantificar.

La hipótesis de amenaza de intervención de las autoridades en industrias específicas es antigua en la literatura económica, pero son escasos los episodios documentados y aún más insuficientes los trabajos que modelan este problema en forma explícita. Este trabajo se diferencia de la literatura porque modela explícitamente la forma como las firmas deciden sus precios, incorporando la hipótesis de amenaza de intervención, y lo estima para una industria concreta.

El modelo desarrollado aquí presenta varias innovaciones que podrían ser aplicables en estudios de otras industrias. Por ejemplo, identifica una forma de evaluar la credibilidad de la amenaza de intervención, usando los parámetros estimados para determinar si un anuncio de intervención reduce o no el valor presente esperado de los beneficios de las firmas.

Cuando la demanda es por servicios de suscripción, como aquí, la intervención puede retirar (parte de) el flujo o parte del stock de clientes. El test que determina si la intervención flujo o la stock se adapta mejor a los datos de la muestra, que utiliza el valor optimizado de la función de pérdida alcanzado con cada modelo, podría ser usado en otros contextos también.

Más importante aún, se encuentra que la efectividad de la intervención específica que propone un gobierno puede ser medida de inmediato, observando el valor de las acciones de las firmas incumbentes.

Por otra parte, estos resultados sugieren que el diseño específico de la intervención marca la diferencia. Poco se gana con una licitación obligatoria por menor precio, si su cobertura está mal diseñada, sea en la dimensión del tiempo o en cuanto al grupo de cotizantes a ser servidos por la firma licitada. Lo mismo se aplica al diseño de aquellas cláusulas que permiten a las firmas incumbentes recuperar a los cotizantes perdidos a través de la inversión en vendedores. También hace diferencia generar medidas específicas para estimular a más cotizantes, de

mayor margen, a aprender que sí pueden protegerse eligiendo activamente el proveedor más barato.

Para concluir, destacamos que la probabilidad de intervención (percibida ex ante por las firmas) fue incorporada exitosamente en la función de valor para las firmas. Con todo, el árbol de decisiones que debe considerarse hacia el futuro eleva exponencialmente el número de nodos posibles a medida que aumenta el horizonte, poniendo un límite computacional a la aplicación del método usado en este estudio.

También se detectó una debilidad en la metodología Bajari, Benkard y Levin (2007) que consiste en la ausencia de mecanismos que aseguren altos grados de coherencia entre la magnitud del impacto de cada variable explicativa de la probabilidad y el tamaño del impacto de esa misma variable en la función de política. Este aspecto abre interesantes avenidas para futuras investigaciones.

1.8 Referencias

- [1]. Agostini, C., E. Saavedra y M. Willintong (2009). "Fusión Procompetitiva y Economías de Escala en el Mercado de AFPs". Working paper ILADES- Universidad Alberto Hurtado
- [2]. Aguirregabiria, V., P. Mira. (2007). "Sequential estimation of dynamic discrete games". *Econometrica* 75(1): 1–53.
- [3]. Aguirregabiria, V. (2012). "A method for implementing counterfactual experiments in models with multiple equilibria". *Economics Letters* V 114, 2: 190–194.
- [4]. Anderson, T.W. y Cheng Hsiao (1981). "Estimation of dynamic models with error components". *Journal of the American Statistical Association*, 589-606.
- [5]. Athey, S., K. Bagwell y C. Sanchirico (2004). "Collusion and Price Rigidity". *Review of Economic Studies* 71: 317-49.
- [6]. Bajari P., L. Benkard y J. Levin (2007). "Estimating Dynamic Models of Imperfect Competition". *Econometrica*, Vol. 75 (5) 1331-1370.
- [7]. Bajari P., P. Chan, D. Krueger y D. Miller (2010). "A Dynamic Model of Housing Demand: Estimation and Policy Implications". Working Paper 15955 National Bureau of Economic Research. <http://www.nber.org/papers/w15955>
- [8]. Bask, M., J. Lundgren y N. Rudholm (2009). "Market Power in the Expanding Nordic Power Market". *Applied Economics* 1-9 iFirst.
- [9]. Benkard, L., A. Bodoh-Creed y John Lazarev (2010) "Simulating the Dynamic Effects of Horizontal Mergers: U.S. Airlines". Eleventh CEPR Conference on Applied Industrial Organization. Toulouse School of Economics (TSE) and Institut D'Economie Industrielle (IDEI) at University of Toulouse.
- [10]. Beresteanu, A. y P. B. Ellickson (2006): "The Dynamics of Retail Oligopoly". Mimeo, Duke University. [1333]
- [11]. Berndt, E. (1991), "Advertising and Sales". Cap. 8 en *The Practice of Econometrics, Classic and Contemporary*, Addison Wesley, p. 392, 400-409, 410.
- [12]. Berry, S., J. Levinsohn y A. Pakes (1995) "Automobile Prices in Market Equilibrium". *Econometrica*, 63: 841-890.
- [13]. Bernstein, S. y C. Cabrita (2007). "Los Determinantes de la Elección de AFP en Chile: Nueva Evidencia a Partir de Datos Individuales". *Estudios de Economía*, Vol. 34 N°1.
- [14]. Bernstein, S. y A. Micco (2002). "Turnover and Regulation: The Chilean Pension Fund Industry". Documento de Trabajo 180, Banco Central de Chile.
- [15]. Bernstein, S. y J.L. Ruiz (2004), "Sensibilidad de la demanda con Consumidores Desinformados: El caso de las AFP en Chile". Documento de Trabajo 4, Superintendencia de Administradora de Fondos de Pensiones.
- [16]. Bihari S. y B. Seldon (2006). "The effect of Government Advertising Policies on the Market Power of Cigarettes Firms". *Review of Industrial Organization*, 28: 201-229.
- [17]. Blundell, R.y S. Bond (1998). "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models". *Journal of Econometrics* 87, 115–43

- [18]. Braberman, D., O. Chisari y L. Quesada (2000). "La industria de las AFJP en la Argentina: costos, comisiones y alternativas para la regulación". Desarrollo Económico Vol. 40 (158) 253-287.
- [19]. Cameron, P. (2007). "Notes on Combinatorics". University of London. <http://www.maths.qmul.ac.uk/~pjc/notes/comb.pdf>
- [20]. Cerdá, R. (2006). "Movilidad en la Cartera de Cotizantes por AFP: La Importancia de ser Primero en Rentabilidad". Documento de trabajo 309, Instituto de Economía de la Pontificia Universidad Católica de Chile.
- [21]. Corts, K. (1999). "Conduct Parameters and the Measurement of Market Power". Journal of Econometrics, Vol. 88 (2) 227-250.
- [22]. Domowitz, I., G. R. Hubbard y B. C. Petersen (1987). "Oligopoly Supergames: Some Empirical Evidence on Prices and Margins". Journal of Industrial Economics 35: 379-98.
- [23]. Einav y Levin (2010). "Empirical Industrial Organization: A Progress Report". NBER, Working Paper 15786 <http://www.nber.org/papers/w15786>.
- [24]. Ericson, R. y A. Pakes (1995). "Markov-Perfect Industry Dynamics: A Framework for Empirical Work". Review of Economic Studies 62: 53-82.
- [25]. Fabra, N. y Toro, J. (2005). "Price Wars and Collusion in the Spanish Electricity Market". International Journal of Industrial Organization 23: 155-181
- [26]. Glazer, A. y H. McMillan (1992). "Pricing by the Firm Under Regulatory Threat". The Quarterly Journal of Economics, 107, (3): 1089-1099.
- [27]. Green, E. y R. Porter (1984). "Noncooperative Collusion Under Imperfect Price Information". Econometrica, Vol. 52: 87-100.
- [28]. Judson, K. A. y A. L. Owen (1999). "Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macroeconomists". Economics Letters 65: 9-15.
- [29]. Karp, L. S. y J. M. Perloff (1989). "Dynamic Oligopoly in the Rice Export Market". Review of Economics and Statistics 71: 462-70.
- [30]. Karp, L. S. y J. M. Perloff (1993a). "A Dynamic Model in the Coffee Export Market". American Journal of Agricultural Economics 75: 448-57.
- [31]. Karp, L. S. y J. M. Perloff (1993b). "Open-Loop and Feedback Models of Dynamic Oligopoly". International Journal of Industrial Organization 11: 386-389.
- [32]. Karp, L. S. y J. M. Perloff (1993c). "Dynamic Models of Oligopoly in Agricultural Export Markets". In Ronald W. Cotterill, ed., Competitive Strategy Analysis in the Food System, pp. 113-34 (Boulder, Colo.: Westview Press).
- [33]. Kiviet, J., (1995). "On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Model". Journal of Econometrics 68: 53-74.
- [34]. 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.

- [35]. Marinovic, I. (2000). "Estimación de la demanda por AFP en Chile: 1992-1997". Seminario de Título en Microeconomía, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Santiago.
- [36]. Marinovic, I. y S. Valdés (2004). "Economías de Escala en la Industria de AFP". Presentado en Seminario Desafíos del Sistema Chileno de Pensiones Cobertura y Competencia, CEP-SAfp.
- [37]. Marinovic, I. y S. Valdés (2010). "La demanda de las AFP chilenas: 1993-2002". Documentos de Trabajo 369, Instituto de Economía. Pontificia Universidad católica de Chile.
- [38]. Nevo, A. (2000). "A Practitioner's Guide to Estimation of Random-Coefficients Logit Models of Demand". *Journal of Economics and Management Strategy*, Vol. 9, No.4, 513-548.
- [39]. Olivares, J. (2007). "Fund Flows and Hype Trounces Objective Evidence: Household and Manager Behaviors in Private Pension Funds". Working Paper School of Business and Economics Universidad del Desarrollo, Chile.
- [40]. Pakes, A. y P. McGuire (1994). "Computing Markov-Perfect Nash Equilibria: Numerical Implications of a Dynamic Differentiated Product Model". *Rand Journal of Economics*, 25, 555–589. [1331,1337,1356]
- [41]. Pakes, A., M. Ostrovsky y S. Berry. (2007). "Simple estimators for the parameters of discrete dynamic games (with entry/exit examples)". *RAND J. Econom.* 38(2) 373–399.
- [42]. Perloff, J., L. Karp y A. Golan (2007). "Estimating Market Power and Strategies". Cambridge University Press. New York.
- [43]. Pesendorfer, M. y P. Schmidt-Dengler. (2008). "Asymptotic least squares estimators for dynamic games". *Rev. Econom. Stud.* 75(3) 901–928.
- [44]. Porter, R. (1983). "A Study of Cartel Stability: The Joint Executive Committee, 1880-1886". *The Bell Journal of Econometrics*, Volume 14, Issue 2: 301-314.
- [45]. Roberts, M. J. y L. Samuelson (1988). "An Empirical Model of Dynamic Nonprice Competition in an Oligopolistic Industry". *Rand Journal of Economics* 19: 200-220.
- [46]. Rotemberg, J. y G. Saloner (1986). "A Supergame-Theoretic Model of Price Wars during Booms". *American Economic Review*, Vol. 76 (3) 390-407.
- [47]. Ryan, S. (2012). "The Costs of Environmental Regulation in a Concentrated Industry". *Econometrica*, Volume 80(3) 1019-1061.
- [48]. Ryan, S. y C. Tucker (2011). "Heterogeneity and the Dynamics of Technology Adoption". Mimeo, MIT. [1333]
- [49]. Salgado, H. (2008). "Dynamic Firm Conduct and Market Power in the Computer Processor Market". Departamento de Economía de la Universidad de Concepción and Department of Agricultural and Resource Economics, University of California Berkeley, USA.

- [50]. Scherer, F. M. (1980). "Industrial Market Structure and economic performance". Department of Economics Swarthmore College. Houghton Mifflin Company, Boston, Dallas, Geneva, III, Hopewell, N.J., Palo Alto, London.
- [51]. Slade, M. (1987). "Interfirm Rivalry in a Repeated Game: An Empirical Test of Tacit Collusion". *Journal of Industrial Economics* 35: 499-516.
- [52]. Slade, M. (1989). "Price Wars in Price-Setting Supergames". *Economica* 56: 295-310.
- [53]. Steen, F. (2003). "Do bottlenecks generate market power? An empirical study of the Norwegian electricity market". Discussion Paper No. 26, Norwegian School of Economics and Business Administration.
- [54]. Suslow, V. (1998). "Cartel Contract Duration: Empirical Evidence from International Cartels". Working paper.
- [55]. Sweeting, A. (2006): "The Costs of Product Repositioning: The Case of Format Switching in the Commercial Radio Industry". Mimeo, Northwestern University. [1333]
- [56]. Town, R. (1991). "Price Wars and Demand Fluctuations: A Reexamination of the Joint Executive Committee". U.S. Department of Justice, Antitrust Division: Discussion Paper EAG91-5.
- [57]. Valdés, S. (2002). "Pricing and Marketing Rules with Brand Loyalty". Documento de Trabajo N° 210. Pontificia Universidad Católica de Chile.
- [58]. Valdés, S. (2005). "Para aumentar la Competencia entre las AFP". Estudios Pùblicos, 98.
- [59]. Valdés, S. y I. Marinovic (2005). "Contabilidad Regulatoria, Las AFP chilenas, 1993-2003". Documento de Trabajo N° 279, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- [60]. Wolfram, C. (1999). "Measuring Duopoly Power in the British Spot Market". *American Economic Review*, Vol. 89: 805-826.

Anexo 1: Cuadro Revisión de la Literatura de Demanda de AFP para Chile

Autores	Datos	Tipo datos	Nº AFP	Forma de Estimar	Resultados Generales	Efecto de Vendedores	Existencia de Variable Premio de Entrada
Marinovic (2000)	Mensuales ene1992-nov1997 (pre-reforma)	Aggregados por AFP	5	Entrada y Salida separadas	Es robusta la importancia de mensajes comerciales a través de vendedores como det. de la dda. Los mensajes tienen un carácter persuasivo e informativo. Estos elevaron la sensib. de com. fija y variable. La rent tiene baja elastis. Los afiliados de mayores	Influyen Positivamente sobre decisión de precios y rentabilidad.	Si
Berstein y Micco (2002)	Trimestrales 1995-1999 (Separa Pre-reforma y Post-reforma)	Aggregados por AFP	15	Entradas Netas	Subida del 1% en rentabil. aumenta el 5% en flujo neto de afiliados (30 trab). Con interacción con vendedores el efecto es solo 6 trab. Reducción 1% en precio aumenta el flujo neto en 100 trab. Considerando interacción con vendedores llega solo a 23 trab.	Influyen negativamente sobre decisión de precios y rentabilidad. (compensan con regalos)	No
Berstein y Ruiz (2004)	Mensuales 1995-1997 y 1998-2002 Separa Pre y Post reforma)	Aggregados por AFP	N/I	Entradas Netas	Comisión variable 10% más alta en el sistema implica salida neta de 871 afiliados. Para comisión fija 70 afiliados. Período post reforma: los afiliados son menos sensibles a rent. y comisiones.	En pre reforma vendedores afectan positivamente sobre rent. pero neg. Sobre comisiones	Si
Marinovic y Valdés (2010)	Mensuales 1993-1997 y 1998-2002 (Separa Pre y Post reforma)	Aggregados por AFP	Todas	Entrada y Salida separadas	En panel con todas las AFP, la demanda efectiva a precios es inelástica tanto en el período pre-como post-reforma. Pero para AFP Cuprum la elasticidad precio es mayor a uno antes de la reforma, pero se reduce a 0,1 en el período posterior. Lo anterior imp	Vendedores ejercen rol informativo solo antes de la reforma.	Si
Cerda (2006)	Mensuales 1990.09-2004.12	Aggregados por AFP	6	Tasa de salida y Tasa de salida Normalizada	Pasar de sexto a primero en el ranking reduce la tasa de salida de cotizantes en 0.8%. Aumento de un 1% en comisión porcentual aumenta en más de un 1% la tasa de salida del sistema. Vendedores es importante pero produce efectos comunes entre AFP y no dife	No concluye	No
Berstein y Cabrita (2007)	Mensuales 1988.1-2005.12 (separa Pre y Post reforma)	Desagregados 21.751 personas	Todas	Probabilidad de cambiar	Se traspasan más con mayor ingreso y saldo. Un cambio de trabajo aumenta probabilidad de traspaso. Tamaño de AFP afecta neg., gastos comerciales no son significativos. Comisión fija y rentabil es solo sig si hay vendedores: Comisión variable es signific	Vendedores ejercen rol informativo, aumentan la sensibilidad de com fija, variable y rentabilidad. Vendedores si causaron traspasos ineficientes	No

Anexo 2: Masa Salarial de afiliados nuevos y del total de cotizantes del sistema

	Afiliados Nuevos			Total Cotizantes			% masa salarial afiliados nuevos sobreTotal Cotizantes
	Ingreso Imponible promedio en pesos (1)	Nº personas afiliados por 1era vez	Masa Salarial afiliados nuevos	Ingreso Imponible promedio en pesos	Nº cotizantes	Masa salarial cotizantes Sistema	
Jan/2007	\$ 227,877	55,590	\$ 12,667,709,496	\$ 399,894	4,139,543	\$ 1,655,378,408,442	0.77%
Feb/2007	\$ 218,057	89,752	\$ 19,571,035,366	\$ 375,074	4,043,303	\$ 1,516,537,829,422	1.29%
Mar/2007	\$ 238,336	122,291	\$ 29,146,332,198	\$ 368,785	4,165,922	\$ 1,536,329,544,770	1.90%
Apr/2007	\$ 233,260	148,650	\$ 34,674,036,780	\$ 374,961	4,186,147	\$ 1,569,641,865,267	2.21%
May/2007	\$ 231,034	172,148	\$ 39,772,027,661	\$ 375,777	4,210,951	\$ 1,582,378,533,927	2.51%
Jun/2007	\$ 235,234	195,280	\$ 45,936,517,349	\$ 374,594	4,144,602	\$ 1,552,543,041,588	2.96%
Jul/2007	\$ 228,215	217,005	\$ 49,523,805,029	\$ 380,895	4,095,979	\$ 1,560,137,921,205	3.17%
Aug/2007	\$ 234,844	239,077	\$ 56,145,772,191	\$ 384,417	4,272,718	\$ 1,642,505,435,406	3.42%
Sep/2007	\$ 234,745	258,511	\$ 60,684,102,458	\$ 388,094	4,091,476	\$ 1,587,877,286,744	3.82%
Oct/2007	\$ 225,657	283,217	\$ 63,909,795,152	\$ 411,273	4,228,349	\$ 1,739,005,778,277	3.68%
Nov/2007	\$ 219,929	314,725	\$ 69,217,301,277	\$ 390,947	4,262,091	\$ 1,666,251,690,177	4.15%
Dec/2007	\$ 218,792	365,154	\$ 79,892,620,211	\$ 393,132	4,329,412	\$ 1,702,030,398,384	4.69%
Jan/2008	\$ 251,802	421,853	\$ 106,223,292,893	\$ 401,149	4,291,826	\$ 1,721,661,708,074	6.17%
Feb/2008	\$ 228,830	456,355	\$ 104,427,602,012	\$ 409,857	4,361,771	\$ 1,787,702,376,747	5.84%
Mar/2008	\$ 243,972	488,251	\$ 119,119,720,306	\$ 402,608	4,538,750	\$ 1,827,337,060,000	6.52%
Apr/2008	\$ 235,698	514,793	\$ 121,335,757,429	\$ 414,875	4,503,912	\$ 1,868,560,491,000	6.49%
May/2008	\$ 237,053	537,639	\$ 127,449,100,156	\$ 411,248	4,502,694	\$ 1,851,723,902,112	6.88%
Jun/2008	\$ 242,919	560,313	\$ 136,110,472,909	\$ 412,191	4,471,889	\$ 1,843,272,398,799	7.38%
Jul/2008	\$ 253,327	581,890	\$ 147,408,639,485	\$ 416,121	4,502,698	\$ 1,873,667,194,458	7.87%
Aug/2008	\$ 250,988	603,781	\$ 151,541,726,041	\$ 420,537	4,489,069	\$ 1,887,819,610,053	8.03%
Sep/2008	\$ 253,668	624,195	\$ 158,338,338,702	\$ 424,503	4,444,433	\$ 1,886,675,141,799	8.39%
Oct/2008	\$ 249,288	647,190	\$ 161,336,825,594	\$ 449,338	4,468,920	\$ 2,008,055,574,960	8.03%
Nov/2008	\$ 244,098	670,426	\$ 163,649,629,301	\$ 427,478	4,489,493	\$ 1,919,159,488,654	8.53%
Dec/2008	\$ 247,155	709,679	\$ 175,400,905,943	\$ 429,034	4,572,327	\$ 1,961,683,742,118	8.94%

Fuente: Superintendencia de Pensiones

(1) Corresponde al ingreso imponible promedio de los afiliados nuevos para un período de 24 meses desde la fecha de afiliación, en el caso que no tenga los 24 meses de afiliado al Sistema se considera el ingreso imponible según los períodos disponibles.

Anexo 3: Pérdida por aumento de tasa de comisiones desde diciembre-2005 a junio-2009. Pesos de 2008

	Cambio comisiones dic-2005 a junio-2009	Masa salarial Imponible junio 2009	Pérdida aumento de tasa de comisiones dic-2005 a junio-2009	Ganancia por caída comisión Fija dic 2005 a junio 2009	Pérdida Neta Cotizantes
	Fija	Variable			
Cuprum	-	0.21%	334,009,897,000	8,417,049,404	- 8,417,049,404
Habitat	374	0.36%	501,060,473,541	21,645,812,457	5,112,561,062 16,533,251,395
Planvital	807	1.06%	48,839,926,200	6,212,438,613	1,478,114,158 4,734,324,455
Provida	456	0.39%	632,080,071,200	29,581,347,332	9,575,116,440 20,006,230,892
Capital (1)	810	0.30%	399,568,555,440	10,548,609,864	8,768,245,475 1,780,364,388
Total \$				76,405,257,670	24,934,037,135 51,471,220,535
Total US\$				152,810,515	49,868,074 102,942,441

(1) Se considera el promedio ponderado entre el alza de Bansander y Santa María

(2) AFPModelo no está incorporada porque recién fue constituida en agosto de 2010.

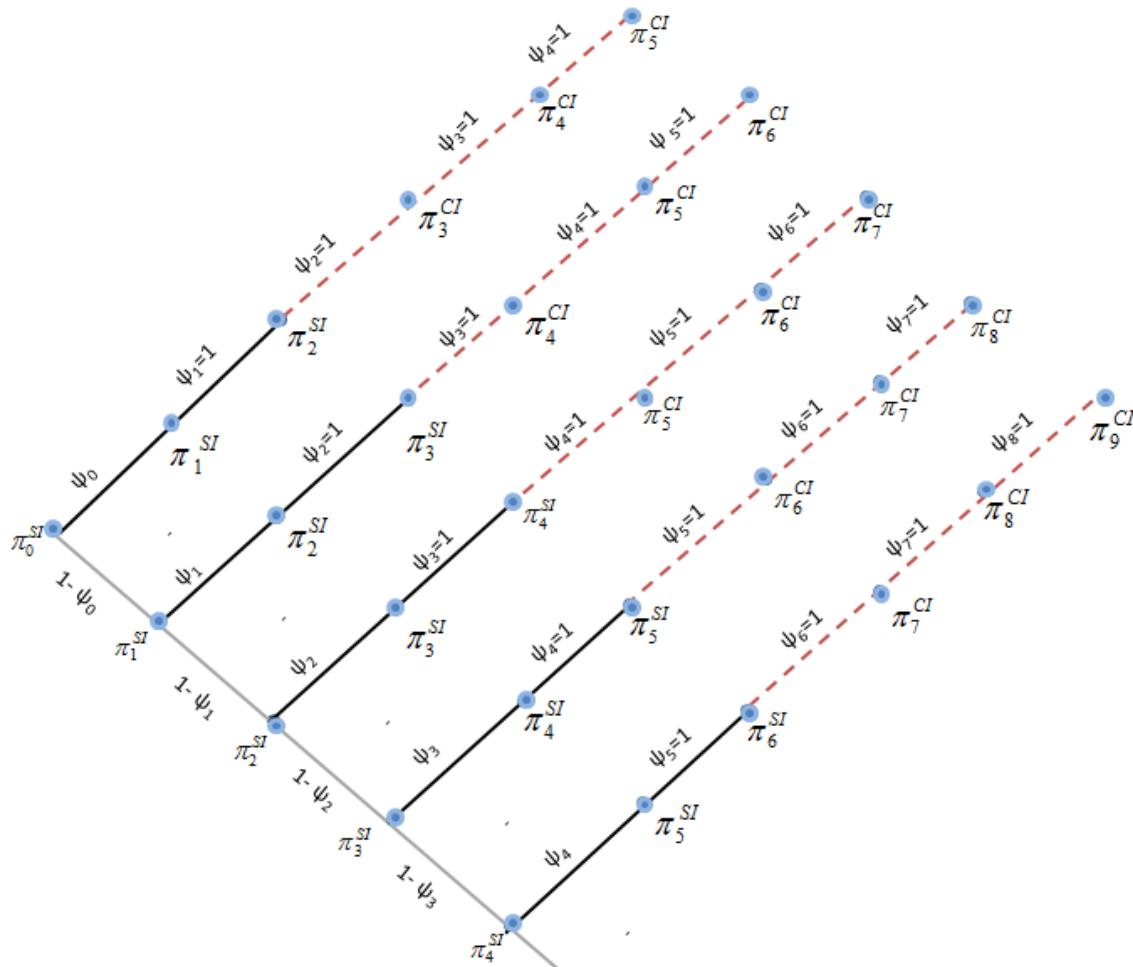
Se usa un precio del dólar de \$500

Anexo 4: Cotizantes y participación de mercado de las AFP antes y 13 meses después de la entrada de AFP Modelo.

	Capital		Cuprum		Habitat		Modelo		Planvital		Provida		Sistema
	Cotizantes	%	Cotizantes	%	Cotizantes	%	Cotizantes	%	Cotizantes	%	Cotizantes	%	
jul-10	978.502	21,4%	446.976	9,8%	1.205.870	26,4%	0	0,0%	164.878	3,6%	1.766.673	38,7%	4.562.899
sep-11	1.015.720	21,1%	469.799	9,7%	1.227.041	25,4%	183.455	3,8%	170.398	3,5%	1.758.655	36,4%	4.825.068
feb-12	1.049.585	20,7%	474.550	9,3%	1.257.092	24,8%	325.422	6,4%	180.749	3,6%	1.788.660	35,2%	5.076.058

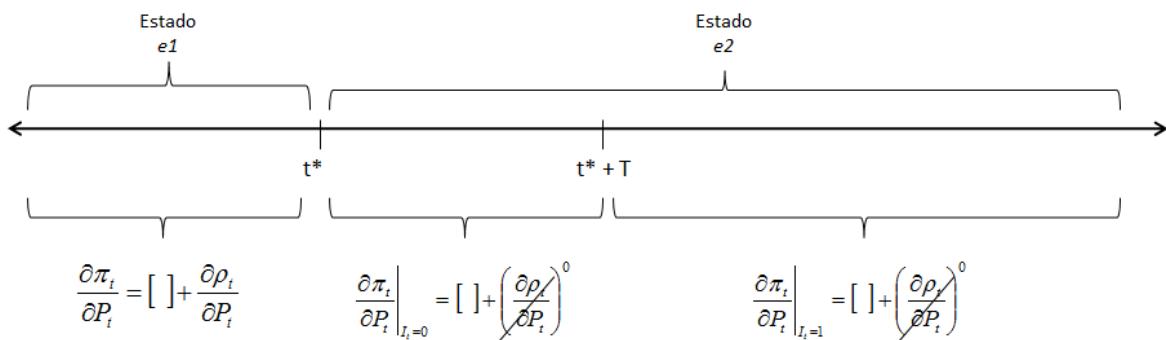
(Fuente: Superintendencia de Pensiones)

Anexo 5: Forma del árbol de decisión de una firma

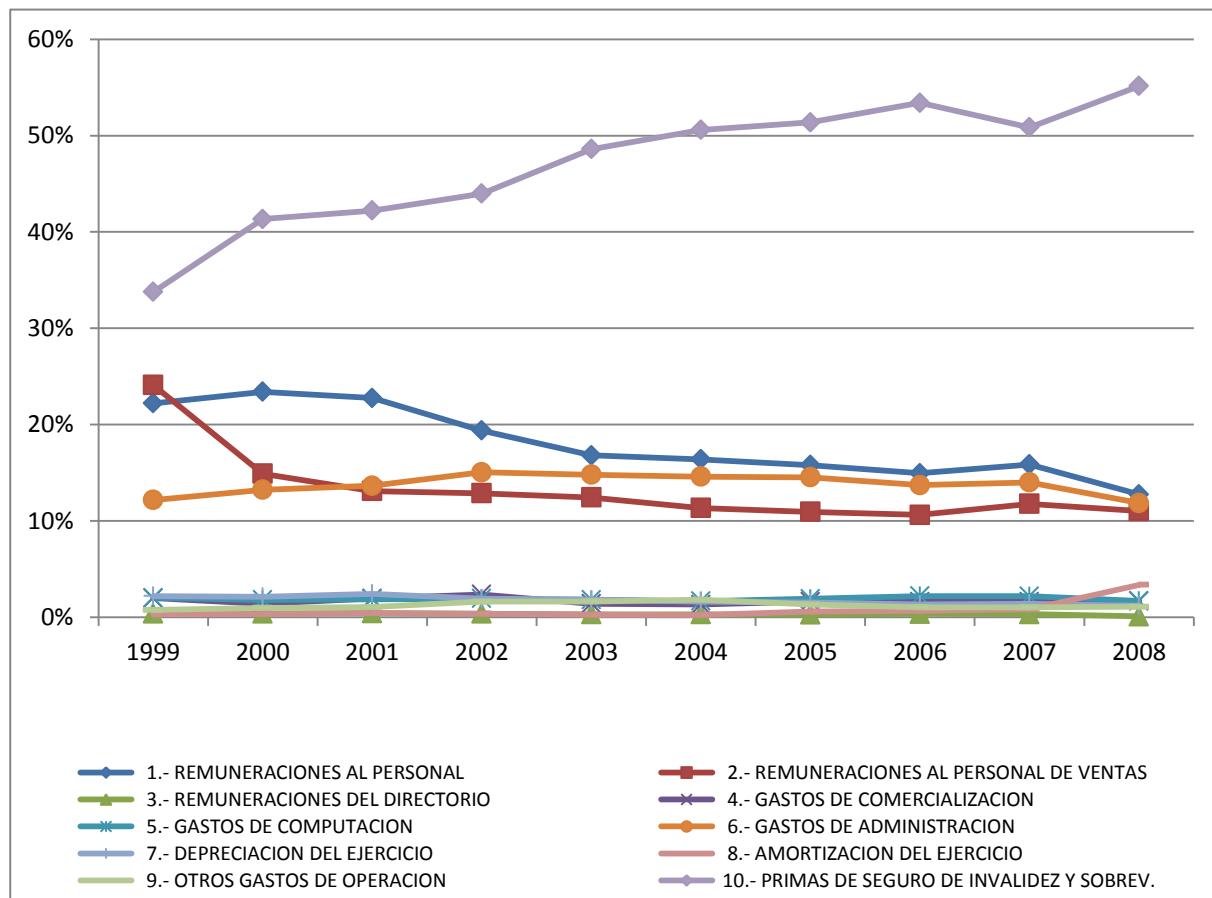


Por simplicidad en este ejemplo se considera que una vez anunciada la intervención, la fecha de aplicación se fija en $T = 2$. Las líneas discontinuas señalan los períodos en que se retira demanda a las firmas que pierden la licitación.

Anexo 6: Temporalidad de los estados de intervención



Anexo 7: Evolución de los Componentes del Gasto Operacional como Porcentaje del Total



Anexo 8: Algoritmo para encontrar los parámetros $\hat{\Theta}$

A. Cálculo de los parámetros dinámicos estructurales de la probabilidad de intervención.

Se mostrará un ejemplo sencillo en que la autoridad tarda $T=2$ períodos en hacer efectiva la intervención una vez que ésta fue anunciada, por la natural demora en el proceso político legislativo. Sea la función $V_t[\cdot]$ el valor presente de los beneficios de una firma, generada por la siguiente secuencia de términos (para mayor comprensión ver los anexos 6 y 7)

$$V_t[\cdot] = \pi_0^{SI} + \beta\pi_1^{SI} + \beta^2\pi_2^{SI} + \beta^3(1 - \psi_0)\pi_3^{SI} + \beta^3\psi_0\pi_3^{CI} + \\ \beta^4\{(1 - \psi_0)(1 - \psi_1)\}\pi_4^{SI} + \beta^4\{\psi_0 + (1 - \psi_0)\psi_1\}\pi_4^{CI} + \dots$$

Extendiendo esta expresión para $k+T$ periodos a simular, se tiene la siguiente expresión general:

$$V_t[\cdot] = \sum_{t=0}^T \beta^t \pi_t^{SI} + \sum_{t=1}^k \beta^{t+T} \pi_{t+T}^{SI} \prod_{i=1}^t [1 - \psi_{i-1}] + \beta^{1+T} \psi_0 \pi_{1+T}^{CI} \\ + \sum_{t=2}^k \beta^{t+T} \pi_{t+T}^{CI} \left\{ \psi_0 + \sum_{j=1}^{t-1} \left[\psi_j \prod_{i=1}^j (1 - \psi_{i-1}) \right] \right\} \quad (1')$$

donde

$$\psi_t(\bar{P}_{t-1}, Z_t; \phi_0, \phi_1, \phi_2) = \begin{cases} 1 & , \quad if \phi_0 + \phi_1 \bar{P}_{t-1} + \phi_2 Z_t \geq 1 \\ \phi_0 + \phi_1 \bar{P}_{t-1} + \phi_2 Z_t, & if 0 < \phi_0 + \phi_1 \bar{P}_{t-1} + \phi_2 Z_t < 1 \\ 0 & , \quad if \phi_0 + \phi_1 \bar{P}_{t-1} + \phi_2 Z_t \leq 0 \\ 0 & , \quad if \quad t < 2004 \end{cases} \quad (2')$$

donde $\bar{P}_{t-1} \in [0,1]$, π_t^{SI} son los beneficios sin intervención y π_t^{CI} son los beneficios con intervención.

Al desarrollar la expresión (1') y factorizar los parámetros ϕ_0, ϕ_1 y ϕ_2 y combinaciones de estos parámetros, se encuentran los siguientes polinomios para cada período que será simulado para una demora de $T=2$ en retraso de la intervención.

Forma de los coeficientes del polinomio del tipo $\phi_1^u \phi_2^v \phi_0^w$ para cada período t a ser simulado. Cada coeficiente está conformador por el vector \bar{P}_{t-1} , Z_t o combinaciones de estos. (Por simplicidad en la tabla siguiente se supuso que $\psi_t(\bar{P}_{t-1}, Z_t; \phi_0, \phi_1, \phi_2) = \phi_0 + \phi_1 \bar{P}_{t-1} + \phi_2 Z_{t-1}$)

$V_t[\cdot] =$	
$t = 0, 1, 2$	$\sum_{t=0}^2 \beta^t \pi_t^{SI} +$
$t = 3$	$\beta^3(1 - \phi_0 - \phi_1 \bar{P}_0 - \phi_2 Z_0) \pi_3^{SI} +$
	$\beta^3(\phi_0 + \phi_1 \bar{P}_0 + \phi_2 Z_0) \pi_3^{CI}$
$t = 4$	$\beta^4[1 - 2\phi_0 - \phi_1(\bar{P}_0 + \bar{P}_1) + \phi_0^2 + \phi_1^2 \bar{P}_0 \bar{P}_1 + \phi_0 \phi_1(\bar{P}_0 + \bar{P}_1) - \phi_2(Z_0 + Z_1) + \phi_0 \phi_2(Z_0 + Z_1) + \phi_1 \phi_2(\bar{P}_1 Z_0 + \bar{P}_0 Z_1) + \phi_2^2 Z_0 Z_1] \pi_4^{SI}$
	$+ \beta^4[2\phi_0 + \phi_1(\bar{P}_0 + \bar{P}_1) - \phi_0^2 - \phi_1^2 \bar{P}_0 \bar{P}_1 - \phi_0 \phi_1(\bar{P}_0 + \bar{P}_1) + \phi_2(Z_0 + Z_1) - \phi_0 \phi_2(Z_0 + Z_1) - \phi_1 \phi_2(\bar{P}_1 Z_0 + \bar{P}_0 Z_1) - \phi_2^2 Z_0 Z_1] \pi_4^{CI}$
$t = 5$	$\beta^5[1 - \{3\phi_0 + \phi_1(\bar{P}_0 + \bar{P}_1 + \bar{P}_2) - 3\phi_0^2 - \phi_1^2(\bar{P}_0 \bar{P}_1 + \bar{P}_1 \bar{P}_2 + \bar{P}_0 \bar{P}_2) - \phi_0 \phi_1(2\bar{P}_0 + 2\bar{P}_1 + 2\bar{P}_2) + \phi_0^3 + \phi_1^3 \bar{P}_0 \bar{P}_1 \bar{P}_2 + \phi_0^2 \phi_1(\bar{P}_0 + \bar{P}_1 + \bar{P}_2) + \phi_0 \phi_1^2(\bar{P}_0 \bar{P}_1 + \bar{P}_1 \bar{P}_2 + \bar{P}_0 \bar{P}_2) + \phi_2(Z_0 + Z_1 + Z_2) - \phi_1 \phi_2(\bar{P}_0 Z_1 + \bar{P}_1 Z_0 + \bar{P}_2 Z_0 + \bar{P}_1 Z_2 + \bar{P}_0 Z_2 + \bar{P}_2 Z_1) - \phi_0 \phi_2(2Z_0 + 2Z_1 + 2Z_2) - \phi_2^2(Z_0 Z_1 + Z_1 Z_2 + Z_0 Z_2) + \phi_0^2 \phi_2(Z_0 + Z_1 + Z_2) + \phi_0 \phi_1 \phi_2(\bar{P}_0 Z_1 + \bar{P}_1 Z_0 + \bar{P}_2 Z_0 + P_1 Z_2 + P_0 Z_2 + P_2 Z_1) + \phi_0 \phi_2^2(Z_0 Z_1 + Z_1 Z_2 + Z_0 Z_2) + \phi_1^2 \phi_2((\bar{P}_0 \bar{P}_1 Z_2 + \bar{P}_1 \bar{P}_2 Z_0 + \bar{P}_0 \bar{P}_2 Z_1) + \phi_1 \phi_2^2(\bar{P}_2 Z_0 Z_1 + \bar{P}_0 Z_1 Z_2 + \bar{P}_1 Z_0 Z_2) + \phi_2^3 Z_0 Z_1 Z_2)\}] \pi_5^{SI}$
	$\beta^5[3\phi_0 + \phi_1(\bar{P}_0 + \bar{P}_1 + \bar{P}_2) - 3\phi_0^2 - \phi_1^2(\bar{P}_0 \bar{P}_1 + \bar{P}_1 \bar{P}_2 + \bar{P}_0 \bar{P}_2) - \phi_0 \phi_1(2\bar{P}_0 + 2\bar{P}_1 + 2\bar{P}_2) + \phi_0^3 + \phi_1^3 \bar{P}_0 \bar{P}_1 \bar{P}_2 + \phi_0^2 \phi_1(\bar{P}_0 + \bar{P}_1 + \bar{P}_2) + \phi_0 \phi_1^2(\bar{P}_0 \bar{P}_1 + \bar{P}_1 \bar{P}_2 + \bar{P}_0 \bar{P}_2) + \phi_2(Z_0 + Z_1 + Z_2) - \phi_1 \phi_2(\bar{P}_0 Z_1 + \bar{P}_1 Z_0 + \bar{P}_2 Z_0 + \bar{P}_1 Z_2 + \bar{P}_0 Z_2 + \bar{P}_2 Z_1) - \phi_0 \phi_2(2Z_0 + 2Z_1 + 2Z_2) - \phi_2^2(Z_0 Z_1 + Z_1 Z_2 + Z_0 Z_2) + \phi_0^2 \phi_2(Z_0 + Z_1 + Z_2) + \phi_0 \phi_1 \phi_2(\bar{P}_0 Z_1 + \bar{P}_1 Z_0 + \bar{P}_2 Z_0 + P_1 Z_2 + P_0 Z_2 + P_2 Z_1) + \phi_0 \phi_2^2(Z_0 Z_1 + Z_1 Z_2 + Z_0 Z_2) + \phi_1^2 \phi_2((\bar{P}_0 \bar{P}_1 Z_2 + \bar{P}_1 \bar{P}_2 Z_0 + \bar{P}_0 \bar{P}_2 Z_1) + \phi_1 \phi_2^2(\bar{P}_2 Z_0 Z_1 + \bar{P}_0 Z_1 Z_2 + \bar{P}_1 Z_0 Z_2) + \phi_2^3 Z_0 Z_1 Z_2)] \pi_5^{CI}$

El número de términos en cada t es $\binom{t+3}{3} - 1$ y la suma de todos los coeficientes en cada t es $4^t - 1$.²⁰

Nº de periodos Simulados	Nº de Términos por período	Nº de todos los coeficientes en cada t	Tiempo aproximado en Horas
	$\binom{t+3}{3} - 1$	$4^t - 1$	
t=1	3	3	0.3
t=3	19	63	1
t=10	285	1.048.575	8
t=15	815	1.073.741.823	12
t=20	1770	24

Este número de términos del polinomio mostrados en la tabla anterior, es para cada vez que se simula. Esto es, para cada precio observado (uno para cada período y cada firma) y para cada desviación de precios. Además se debe considerar las desviaciones de los shocks de la demanda y los costos y, por último, para los beneficios con y sin intervención.

Otra complejidad de la estimación de los parámetros es la combinatoria entre los beneficios y las señales que van como coeficientes de cada término. Esto se verá a continuación.

La función de Valor de una firma se puede expresar de la siguiente forma:

$$V_t[\phi_0, \phi_1, \phi_2] = \sum_{t=0}^T \beta^t \pi_t^{SI} + \sum_{t=T+1}^k \beta^t Q_t^{SI} \pi_t^{SI} + \sum_{t=T+1}^k \beta^t Q_t^{CI} \pi_t^{CI}$$

Para cada período t la forma del término con intervención Q_t^{CI} es la siguiente:

$$Q_t^{CI} = 1 + \sum_{d=0}^t (-1)^{d+1} \sum_{d_1=1}^d \left[\phi_1^{d_1} \sum_{\substack{S \subseteq \{0, \dots, t-1\} \\ |S|=d_1}} \left(\prod_{i \in S} \bar{P}_i \cdot \phi_2^{d-d_1} \sum_{\substack{T \subseteq \{0, \dots, t-1\} - S \\ |T|=d-d_1}} \left(\prod_{i \in T} Z_i \right) \right) \right] (1 - \phi_0)^{t-d}$$

La solución general considerando los beneficios con y sin intervención para cada período tiene la siguiente forma:

²⁰Fórmula de "combinaciones sin repetición, sin importar el orden", página 16, "Lecture Notes in Combinatorics", Peter J. Cameron (2007), <http://www.maths.qmul.ac.uk/~pjc/notes/comb.pdf>

$$\begin{aligned}
V_t[\phi_0, \phi_1, \phi_2] = & \sum_{t=0}^k \beta^t \pi_t^{SI} + \\
& \sum_{t=T}^k \beta^t \left[1 + \sum_{d=0}^t (-1)^{d+1} \sum_{d_1=1}^d \left[\phi_1^{d_1} \sum_{\substack{S \subseteq \{0, \dots, t-1\} \\ |S|=d_1}} \left(\prod_{i \in S} \bar{P}_i \cdot \phi_2^{d-d_1} \sum_{\substack{T \subseteq \{0, \dots, t-1\}-S \\ |T|=d-d_1}} \left(\prod_{i \in T} Z_i \right) \right) \right] (1-\phi_0)^{t-d} \right] (\pi_t^{CI} - \pi_t^{SI})
\end{aligned}$$

donde $S \subseteq \{0, \dots, t-1\}$ es un subconjunto de $t-1$ elementos tomados de d_1 veces cada vez y donde d_1 corresponde al exponente de ϕ_1 . $T \subseteq \{0, \dots, t-1\} - S$ es un subconjunto de $t-1$ elementos tomados de d_2 veces cada vez y $d-d_1$ es el exponente del parámetro ϕ_2 . Además, se considera que $d = d_1 + d_2$

La matriz de coeficientes de la forma $\phi_1^u \phi_2^v \phi_0^w$ en el período t es:

$$(-1)^{w+d+1} \sum_{\substack{S \subseteq \{0, \dots, t-1\} \\ |S|=d_1}} \sum_{\substack{T \subseteq \{0, \dots, t-1\}-S \\ |T|=d-d_1}} \binom{t-d}{w} \left(\prod_{i \in S} \bar{P}_i \prod_{j \in T} Z_j \right)$$

donde $d = u - v$

Por ejemplo para $t = 3$, $d_1 = 1$ y $d_2 = 1$

$$(-1)^{1+2+1} (\bar{P}_0 Z_1 + \bar{P}_1 Z_0 + \bar{P}_2 Z_0 + \bar{P}_1 Z_2 + \bar{P}_0 Z_2 + \bar{P}_2 Z_1) \phi_1 \phi_2 \phi_0$$

B. Programas usados para el cálculo de los parámetros dinámicos estructurales de la probabilidad de intervención.

Para encontrar la matriz de coeficientes del polinomio de parámetros estructurales se usan 2 programas:

1. El programa “*programafinal.m*” calcula la matriz de coeficientes para cada período por separado. Los insumos de este programa son los vectores de las comisiones promedio de la industria (\bar{P}_{t-1}), el vector de señales (Z_t), el tiempo corriente y el número de períodos totales a ser simulado. [function out=programafinal(p,psi,t,T)]

Como resultado el programa entrega t matrices con las siguientes características: Cada matriz indica el coeficiente que acompaña al término $\phi_1^u \phi_2^v \phi_0^w$, donde se considera ϕ_1^i en las filas, ϕ_2^i en las columnas y se mantiene constante ϕ_0^i en cada matriz. La primera matriz es para ϕ_0^0 , la segunda matriz para ϕ_0^1 y así sucesivamente. Por ejemplo: *programafinal([2 2.5 2.7 2.8 3],[1 2 3 4 5], 3, 4)* el primero es el vector de las comisiones promedio, el segundo es el vector de señales, el dígito 3 indica que es la matriz correspondiente al período $t = 3$, y el dígito 4 indica que los períodos a ser simulados son 4.

```
>> programafinal([2 2.5 2.7 2.8 3],[1 2 3 4 5],3,4)

ans(:,:,1) =

```

0	6.0000	-11.0000	6.0000	0
7.2000	-28.1000	24.9000	0	0
-17.1500	32.5500	0	0	0
13.5000	0	0	0	0
0	0	0	0	0


```
ans(:,:,2) =

```

3.0000	-12.0000	11.0000	0	0
-14.4000	28.1000	0	0	0
17.1500	0	0	0	0
0	0	0	0	0
0	0	0	0	0


```
ans(:,:,3) =

```

-3.0000	6.0000	0	0	0
7.2000	0	0	0	0
0	0	0	0	0
0	0	0	0	0
0	0	0	0	0

2. El programa “*programafinalacumulado.m*” determina los coeficientes finales del polinomio acumulando todos los períodos (factoriza términos semejantes entre períodos). Este programa además de los vectores (\bar{P}_{t-1}), (Z_t) y el número total de periodo a ser simulados, requiere el factor de descuento β que se supone común para todas las firmas, los beneficios sin y con intervención y el período T cuando se inicia la intervención, respectivamente.

Veamos un ejemplo: *programafinalacumulado.m* ([2 2.5 2.7 2.8 3 3.5], [1 2 3 4 5 6], 5 , 1, [150 170 200 250 300 400], [100 110 150 200 300],1). Las siguientes 4 matrices indican los coeficientes de $\phi_1^u \phi_2^v \phi_0^w$ para cada periodo, multiplicado por los respectivos beneficios con y sin intervención y por el factor de descuento que por simplicidad se ha supuesto igual a 1.

		$\phi_1^0 \phi_2^0$	$\phi_1^1 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^1$	$\phi_1^1 \phi_2^1$	$\phi_1^2 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^2$	$\phi_1^2 \phi_2^1$	$\phi_1^1 \phi_2^2$	$\phi_1^3 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^3$	$\phi_1^2 \phi_2^2$	$\phi_1^3 \phi_2^1$	$\phi_1^1 \phi_2^3$	$\phi_1^4 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^4$	
t=1		$\phi_1^0 \phi_2^0$	$\phi_1^1 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^1$	$\phi_1^1 \phi_2^1$	$\phi_1^2 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^2$	$\phi_1^2 \phi_2^1$	$\phi_1^1 \phi_2^2$	$\phi_1^3 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^3$	$\phi_1^2 \phi_2^2$	$\phi_1^3 \phi_2^1$	$\phi_1^1 \phi_2^3$	$\phi_1^4 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^4$	
\prod_{si}	170	ϕ_0^0	150	-140	-70												
\prod_{ci}	100	ϕ_0^0	-70	0	0												
		ϕ_0^1															
		ϕ_0^2															
		ϕ_0^3															
		ϕ_0^4															
t=2		$\phi_1^0 \phi_2^0$	$\phi_1^1 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^1$	$\phi_1^1 \phi_2^1$	$\phi_1^2 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^2$	$\phi_1^2 \phi_2^1$	$\phi_1^1 \phi_2^2$	$\phi_1^3 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^3$	$\phi_1^2 \phi_2^2$	$\phi_1^3 \phi_2^1$	$\phi_1^1 \phi_2^3$	$\phi_1^4 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^4$	
\prod_{si}	200	ϕ_0^0	0	-405	-270,0	585	450	180									
\prod_{ci}	110	ϕ_0^0	-180	405	270	0	0	0									
		ϕ_0^1															
		ϕ_0^2															
		ϕ_0^3															
		ϕ_0^4															
t=3		$\phi_1^0 \phi_2^0$	$\phi_1^1 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^1$	$\phi_1^1 \phi_2^1$	$\phi_1^2 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^2$	$\phi_1^2 \phi_2^1$	$\phi_1^1 \phi_2^2$	$\phi_1^3 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^3$	$\phi_1^2 \phi_2^2$	$\phi_1^3 \phi_2^1$	$\phi_1^1 \phi_2^3$	$\phi_1^4 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^4$	
\prod_{si}	250	ϕ_0^0	0	-720	-600	2810	1715	1100	-3255	-2490	-1350	-600					
\prod_{ci}	150	ϕ_0^0	-300	1440	1200	-2810	-1715	-1100	0	0	0	0					
		ϕ_0^1															
		ϕ_0^2															
		ϕ_0^3															
		ϕ_0^4															
t=4		$\phi_1^0 \phi_2^0$	$\phi_1^1 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^1$	$\phi_1^1 \phi_2^1$	$\phi_1^2 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^2$	$\phi_1^2 \phi_2^1$	$\phi_1^1 \phi_2^2$	$\phi_1^3 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^3$	$\phi_1^2 \phi_2^2$	$\phi_1^3 \phi_2^1$	$\phi_1^1 \phi_2^3$	$\phi_1^4 \phi_2^0$	$\phi_1^0 \phi_2^4$	
\prod_{si}	300	ϕ_0^0	0	-1000	-1000	7370	3731	3500	-17983	-16810	-6152	-5000	19992	14514	11640	3780	2400
\prod_{ci}	200	ϕ_0^0	-400	3000	3000	-14740	-7462	-7000	17983	16810	6152	5000	0	0	0	0	0
		ϕ_0^1															
		ϕ_0^2															
		ϕ_0^3															
		ϕ_0^4															

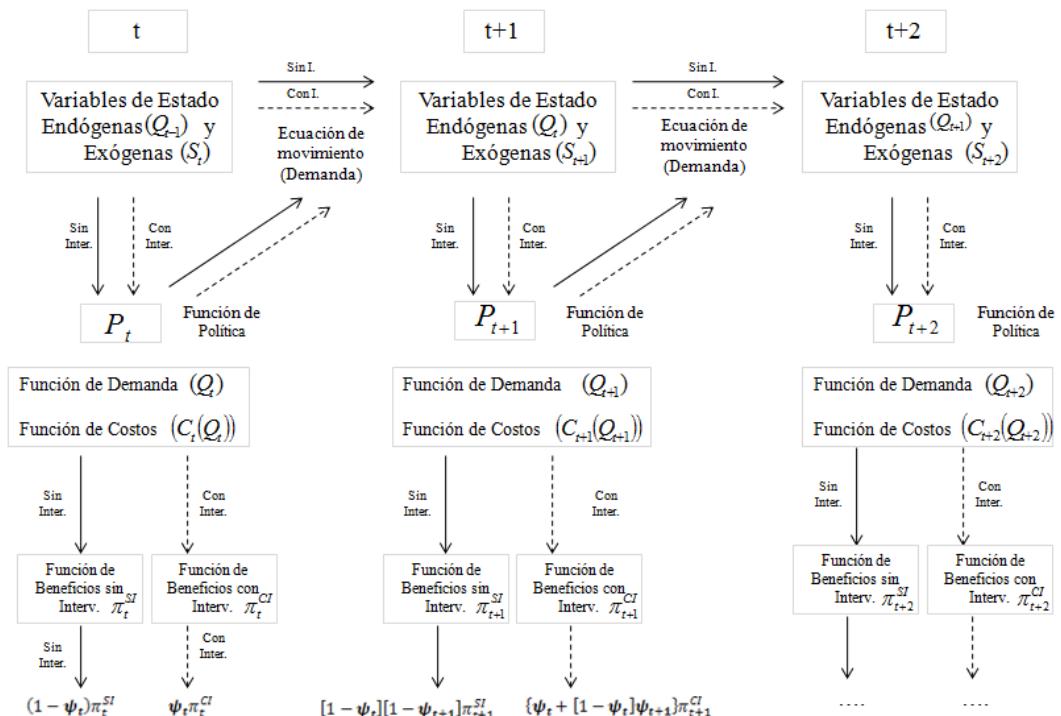
El programa “*programafinalacumulado.m*” entrega la siguiente matriz acumulada que resulta de la suma de los coeficientes desde $t=1$ hasta $t=4$ de las matrices parciales anteriores.

	0 0	1 0	0 1	1 1	2 0	0 2	2 1	1 2	3 0	0 3	2 2	3 1	1 3	4 0	0 4
0	\emptyset														
1	150	-2265	-1940	10765	5896	4780	-21238	-19300	7502	-5600	19992	14514	11640	3780	2400
2	-950	4845	4470	-17550	-9177	-8100	17983	16810	6152	5000	0	0	0	0	0
3	990	-3720	-3600	7370	3731	3500	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	-500	1000	1000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0	100	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Luego se incorporan los exponentes respectivos del término $\phi_1^u \phi_2^v \phi_0^w$ para ser incorporados al algoritmo que genera los beneficios con y sin intervención.

C. Algoritmo que genera los beneficios con y sin intervención

El siguiente diagrama muestra la forma como se generan los beneficios con y sin intervención de cada firma para los períodos simulados sucesivos. Primero se actualizan las comisiones con la senda óptima que entrega la función de política, usando las variables de estado endógenas Q_{t-1} y exógenas S_t y las comisiones de los rivales. Esta actualización difiere para el caso con y sin intervención porque la cantidad demanda Q_{t-1} será impactada negativamente en caso de intervención para cada firma. Además, los precios de las firmas son afectadas por las decisiones de precios de las firmas rivales. Los precios en cada periodo y las variables de estado permiten encontrar la función de demanda y de costos de cada período con los que se determinan los beneficios con y sin intervención.



Este procedimiento se realiza para cada uno de los precios observados de cada firma. Luego se hace para diversas desviaciones de los precios no óptimas. Con cada uno de los vectores de precios simulados P_t , las señales Z_t del mercado y los beneficios con y sin intervención se determinan los coeficientes del polinomio compuesto por términos de la forma $\phi_1^u\phi_2^v\phi_0^w$ provenientes de la probabilidad de intervención.

Los parámetros óptimos $\phi_1^*, \phi_2^*, \phi_0^*$ se obtienen de la minimización de las desviaciones no óptimas como se explica en el punto 4.2. El programa completo está disponible en caso de ser requerido.

Anexo 9: Estadísticas Descriptivas

Promedios 1999.1 hasta 2009.2 (Las variables en pesos están a diciembre de 2008)

	Planvital	Bansander	Cuprum	Habitat	Provida	Santa María
Nº Cotizantes	153.783	321.434	346.896	921.927	1.481.331	448.778
Part. Mercado (%)	5,92	8,50	6,73	23,60	41,34	13,93
Nº Entrantes	2.598	3.068	3.382	4.036	7.129	3.669
Nº Salientes	2.637	3.029	2.872	4.194	7.264	3.827
Rentabilidad (%)	5,91	5,99	5,62	5,97	5,61	5,61
Nº Vendedores	386	431	454	370	707	408
Comisión Variable (%)	2,71	2,46	2,53	2,24	2,34	2,40
Comisión fija (\$)	879	660	0	684	346	690
Nº Afiliados Declarados Inválidos	8.042	7.443	3.721	20.022	38.952	14.286
Gastos Operacionales (\$)	1.718.022	3.317.079	4.545.802	6.732.069	9.426.168	4.466.313

Anexo 10: Detalles sobre demanda y costos

A. Resultados de la estimación de la demanda

Tal como se explica en la parte de especificación del modelo, se estiman por separado las tasas de entrada y salida de clientes desde una AFP en particular. Un problema que se presenta al estimar la demanda es que no se encuentran mediciones disponibles para la intensidad de la fuerza de ventas como comisiones por vendedor o regalos entregados por los vendedores a los cotizantes para incentivarlos a cambiarse por lo que se puede estar en presencia de sesgo por variable omitida en las estimaciones. Para evitar este problema se incluyó en las estimaciones preliminares una variable proxy de los regalos tal como lo propone Marinovic y Valdés (2010).²¹

Respecto al problema de endogeneidad que podría existir en la estimación al haber variaciones entre empresas que podrían afectar los precios, pero que no provengan de la demanda, esta posibilidad se excluye puesto que la ley exige a las AFP avisar con 90 días de anticipación el cambio de sus comisiones y, en consecuencia, solo puede tener variaciones anunciadas con anticipación.²² Luego, la comisión contemporánea no es decidida en respuesta a fluctuaciones recientes de la demanda (dentro del trimestre). Respecto al ranking de rentabilidad, esta es difícil de controlar puesto que la rentabilidad es incierta y cambia en el tiempo. En cuanto a la variable vendedores, la contratación es lenta puesto que deben ser entrenados para que aprueben exámenes, dada esta situación el despido óptimo también es lento. La renuncia es rápida, pero no tenemos información respecto a las razones del cambio en el número de vendedores. Respecto a las variables dependientes, tasas de entrada y salida

²¹ Esta variable se calcula desde la remuneración total de los vendedores que está en el balance de las firmas (que incluye salario base y comisiones por venta), restándole el salario medio de los vendedores totales. Lo anterior se divide por el número de entrantes del período anterior y se corrige por el salario medio de los cotizantes de cada AFP [ver Marinovic y Valdés (2010) pág. 16].

²² A partir de la Reforma esta situación cambia, ahora se exige avisar aumentos de comisiones con al menos tres meses de anticipación, pero las bajas pueden ser anunciadas solo con un mes de anticipación.

se puede mencionar que el proceso de traspaso dura 3 meses²³, desde declarada la intención hasta el traspaso definitivo de los fondos, lo que permite trabajar con estas variables como predeterminadas. Por último, la inversión publicitaria sí puede variar rápidamente en respuesta a hechos como aparecer primera en el ranking de rentabilidad, por lo que se espera que exista correlación entre estas variables.

En cuanto al método de estimación, en el caso de una estimación estática sin la variable dependiente rezagada, es razonable usar el método de efectos fijos (LSDV) o efectos aleatorios. Sin embargo, para estimaciones dinámicas y paneles, este estimador presenta un sesgo cuando la variable dependiente está rezagada, puesto que el componente fijo por individuo del error, está correlacionado con el rezago de la variable dependiente. Para solucionar este problema la demanda es estimada mediante un método de paneles dinámicos propuesto por Blundell y Bond (1998) que entrega estimadores consistentes.²⁴ Los instrumentos usados son rezagos (segundo al octavo) de la desviación de la comisión variable y fija, primera en el ranking de rentabilidad y el número de vendedores en la ecuación en diferencias. En la ecuación en niveles se usa como instrumento el segundo rezago de la desviación de la comisión variable y fija, primera en el ranking y de la inversión en publicidad [$\Delta dcvar_{i,t-2}$, $\Delta dcfija_{i,t-2}$, $\Delta Rank1_{i,t-2}$, $\Delta gc_{i,t-2}$]. Como muestra el test de sobreidentificación de Sargan, los instrumentos son válidos a niveles de significancia convencionales.

En la Tabla 4 se presentan los resultados para las tasas de entrada y salida. Los coeficientes estimados implican que la elasticidad del stock de cotizantes a las comisiones porcentuales es, en el largo plazo, de -0.29. En la tasa de entrada las comisiones porcentuales, fijas son variables significativas y presentan el signo correcto. Además las interacciones del número de vendedores con la comisión fija y variable son significativas pero con signo positivo, lo que sugiere que los vendedores influyen en las decisiones de traspaso hacia AFP más caras. La interacción del regalo con el número de vendedores también resulta significativa y con el signo positivo como se esperaría, lo que indica que los vendedores logran captar más afiliados con regalos más elevados. Respecto a la tasa de salida, las comisiones porcentual y fija son significativas. El signo de la comisión porcentual es negativo cuando no se interactúa con vendedores y positivo con interacción, lo que indica que los vendedores rivales informan las mayores comisiones y logran la salida de clientes. Es decir, ante un aumento de las comisiones de una AFP, los vendedores de las firmas rivales logran llevarse clientes. La variable inversión en publicidad de las firmas rivales es significativa y con el signo esperado, lo que sugiere que el esfuerzo en el stock de marca de las firmas rivales logra desviar clientes. Al igual que en la tasa de entrada, la variable regalos de los rivales interactuada con los

²³ En el período considerado hay 5 circulares respecto a duración de traspaso de los fondos [Circular 466, 861, 1220, 1317 y 1330 de la Superintendencia de AFP]. En la última circular, desde el momento en que se toma la decisión de traspaso hasta que se observa la primera cotización en la nueva AFP y se observa el traspaso en la base de datos, transcurren 3 meses.

²⁴ Métodos de estimación alternativos son el de variables instrumentales de Anderson y Hsiao (1981) y otros desarrollados por Kiviet (1995 y 1999). Como se mencionó antes, el estimador de efectos fijos no es consistente producto de la existencia de endogeneidad proveniente del rezago de la variable dependiente. De acuerdo a Judson y Owen (1999) el sesgo del estimador de efectos fijos puede ser importante cuando T es pequeño, menor a 30 observaciones en el tiempo, pero que no lo es con un T mayor. En nuestro caso solo tenemos un panel con 42 trimestres por lo que es recomendable usar un método que corrija por endogeneidad.

vendedores rivales es significativa y con un signo correcto, lo que sugiere que los vendedores rivales logran captar clientes a través de mayores regalos.

La variable “ser primera en el ranking de rentabilidad” no resulta significativa en ningún caso, incluso cuando es interactuada con los vendedores, resultado consistente con lo encontrado por Cerdá (2006).

Se incorpora una dummy para el año 1999 para cada firma, puesto que la tasa de salida es extremadamente alta comparada con los años posteriores, lo cual se puede deber a las fusiones observadas que pudieron haber provocado un fuerte movimiento de clientes a otras AFP en un período de al menos un año. En junio de 1998 se fusiona Provida y Unión, en agosto de 1998 Summa y Bansander, en septiembre de 1998 lo hace Magister y Qualitas, en octubre se fusiona Aporta y Fomenta y, finalmente, en diciembre de 1998 Provida con Protección. Todas las estimaciones presentan controles de tiempo los cuales son siempre significativos.

TABLA 4: Estimación de la Tasa de Entrada y Salida de la Demanda

Método Blandell-Bond			
VARIABLES	(1) Tasa de Entrada	VARIABLES	(2) Tasa de Salida
te(t-1)	0.72396*** (0.031)	ts(t-1)	0.65948*** (0.036)
dcvar	-0.60644*** (0.220)	dcvar	-4.73350*** (1.725)
dcfija	-0.00067*** (0.000)	dcfija	0.00304** (0.001)
nv	-280.80931*** (53.557)	nvr	-1,139.66140 (791.345)
gc(t-1)	0.00324 (0.004)	gcr(t-1)	0.03393*** (0.010)
rank1	0.11476 (0.082)	rank1	-1.78362 (1.275)
nvdvar*w	122.9*** (44.945)	nvr*dcvar*w	3,442.3*** (619.988)
nvdcfija	0.55772*** (0.108)	nvr*dcfija	-1.00376 (1.792)
nvr*rank1	-72.00434 (49.417)	nvr*rank1	1,827.71923 (1,675.207)
nv*gift	350.5*** (125.629)	nvr*giftr	2,108*** (467.528)
dumtrim2	0.17588*** (0.042)	dumtrim2	0.61705** (0.277)
dumtrim3	0.19194*** (0.042)	dumtrim3	0.85495*** (0.270)
dumtrim4	0.21901*** (0.042)	dumtrim4	0.89573*** (0.261)
d99	0.26054** (0.102)	d99	1.45801** (0.607)
Constant	0.28843*** (0.086)	Constant	-0.45955 (0.931)
Observations	240	Observations	240
Number of afp	6	Number of afp	6
Test de Sargan		Test de Sargan	
chi2(374)	342.675	chi2(374)	391.64
prob > chi2	0.876	prob > chi2	0.255
Test de Wald		Test de Wald	
chi2(14)	1,289.83	chi2(14)	1,338.82
prob > chi2	0.000	prob > chi2	0.000
Elasticidad LP	-0,29		

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

B. Estimación de los Costos

Se analizaron distintas versiones de modelos para la estimación de los costos totales de las AFP. La mejor estimación y más parsimoniosa se presenta en la Tabla 5. La variable dependiente corresponde a los gastos operacionales totales que incluyen la prima de invalidez y sobrevivencia (PSIS). Cabe destacar que es el primer estudio que estima los costos totales para la industria de AFP en Chile, pues la restante literatura estima costos netos del PSIS por la complejidad que involucra controlar por esta variable. En nuestro caso la variable *intval2* controla por el efecto de la PSIS sobre los costos. Esta resulta significativa y positiva de acuerdo a lo esperado, es decir, una mayor tasa de invalidez ajustada por la tasa de interés del aporte adicional aumenta los costos para una AFP. Todas las variables explicativas son significativas a los niveles convencionales, salvo el número de vendedores. Estas estimaciones dan un correcto costo fijo positivo. También se probaron especificaciones para comprobar si la pendiente o la posición de la estimación cambian bajo distintos tamaños de AFP medido por cotizantes. Se probaron umbrales de 200 mil, 300 mil y 800 mil cotizantes, sin encontrar ninguna dummy significativa, lo que indica que esta especificación es robusta para los distintos tamaños de firma. Nuestra especificación entrega un costo marginal respecto a los cotizantes de \$3.070 y baja a solo \$1.673 cuando es corregido por los costos de la prima seguro de invalidez y sobrevivencia (PSIS). El costo medio respecto a los cotizantes asciende a \$9.612, este costo medio baja a \$8.215 si se corrige por PSIS. Gráficamente el costo total medio estimado es decreciente lo que revela la existencia de economías de escala en términos del número de cotizantes Q [ver Figura 5].

Si se considera como única variable explicativa el número de cotizantes Q , el costo total medio “físico” es decreciente y bastante menor al que considera todas las variables comerciales y PSIS. Es decir, al hacer el ejercicio de estimar los costos netos de las remuneraciones a los vendedores, publicidad y PSIS, el costo medio de la AFP más pequeña es de alrededor de \$5.000, mientras que el de la AFP más grande alcanza a sólo \$2.000, revelándose importantes economías de escala [ver Figura 6].

El Test de Hausman indica que es adecuada la aplicación del método de efectos fijos en nuestras estimaciones. Los errores de esta función de costos serán usados en las simulaciones forward del juego en la segunda etapa de estimación.

Los coeficientes de las variables ficticias D08, D09, trimestre 3 y trimestre 4 si bien son significativas, son ínfimas en comparación con el costo fijo.

TABLA 5: Estimación de los Costos de las AFP

VARIABLES	VARIABLES
Lnnv	-6,717,841.0 (4715357.355)
LnQ	-88682951.2*** (16092816.993)
$(Lnnv)^2$	630,713.0 (395,150.302)
$(\ln Q)^2$	3,571,947.8*** (638,201.778)
Inval2	4.9*** (1.158)
trimestre 3	289,385.7*** (93,438.662)
trimestre 4	423,434.3*** (101,504.987)
firma1	568182851.0*** (1.070e+08)
Test de Hausman	64.62
Prob>chi2	0.000
R- sq within	0.911
R- sq between	0.867
R- sq overall	0.813
Observaciones	240
Nº Firmas	6

	Mean	Std. Err.	[95% Conf.	Interval]
Cmg Q	3069.9	744	1605	4535
Cmg Q corregido por PSIS	1672.9	771	154	3192
Cmg nv	1977619.0	24878	1928611	2026627
CT	5070426.0	196333	4683662	5457190
CTMe	9612.2	242	9136	10088

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Costo Total Medio Estimado Muestra 1999-2009.2

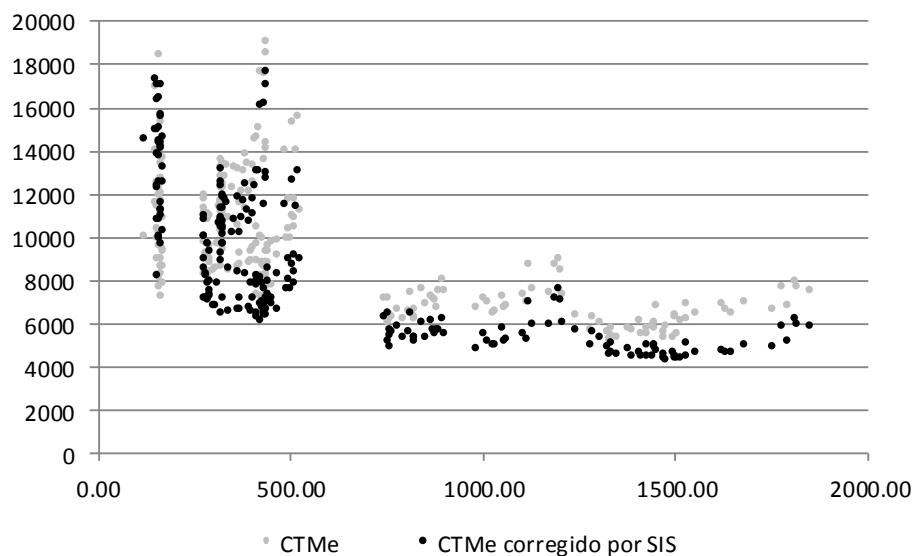


Figura 5: Costo Total Medio Estimado, en el eje x se mide miles de cotizantes. Se observa un costo medio decreciente, lo que muestra la existencia de economías de escala.

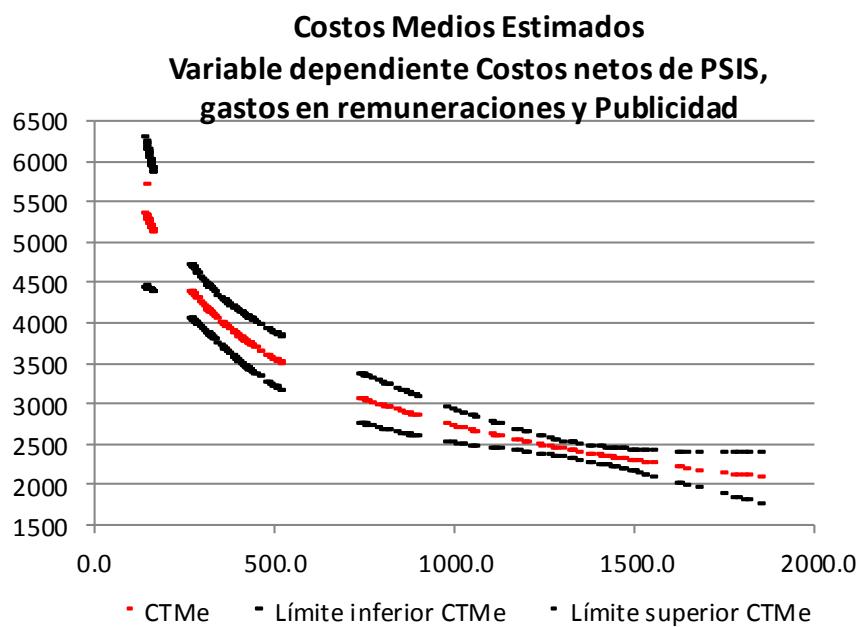
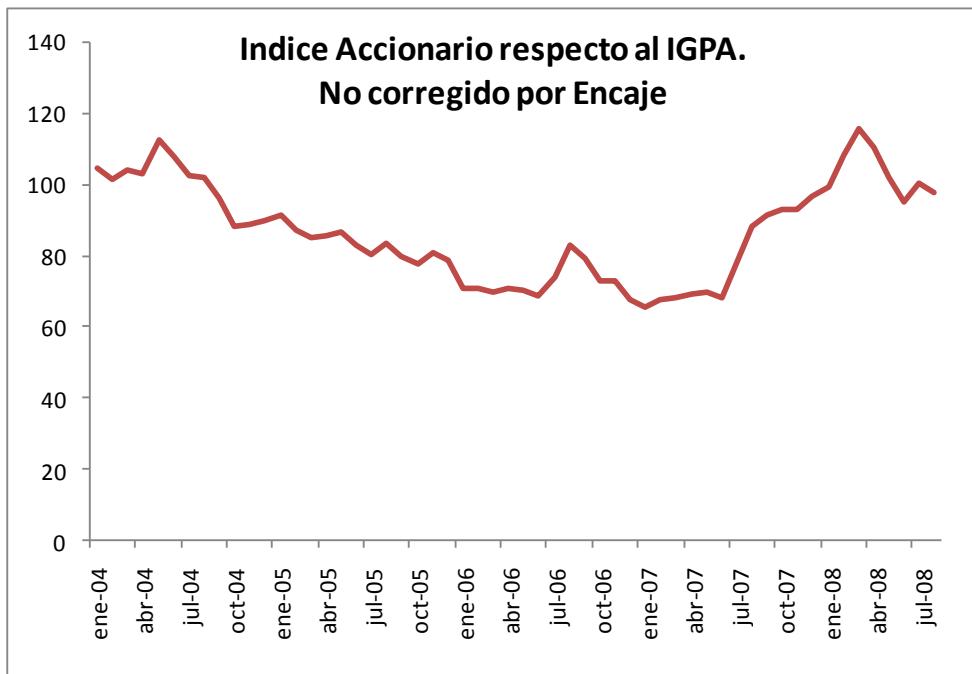


Figura 6. Costos Medios Estimados considerando como variable explicativa a los cotizantes. Para ello la variable dependiente es neta de la PSIS, gastos en remuneraciones y publicidad. Esta función es más inclinada, más estable y más baja que la estimación que incorpora todas las variables explicativas.(El intervalo de confianza es al 95%)

Anexo 11: Indice Accionario de las AFP relativo al IGPA



Capítulo II: De Medidas Estáticas a Dinámicas de Poder de Mercado: Aplicación a la Banca Chilena

Abstract

La banca enfrenta profundos cambios generados por el cambio tecnológico, la desregulación y la globalización, ocasionando en muchos países un importante aumento de la concentración del mercado. Interesa el eventual impacto sobre la competencia y el acceso al crédito a tasas de interés competitivas, pues ambos afectan el desarrollo económico y social. Estimamos y comparamos los resultados de medir el poder de mercado con un enfoque estático versus un enfoque dinámico. Estas dos perspectivas se contrastan en cada una de las dos familias de métodos más usadas en la literatura: variación conjetural (o parámetro de conducta) y test H de Panzar y Rosse. La aplicación empírica es para datos de la banca chilena en el período 1990-2007. Encontramos que el tradicional uso de modelos estáticos sería inadecuado y entregaría parámetros sesgados. Los resultados de los modelos dinámicos revelan un poder de mercado significativo, que los modelos estáticos son incapaces de detectar. El test H dinámico también demuestra que la desregulación que se aplicó en Chile a fines de la década de los años noventa no redujo el poder de mercado en la industria bancaria.

2.1 Introducción

En las últimas décadas varios países han observado una consolidación y concentración de su industria bancaria, un sector particularmente relevante por su rol de intermediador del ahorro y la inversión, y por su papel como transmisor de la política monetaria. Aspectos como el cambio tecnológico, la desregulación de la solvencia bancaria y de los mercados de capitales y la globalización, han transformado fuertemente la banca a nivel mundial. Lo anterior ha elevado el ritmo de las fusiones y adquisiciones, lo que ha gatillado una reducción generalizada en el número de bancos en la mayoría de los países industrializados y también en las economías en desarrollo.

Por ejemplo, entre los 15 bancos miembros de la Unión Europea [EU15], el número de bancos cayó desde 12.315 a 7.300 entre 1985 y 2004 [Goddard et al., 2007]. En Latinoamérica, ha existido una gran cantidad de fusiones incentivadas por las crisis financieras y por el endurecimiento de la legislación del sector [Bikker et al., 2002]. Por lo mismo, se ha experimentado un acelerado proceso de concentración, pese a que la participación de los bancos extranjeros aumentó más del doble en muchos países de la región en los últimos 25 años. Esta mayor concentración también ha tendido a la formación de grandes conglomerados financieros internacionales [Levy Yeyati et al. (2007), Goddard et al. (2007)] con crecientes posiciones en Latinoamérica. Estos son atraídos por las altas utilidades y el ascendente potencial de negocios y de bancarización de las economías latinoamericanas. En varios países de Latinoamérica existe la preocupación de que estas fusiones y mayor concentración impida el aumento en la competencia en el sector bancario que podría obtenerse con las nuevas tecnologías, por ejemplo cuando se traduce en limitaciones en el acceso o mayores costos del crédito tanto para la pequeña empresa como para los

consumidores, perdiéndose oportunidades o incluso dificultando el desarrollo económico y social.

Sin embargo, la preocupación mencionada no es fácil de sustentar. No existe sustento teórico que establezca una relación directa y única entre mayor concentración (en sus diversas medidas C3, C5 o HHI) y una menor competencia. La mayoría de los estudios que dan por un hecho que existiría esa relación directa y única obedecen al antiguo paradigma “*structure-conduct-performance (SCP)*” [Perloff et al., 2007], sujeto a cuestionamientos que le han restado toda validez.

Una medida simple y directa del grado de competencia en precios en una industria es la desviación entre los precios observados y los costos marginales de las prestaciones y bienes que vende. Lamentablemente, el costo marginal no es observable en casi ninguna industria. En el caso de la industria bancaria, se trata de un mercado multiproducto y cada vez más complejo, donde parte importante de los costos son compartidos, por lo que el costo marginal asociado a un producto depende de la asignación de costos comunes entre prestaciones comercializadas de modo conjunto. Si esa asignación fuera realizada arbitrariamente por el investigador, no habría confianza en la medición del costo marginal, y tampoco de la desviación entre precios y costos marginales, que mide el ejercicio del poder de mercado.

La literatura de organización industrial ha desarrollado otras medidas del poder de mercado que se hacen cargo, en buena parte, de estas dificultades. Las medidas preferidas por la Nueva Organización Industrial Empírica (NEIO) son el parámetro de conducta de Bresnahan (1982) y Lau (1982) [CPM] y el estadístico H de Panzar y Rosse (1987) [PR]. Estos hacen inferencias sobre la estructura competitiva de la industria, utilizando estimaciones de modelos teóricos reducidos con fundamentos microeconómicos. A partir de observaciones de la conducta de las firmas (precios y cantidades), entregan estimaciones del grado de competencia en precios, que a su vez se correlacionan con diversos regímenes de competencia o estructuras de la industria.

Con todo, estas medidas de competencia han sido objeto de críticas cuando se aplican de modo puramente estático. En ese caso no tienen la capacidad de acomodar aspectos dinámicos o las relaciones intertemporales que caracterizan a la oferta y la demanda en muchas industrias, en particular en la bancaria. Por ejemplo, en la industria bancaria los créditos y depósitos son multiperíodos; es habitual que se ofrezcan paquetes de productos que generan compromisos difíciles de romper, con importantes costos de renegociaciones (como el cambio de avales, colaterales o hipotecas). Esto genera costos de ajustes que hacen que difiera el equilibrio de corto y largo plazo. En el caso del parámetro de conducta CPM, Corts (1999) también critica que su estimación queda sesgada si se ignora la condición de “compatibilidad de incentivos” que subyace a una eventual colusión, que a su vez es un fenómeno dinámico.

La respuesta natural a esta importante crítica es estimar reformulaciones dinámicas de estos modelos, como la propuesta por Steen y Salvanes (1999) con un modelo de corrección de errores. Sin embargo, hasta ahora son escasas las aplicaciones dinámicas en las distintas industrias. En particular en la industria bancaria son aún más escasos los trabajos que se hacen cargo de la naturaleza dinámica de esta industria.

También hay dificultades metodológicas. Algunas soluciones ensayadas no son realmente dinámicas, como aquellas que se limitan a calcular secuencias de modelos estáticos, ignorando toda relación intertemporal. Más recientemente, la literatura ha comenzado tímidamente a buscar alternativas para superar estas limitaciones.

Los estudios de Angelini et al. (2003) para Italia y Uchida et al. (2005) para Japón, quienes estiman secuencias de CPM y para países de Latinoamérica, Levi Yeyati et al. (2007), que estima secuencias del estadístico PR, reconocen implícitamente que el equilibrio no es estático. Sin embargo, no llegan a establecer modelos que acomoden relaciones dinámicas. El trabajo de Delis et al. (2008) presenta una simplificada extensión dinámica de PR y CPM que agrega un rezago a todas las variables, reconociendo su importancia. Goddard y Wilson (2009) proponen que si el ajuste es parcial y no instantáneo al equilibrio de largo plazo, se debe estimar un modelo dinámico y no estático con una metodología GMM y no con la típica metodología de efectos fijos ni aleatorios por el sesgo provocado por la variable dependiente rezagada en un panel de firmas.

Es interesante evaluar si al agregar complejidades dinámicas en la modelación y estimación, éstas generan diferencias económicas relevantes en los resultados. En este trabajo abordamos esta interrogante, proponiendo reformulaciones dinámicas, y comparando sus resultados con las versiones estáticas, tanto para el modelo PR como para el CPM.

Los datos corresponden a la banca chilena para el período 1990-2007. En Chile el número de bancos se redujo en un 40%, contando desde la crisis financiera de 1982, debido principalmente a un proceso de consolidación, en que los bancos más pequeños fueron absorbidos por bancos más grandes. Esta creciente concentración puede observarse en el aumento de los índices de concentración C4 y Herfindahl-Hirschman (HHI), especialmente en los años 1997 y 2002²⁵. Desde entonces los cuatro bancos de mayor tamaño suman más de un 65% de la participación de mercado en términos de colocaciones (créditos)²⁶, mientras que los dos bancos más grandes alcanzaron una participación en cerca del 50% de las colocaciones [ver Anexos 1, 2 y 3].²⁷ También se observa a partir de fines de 1997 un cambio en el régimen regulatorio, que resultó acompañado de la entrada de bancos nuevos en el segmento de créditos de consumo, varios de ellos filiales de grandes cadenas de tiendas de departamentos que ya habían desarrollado una fuerte presencia en el crédito de consumo.

Este trabajo realiza una comparación de las estimaciones dinámicas con las estáticas. Se hace para las dos metodologías ya referidas, que son las más ampliamente usadas en la literatura de medición del poder de mercado en la industria bancaria: el método del parámetro de conducta (CPM) y el test de ingreso PR. Existe escasa literatura que compare ambos

²⁵ En Chile durante 1987 existían 41 instituciones financieras (bancos comerciales, de fomento y financieras), con índices C4 y HHI de colocaciones de 48.9% y 850. Una década después la cantidad de instituciones financieras se reduce a 29, con índices C4 y HHI de concentración creciendo a 54% y 920. Finalmente, en 2007 el número de instituciones financieras se reduce a 26, con índices C4 de 65% y HHI de 1280.

²⁶ Esto pese a la entrada de cinco bancos focalizados en créditos de consumo, principalmente asociados a las empresas de retail, que con su contacto directo con el cliente y mejor información del mismo, han optado por participar de este rentable segmento.

²⁷ Durante julio y diciembre de 2002 el Banco Santander (formado de la fusión de los bancos Santander y Santiago) y el Banco de Chile (formado de la fusión de los bancos de Chile, Citibank y Edwards) alcanzaron el control del 50% del mercado de las colocaciones.

métodos. Lo hacen Shaffer y DiSalvo (1994) para Pensilvania, Delis et al. (2008) para Grecia, Lituania y España, y Coccorese (2009) para Italia. A excepción de Delis et al. (2008), los trabajos antes mencionados sólo hacen comparaciones entre las versiones estáticas de ambos métodos.

Para el caso de la reformulación dinámica de la metodología de Bresnahan-Lau, logramos estimaciones significativas estadísticamente tanto en el corto como largo plazo del parámetro de poder de mercado. Este es un éxito interesante, porque quienes propusieron la metodología que utilizamos, que fueron Steen y Salvanes (1999), no lograron mediciones estadísticamente significativas en la muestra que investigaron. Esta metodología controla por los problemas de falta de estacionariedad del equilibrio, la existencia de desviaciones de corto plazo del equilibrio y los problemas de inferencia asociados. Nuestros resultados confirman que el ejercicio de poder de mercado de la industria bancaria en Chile es capturado de mejor forma con modelos dinámicos. Ambas modelaciones –con datos agregados y a nivel de firmas– para el mismo período encuentran que un modelo estático no logra detectar este poder de mercado. Por tanto, interpretamos que la extracción de renta es un proceso inherentemente dinámico en la industria bancaria.

También se encuentra una interesante paradoja: el proceso de apertura y ampliación de las operaciones permitidas a los bancos chilenos ocurrido a partir de noviembre de 1997, habría llevado a una reducción de la competencia de acuerdo a la metodología dinámica de PR que usa datos a nivel de firmas. Sin embargo, este resultado se contradice con la metodología dinámica de BL, donde encontramos que ese mismo proceso de apertura habría llevado a un aumento en la competencia.²⁸

La estructura de lo que resta de este trabajo es la siguiente. La sección 2 hace una revisión de la literatura internacional y nacional de las aplicaciones CPM y PR. La sección 3 presenta los modelos teóricos. La sección 4 presenta la especificación empírica estáticas y sus reformulaciones dinámicas de ambos modelos. La sección 5 presenta los resultados de las estimaciones, para, finalmente, concluir en la sección 6.

²⁸En noviembre de 1997 se publica la Ley N° 19.528 que, entre otras, introduce modificaciones a la legislación bancaria. Los cambios más importantes llevan a establecer normas sobre el otorgamiento de licencias y autorizaciones de participaciones significativas en la actividad bancaria. Antes el Superintendente podía rechazar en forma arbitraria la autorización de crear un banco sin expresión de causa; las exigencias de capital se adecuan a las recomendaciones del Comité de Basilea (se deja de medir la relación deuda/capital pasando a regir la relación patrimonio/activos: antes se exigía que los pasivos no superaran en 20 veces al patrimonio, después se requiere que el patrimonio sea mayor al 8% de los activos ajustados por riesgo); se incorpora evaluar la solvencia y gestión de las instituciones financieras; se amplía el ámbito de las filiales domésticas que pueden establecer los bancos; se regula, redefine y amplía el ámbito de las operaciones transfronterizas e internacionales de la banca chilena. En concreto, la nueva ley implica una ampliación de las operaciones permitidas a los bancos, y le da facultades a la Superintendencia para efectuar una supervisión preventiva. Esto último permitió que la crisis asiática que comenzó a fines de 1997 no afectara al sistema financiero en forma importante, a diferencia de lo ocurrido en los años 1982-83, esta vez, no hubo quiebra de ninguna institución financiera ni tampoco se observó un incremento de los índices de cartera vencida

2.2 Revisión de la Literatura

A continuación se presenta una revisión resumida de la literatura de CPM y PR para el mercado bancario internacional.

2.2.1 Literatura Internacional

A continuación se presenta una revisión resumida de la literatura de CPM y PR para el mercado bancario internacional.

Existe una extensa literatura de aplicaciones de modelos estáticos a la industria bancaria dirigidos a medir o estimar el nivel de competencia del mercado. Si bien la mayor cantidad de trabajos utiliza el estadístico de PR, existe una literatura no menor que estima modelos de variación conjetural (o CPM).

Está marcada preferencia por modelos PR viene dada por su baja necesidad de información y la simplicidad de su aplicación. Requeriendo solo información de ingresos y precios de insumos de cada firma (disponibles o estimables a partir de los balances individuales) y no información de costos, ni de los precios y cantidades transadas. Además, al ser un modelo de panel lineal, puede ser implementado con una metodología de estimación relativamente simple (mínimos cuadrados, controlando por efectos fijos para estimaciones de panel). Su simpleza radica en que interpreta la suma de las elasticidades del total de ingresos respecto al precio de cada uno de los insumos, como reflejo directo de la estrategia de precio de las firmas, y por lo tanto, determinante del régimen de competencia. En competencia perfecta, una firma representativa mantiene su producto constante y eleva su precio en la misma proporción que el aumento de los costos medios (la elasticidad es uno, $H=1$). En cambio en monopolio, un aumento en los costos medios lleva a un aumento de los precios pero como la maximización de beneficios ocurre en la parte elástica de la curva de demanda de mercado, la cantidad transada se reduce más y finalmente el ingreso total se reduce (la elasticidad es menor o igual a cero $H\leq 0$). En los casos intermedios se interpreta como competencia monopolística.

Por el contrario, los modelos de variación conjetural presentan requerimientos de información mayores y más desafiantes al estimar un sistema de ecuaciones no lineal de demanda y oferta que generalmente presenta endogeneidad. De esta forma, exigen datos de precios y cantidades de equilibrio, precios de bienes sustitutos, ingreso u otras variables que permitan rotar la demanda, que no siempre logran identificar el parámetro de variación conjetural. Al existir endogeneidad exigen instrumentos adecuados que aumentan fuertemente los requerimientos de información. Además no permite explotar la información disponible a nivel de firmas, a diferencia de la metodología de PR, y es menos simple de estimar al requerir metodologías no lineales como GMM o 3SLS.

Tanto las metodologías de PR como BL son muy limitadas en su concepción y rango de aplicación. PR tiene su origen en un oligopolio estático, provee un limitado número de hipótesis testeables y asume que la firma representativa en competencia monopolística se encuentra en equilibrio de largo plazo, donde el costo marginal es igual al ingreso marginal y el ingreso medio es igual al costo medio. Asimismo, BL tiene su origen en el concepto de

variación conjetural, que carece de sentido económico, pero que siguen siendo aplicado con el sentido “como si” para comparar con oligopolios simétricos de N firmas.

En organización industrial existe un creciente interés en estudiar los niveles de competencia de industrias complejas, sin embargo, las capacidades de las herramientas provistas por los modelos testeables de la literatura son limitadas, obligando al investigador a conformarse con indicadores como el estadístico de PR o el relacionado a la variación conjetural que testean los casos extremos de competencia perfecta y monopolio, pero cuando estos casos se rechazan, se aceptan estos parámetros como simples indicadores de algún grado de competencia monopolística.

En los últimos años ha surgido una nueva corriente en la literatura empírica de organización industrial que admite enfrentar la estimación de modelos más realistas que incorporen relaciones intertemporales y donde intervienen múltiples agentes como por ejemplo la de Bajari, Benkard y Levin (2007). Esta metodología permite estimar y modelar juegos dinámicos en competencia imperfecta enfrentando problemas como las decisiones de entrada o salida de firmas, o su velocidad de aprendizaje con varios agentes, que eran prácticamente imposibles de solucionar hace una década. Sin embargo, aún presentan muy pocas aplicaciones exitosas y no se han librado de fuertes limitaciones como su alta sensibilidad a los supuestos implícitos del investigador y la existencia de múltiples equilibrios.

Dentro de la literatura clásica de medición empírica de competencia bancaria, el trabajo de Goddard et al. (2007) hace una reciente revisión de esta literatura en Europa para los modelos PR y Bresnaha-Lau, indicando la región o país del mundo donde fue aplicado y los principales resultados, clasificándolo en competencia monopolística, monopolio y competencia perfecta. Bikker et al. (2012) revisa las publicaciones empíricas de modelos PR, presentando el horizonte de tiempo que abarca cada estudio, la región o país del mundo donde fue aplicado, si se hace o no una estimación continua del estadístico en el tiempo (H por año, o por períodos). Finalmente, muestra las principales variables de la formulación de cada trabajo (variable dependiente y la variable de escalamiento en caso de existir).

Al-Muharrami et al. (2006) y Staikouras et al. (2006) revisan modelos PR internacionales, mientras que Delis et al. (2008) y Coccorese (2009) hacen una revisión tanto de modelos de PR como de BL. Todas estas revisiones incluyen el horizonte de tiempo, la región del mundo donde se aplicó y los resultados del trabajo clasificándolo competencia monopolística, monopolio y competencia perfecta. Estos estudios comienzan con las aplicaciones seminales en la literatura de PR con trabajos como Nathan y Neave (1989) para Canadá y CPM de Shaffer (1989) para Estados Unidos y desde entonces acumulan una extensa literatura aplicada a la banca de todo el mundo.

En general la gran mayoría de estudios son de carácter estático y sólo en los últimos años se ha comenzado la investigación de modelos dinámicos. Los estudios estáticos de PR presentan una tendencia a encontrar competencia monopolística en la industria bancaria. Algunos ejemplos de esto son Molyneaux et al. (1994), quienes encuentran competencia monopolística para Francia, España, Alemania y Reino Unido y Claessens y Laeven (2004) quienes también encuentran competencia monopolística para 50 países industrializados y en desarrollo entre 1994-2001.

Por otra parte, los estudios con el enfoque CPM estático tienden a observar competencia perfecta o cerca de ella con excepción de un par que encuentra monopolio. Algunos ejemplos de competencia perfecta son Shaffer (1989) para Estados Unidos en el periodo 1941-1983, Suominen (1994) para Finlandia encuentran competencia perfecta en un modelo de un producto entre 1960-1984, Shaffer (2001) para 15 países industrializados de América, Europa y Asia en el período 1979-1991, encuentran mercados contestables en la mayoría de los países pero un mayor poder de mercado en Bélgica, Dinamarca, Francia, Japón y Estados Unidos, Uchida y Tsutsui (2005) advirtieron una intensa competencia para Japón 1974-2000, entre otros.

El uso de modelos estáticos para estimar el parámetro de conducta, puede llevar a graves problemas de inconsistencia en la estimación si los supuestos detrás de estos son violados y las empresas toman decisiones que son afectadas por variables pasadas, o si las firmas saben que sus acciones afectarán las acciones de sus rivales o de la autoridad en el futuro [Perloff et al., 2007]. En los modelos dinámicos, la firma interactúa dentro de muchos períodos y maximiza su valor presente considerando explícitamente los dilemas intertemporales asociados a sus decisiones. Estimar el parámetro de conducta mediante modelos estáticos tiende a sobreestimar el verdadero grado de competencia [Corts, 1999].

En el mercado bancario existen múltiples razones para pensar que existen factores dinámicos que afectan a la demanda y a la oferta. Por el lado de la demanda existe persistencia de hábitos, toda vez que los consumidores al tomar un crédito a un determinado plazo, gran parte de las veces deben comprar un paquete de productos o un conjunto de productos bancarios que condicionaron la compra, como una cuenta corriente, tarjetas de crédito y/o créditos hipotecarios. Estos paquetes representan contratos difíciles de romper en el corto plazo, resultando en una relación de varios períodos con una institución financiera. Por el lado de la oferta, la relación dinámica se puede deber a la existencia de costos de ajustes, inventarios u otras relaciones más complejas de modelar explícitamente. En este sentido, los depósitos, principal insumo del producto bancario, presentan inercia al ser contratos que pueden llegar a durar varios meses, generando relaciones entre periodos sucesivos.

La literatura bancaria está un poco retrasada en la modelación de estas relaciones intertemporales y, en general, no se encuentra un modelamiento explícito de dinámica por motivos estratégicos o fundamentales [Perloff et al., 2007]. Lo más avanzado que se encuentra son modelos estáticos aumentados que tratan de controlar econometricamente por los problemas de inferencia asociados al uso en series de tiempo y paneles dinámicos. En este contexto se encuentra publicado Delis et al. (2008) para una simplificada extensión dinámica de PR y CPM, que agrega un rezago a todas las variables y Goddard y Wilson, (2009), quienes encuentran mediante simulaciones y fuertes supuestos en los costos, que si el ajuste hacia el equilibrio es parcial y no instantáneo al largo plazo como lo supone la estimación estática, lo correcto es estimar un modelo dinámico con una metodología GMM y no con la típica metodología de efectos fijos. La estimación con efectos fijos provocaría sesgo hacia mayor poder de mercado.

Una novedosa reformulación dinámica formal de los modelos CPM fue propuesta por Steen y Salvanes (1999), quienes la aplicaron a la industria del Salmón de Francia. Si bien existen

varias aplicaciones a otras industrias de esta misma metodología (como por ejemplo en el sector eléctrico Bask et al. (2011) y en cemento Zeidan et al. (2009)), no encontramos muchas aplicaciones en la industria bancaria que hayan sido publicadas. Las únicas aplicaciones encontradas son el trabajo de Flores et al., (2012), que estiman la competencia en el mercado bancario chileno usando la metodología de BL en términos estáticos y dinámicos con resultados similares a los de este trabajo, pero no analizan el efecto de la apertura de la industria. Además, está el trabajo de Chintrakarn et al. (2012) que estudian el poder de mercado de los créditos hipotecarios en Estados Unidos aplicando la metodología BL dinámica para el período 1972 a 2000. Sin embargo, este último trabajo no controla por posibles cambios estructurales a lo largo de tan extenso período.

2.2.2 Estudios para Chile y Latinoamérica

Numerosos estudios han estimado el grado de competencia en la industria bancaria en Latinoamérica, relacionándolo con efectos específicos de regulaciones u otros cambios estructurales. Dentro de estos se encuentran Levi Yeyati y Micco (2007), Karasulu (2007), y Claessens y Laeven (2004). Todos estos artículos usan el estadístico H de PR para estimar el grado de competencia en forma estática, advirtiendo una competencia monopolística generalizada.

Los resultados para Chile, una de las economías más desarrolladas y con mejor acceso al crédito de la región son contradictorios, mientras Levi Yeyati y Micco (2007) sugiere que Chile es el país más competitivo dentro de una muestra de 8 países Latinoamericanos en el período 1993-2003, Karasulu (2007) plantea que tiene un grado de competencia inferior al promedio de 29 países entre 1995 y 2004. Finalmente, Claessens y Laeven (2004), consideran que la banca chilena tiene un grado de competencia estadísticamente igual al promedio de la muestra de 50 países desarrollados y en desarrollo en el período 1994-2001.

2.3 Modelo Teórico

2.3.1 Bresnahan-Lau (1982)

El tradicional modelo de Bresnahan-Lau es estático. Ninguna variable presenta rezagos ni adelantos, supone una firma uni-producto y precio uniforme. En este escenario se puede definir una función de demanda para los servicios bancarios como $Q = D(P, Y; \alpha)$, donde $Q = \sum q_i$ es la cantidad agregada de producto bancario, P es el precio, Y es un vector de variables exógenas y α es el vector de parámetros de la ecuación de demanda que será estimado. Para tratar el producto bancario usamos el enfoque de intermediación por las ventajas que tiene en considerar todos los costos y no sólo los operacionales. Las firmas maximizan sus beneficios, así el ingreso marginal percibido iguala al costo marginal, esto es $IMg = P + \lambda h(Q, Y; \alpha) = CM(Q, W; \beta)$. Donde IMg y $CM(\cdot)$ representan al ingreso y costo marginal respectivamente, W es un vector de variables exógenas por el lado de la oferta y β el vector de parámetros a estimar. El parámetro λ representa el grado de poder de mercado y $h(\cdot) \leq 0$ es la semi-elasticidad de la demanda con $h(Q, Y; \alpha) = Q / \frac{\partial Q}{\partial P}$. Despejando el precio se tiene la siguiente relación de oferta:

$$P = CM(Q, W; \beta) - \lambda Q / \frac{\partial Q}{\partial P} + \zeta \quad (1)$$

De esta forma λ representa la variación conjetural o la respuesta (ajustes en la cantidad o el precio) que un banco anticipa de sus competidores a raíz de su propio cambio en la cantidad o precio. Si λ representa el cambio proporcional en el producto total respecto a un cambio en una unidad en el producto de un banco, entonces $\lambda = 0$, indica competencia perfecta, el precio es igual al costo marginal y las firmas actúan como tomadoras de precios (el otro banco reduce su producto de tal forma de dejar el producto total inalterado). Cuando $\lambda = 1$ las firmas actúan como una perfecta colusión (los otros bancos aumentan el producto en igual proporción) y si $0 \leq \lambda \leq 1$ el parámetro sugiere competencia a la Cournot, con una cantidad de $1/\lambda$ firmas simétricas (no se esperan represalias de las otras firmas).

La expresión (1) se puede enunciar de la siguiente forma $P = CM(Q, W; \beta) + (P/\eta)\lambda + \zeta$, donde $\eta = -\frac{\partial Q}{\partial P} \frac{P}{Q}$ es la elasticidad precio de la demanda y el parámetro de conducta λ sigue la relación $\lambda = \frac{P - CM(\cdot)}{P}\eta$, es decir, el índice de Lerner “ajustado” por elasticidad.

Para identificar el parámetro λ se requiere estimar simultáneamente la demanda y la oferta (ec. 1), tratando P y Q como variables endógenas. Bresnahan-Lau (1982) solucionan el problema de identificación incorporando elementos en la ecuación de demanda que den rotación y movimientos verticales. Esto lo hacen incluyendo interacción entre el vector P y el vector de variables exógenas Y . En nuestro caso Y considera dos variables exógenas: el precio de un producto sustituto a la industria bancaria Z y el nivel de ingreso de la economía Y .

2.3.2 Panzar-Rosse (1987)

Es una medida de competencia de la industria cuya premisa es que los bancos emplearán diferentes estrategias de precios como respuesta a cambios en el costo de los insumos

dependiendo de la estructura del mercado donde participan. De esta forma se analiza si el cambio en el ingreso total de los bancos presenta la misma u opuesta dirección que cambios en el precio de los insumos. El estadístico H es calculado econométricamente desde una ecuación de ingreso en forma reducida y mide la suma de las elasticidades del ingreso total respecto al precio de los insumos (costo de fondos, trabajo y capital). El H representa el cambio porcentual en el ingreso de equilibrio como respuesta de un infinitesimal cambio porcentual en el precio de los insumos usados por la firma. Bajo competencia perfecta donde el producto bancario es considerado sustituto entre los bancos, la firma representativa mantiene su producto constante y aumenta su precio en la misma proporción que los costos medios, en este caso $H = 1$.²⁹ Bajo monopolio u oligopolio perfectamente coludido, un aumento en el precio de los insumos incrementa el costo marginal y reduce el producto de equilibrio, disminuyendo así el ingreso total, en este caso $H \leq 0$.

Para obtener la implicancia testeable del equilibrio monopólico, los autores consideran la función de ingresos $R = R(\mathbf{y}, \mathbf{z})$ donde \mathbf{y} es el vector de variables de decisión que afectan los ingresos de la firma y \mathbf{z} es un vector de variables exógenas. Es natural interpretar \mathbf{y} como el vector de producto, sin embargo, podría representar distintas variables tales como precios, gastos en publicidad o calidad. La función de costos $C = C(\mathbf{y}, \mathbf{w}, \mathbf{t})$ depende directa o indirectamente de \mathbf{y} , donde \mathbf{w} es el vector de los m precios de factores y \mathbf{t} es el vector de variables exógenas que afectan los costos. De esta forma los beneficios de un monopolista se pueden expresar como $\pi = R(\mathbf{y}, \mathbf{z}) - C(\mathbf{y}, \mathbf{w}, \mathbf{t}) = \pi(\mathbf{y}, \mathbf{z}, \mathbf{w}, \mathbf{t})$. Definamos $\mathbf{y}^0 = argmax_{\mathbf{y}}\{\pi(\mathbf{y}, \mathbf{z}, \mathbf{w}, \mathbf{t})\}$ y $\mathbf{y}^1 = argmax_{\mathbf{y}}\{\pi(\mathbf{y}, \mathbf{z}, (\mathbf{1} + \mathbf{h})\mathbf{w}, \mathbf{t})\}$, donde $h \geq 0$. Además se define $R^0 = R(\mathbf{y}^0, \mathbf{z}) \equiv R^*(\mathbf{z}, \mathbf{w}, \mathbf{t})$ y $R^1 = R(\mathbf{y}^1, \mathbf{z}) \equiv R^*(\mathbf{z}, (\mathbf{1} + \mathbf{h})\mathbf{w}, \mathbf{t})$, entonces:

$$R^1 - C(\mathbf{y}^1, (\mathbf{1} + \mathbf{h})\mathbf{w}, \mathbf{t}) \geq R^0 - C(\mathbf{y}^0, (\mathbf{1} + \mathbf{h})\mathbf{w}, \mathbf{t}) \quad (2)$$

$$R^0 - C(\mathbf{y}^0, \mathbf{w}, \mathbf{t}) \geq R^1 - C(\mathbf{y}^1, \mathbf{w}, \mathbf{t}) \quad (3)$$

Luego, por la homogeneidad lineal de C en precios de factores, podemos reescribir (2) como:

$$R^1 - (1 + h)C(\mathbf{y}^1, \mathbf{w}, \mathbf{t}) \geq R^0 - (1 + h)C(\mathbf{y}^0, \mathbf{w}, \mathbf{t}) \quad (4)$$

Multiplicamos ambos lados de (3) por $(1 + h)$ y considerando (4), se obtiene:

$$-h(R^1 - R^0) \geq 0 \quad (5)$$

Dividiendo ambos lados de (5) por $-h^2$, se obtiene:

$$(R^1 - R^0)/h = (R^*(\mathbf{z}, (\mathbf{1} + \mathbf{h})\mathbf{w}, \mathbf{t}) - R^*(\mathbf{z}, \mathbf{w}, \mathbf{t}))/h \leq 0 \quad (6)$$

La ecuación (6) es la derivada del ingreso respecto de los precios de factores cuando $h \rightarrow 0$. Debido al signo de la derivada, un aumento proporcional en los costos produce una disminución en los ingresos de la firma. Si R es diferenciable, al tomar el límite de (6) cuando $h \rightarrow 0$, se obtiene:

²⁹ Shaffer (1983) muestra que el estadístico H es igual a la unidad para un monopolio natural operando en un Mercado perfectamente contestable.

$$\lim_{h \rightarrow 0} (R^*(\mathbf{z}, (\mathbf{1} + \mathbf{h})\mathbf{w}, \mathbf{t}) - R^*(\mathbf{z}, \mathbf{w}, \mathbf{t})) / h = \frac{\partial R^*}{\partial \mathbf{w}} \leq 0 \quad (7)$$

La ecuación (7) se cumple para cada uno de los m precios de factores. Si se multiplica por w_i/R^* y se suma el precio de factores, se obtiene la definición de H :

$$H^* = \sum w_i \frac{\partial R^*}{\partial w_i} / R^* \leq 0 \quad (8)$$

Es decir, para un monopolista la suma de las elasticidades precio de factores de la forma reducida del ingreso total debe ser no-positiva. El estadístico-H representa el cambio porcentual en los ingresos de equilibrio si todos los precios de factores cambian un uno por ciento. De la dualidad del problema de optimización de las firmas sabemos que un aumento de un uno por ciento en precios de factores lleva a un aumento de un uno por ciento de todas las curvas de costos de las firmas, por lo que podemos replantear H^* como el efecto en los ingresos del monopolista si los costos aumentan en un uno por ciento. De esta forma, la estimación de H permite mover curvas de costos de forma implícita, disponiendo solamente de datos de insumos \mathbf{w} e ingresos R .

Entonces, este estadístico no puede ser positivo en el caso de un monopolista maximizador de beneficios por lo que un análisis empírico que obtenga un H estimado significativamente mayor que cero, permitirá rechazar la hipótesis de que las firmas actúan como monopolistas o firmas que actúan en forma independiente, donde los ingresos de las firmas no dependen de las decisiones de los actuales o potenciales rivales. Es importante notar que en este caso no se ha hecho ningún supuesto respecto del equilibrio de largo plazo, sólo ha bastado la hipótesis de maximización de beneficios.

Los autores muestran que si las firmas enfrentan una demanda con elasticidad precio constante ($\epsilon > 1$) y una tecnología Cobb-Douglas, el estadístico H es igual a $\epsilon - 1$, pudiendo ser interpretado como el inverso del grado de poder monopólico o como una medida del grado de competencia, donde el índice de Lerner se expresa $L = \epsilon - 1/\epsilon = H/H - 1$ [Shaffer, 1983]. Esta especificación no necesita la estimación de la función de costos marginal, sólo requiere cambio en los costos en el agregado. Los datos necesarios para realizar esta prueba son encontrados generalmente en los estados financieros de las firmas.

La Tabla 1 presenta un resumen de la interpretación de los parámetros bajo ambas metodologías BL y PR usadas en este trabajo.

TABLA 1 Resumen de las Metodologías

Panzar-Rosse		Variación Conjetural
Test de Competencia		Test de Competencia
H ≤ 0	Equilibrio Monopólico: cada banco opera en forma independiente como bajo la condición de maximización de beneficios de un monopolista (H es una función decreciente de la elasticidad de la demanda percibida) o cartel perfecto.	$\lambda = 0$ Competencia perfecta, firmas tomadoras de precios ($P=CMg$)
	0 < H < 1 Competencia monopolística: Equilibrio de libre entrada	$0 < \lambda < 1$ Algún grado de oligopolio o Competencia a la Cournot, con $1/\lambda$ de firmas simétricas
	H = 1 Competencia perfecta o monopolio natural en un mercado perfectamente contestable o una firma maximizadora de beneficios sujeta a una restricción competitiva ($P=CMg$)	$\lambda = 1$ Colusión Perfecta
Test de Equilibrio (Variable dependiente es rentabilidad)		
He < 0	Desequilibrio	
He = 0	Equilibrio	

Fuente: Panzar y Rosse (1987), Bresnahan y Lau (1982), Shaffer (1983), Vesala (1995), Nathan y Neave (1989) y Bikker y Haaf (2002)

2.4 Especificación Empírica

En esta sección se presenta la especificación empírica del modelo y se describen los datos. Para el caso de la metodología de BL se comentan los resultados de los test de orden de integración y cointegración.

2.4.1 Método CPM

2.4.1.1 Modelo Estático

La función de demanda es especificada como sigue, la primera ecuación a estimar es:

$$Q = \alpha_0 + \alpha_P P + \alpha_Y Y + \alpha_Z Z + \alpha_{PY} PY + \alpha_{PZ} PZ + \varepsilon \quad (9)$$

Los términos PY y PZ son los términos que permiten la rotación de la curva de demanda.³⁰ Esta especificación de la función de demanda, aparte de los términos de interacción, representa una aproximación de primer orden (linealizada) de la verdadera curva de

³⁰De acuerdo a Lau (1982), una condición necesaria y suficiente para determinar λ es que la ecuación de demanda (o demanda inversa) no sea separable en al menos una variable exógena que esté incluida en la función de demanda, pero excluida de la función de costo marginal. Esta condición es satisfecha en este caso si α_{PZ} y α_{PY} no son ambas iguales a cero.

demandas.³¹ Una inclinación descendente de la curva de demanda de la industria requiere que $\alpha_P + \alpha_{PZ}Z + \alpha_{PY}Y < 0$.

Con respecto a la función de costos, no es posible observar el costo marginal de los bancos directamente desde su balance. Tradicionalmente se usa la especificación translogarítmica para representar la producción conjunta en el proceso productivo de los bancos. Sin embargo, dada la complejidad del modelo de ecuaciones simultáneas que se estimará y las interacciones entre variables endógenas que se generan, tal modelo no se puede identificar con una función de costos translogarítmica si no se cuenta con suficientes instrumentos. Por esa razón se simplifica con una función de costo marginal lineal en el producto e insumos.

$$CM = \beta_0 + \beta_Q Q + \beta_{W1} W_1 + \beta_{W2} W_2 \quad (10)$$

Donde W_1 y W_2 son precios de insumos exógenos, W_1 es el precio de los depósitos y W_2 es el precio unitario del trabajo, medido como el salario por empleado. El capital físico es a menudo visto como un tercer insumo en la función de producción bancaria, pero es omitida en esta especificación por constituir menos de un 5% de los gastos de operación durante el período considerado. Los resultados no cambian si se incorpora este factor.

La segunda ecuación a estimar es la función de costo marginal bajo el supuesto de que los bancos son tomadores de precios de los insumos y maximizan beneficios. De esta forma, la ecuación (1) queda especificada de la siguiente manera al reemplazar el costo marginal,

$$P = -\lambda \frac{Q}{\alpha_P + \alpha_{PZ}Z + \alpha_{PY}Y} + \beta_0 + \beta_Q Q + \beta_{W1} W_1 + \beta_{W2} W_2 + \xi \quad (11)$$

Los parámetros α_P , α_{PZ} y α_{PY} son conocidos, ya que se estimaron primero en la función de demanda, λ no estaría identificado (no podría ser distinguido de β_Q) si no se incorporan las variables exógenas que dan rotación a la curva de demanda. Para ver esto escribamos $Q^* = -(Q/\alpha_P + \alpha_{PZ}Z + \alpha_{PY}Y)$. Así λ está identificado como el coeficiente de Q^* .³²

Alternativamente se analiza el posible efecto en el parámetro de conducta λ de shocks exógenos como el cambio en la legislación y crisis financieras internacionales a lo largo de la muestra. Para el caso de Chile se analiza el efecto del cambio en la legislación de noviembre de 1997 que da mayor flexibilidad a la entrada de nuevos bancos, además se controla por la crisis financiera que afectó a la economía los años 1998 y 1999, para ello se incorporan variables dummy D adicional como:

$$P = -\lambda Q^* + \beta_0 + \beta_Q Q + \beta_{W1} W_1 + \beta_{W2} W_2 - \beta_D D Q^* + \xi \quad (11')$$

En este caso se estiman simultáneamente las ecuaciones (9) y (11'), donde ξ es un término aleatorio. El parámetro de conducta que nos interesa ahora es $\lambda + \beta_D D$.

³¹La forma de la ecuación (9) es una ligera generalización de lo propuesto por Bresnahan (1982) y estimado por Shaffer (1989), Steen y Salvanes (1999), entre otros.

³²La inclusión de PZ y PY es crucial para este resultado. Si se excluyeran estas variables, entonces $Q^* = -(Q/\alpha_P)$, haciéndose indistinguible desde Q en la relación de oferta.

2.4.1.2 Modelo Dinámico

La reformulación dinámica que se propone en este trabajo es a través de un Modelo de Corrección de Errores (ECM) primero propuesta por Steen y Salvanes (1999), donde no se modelan explícitamente los mecanismos de feedback entre las decisiones de múltiples periodos y se supone que las firmas maximizan sus beneficios de cada período como una sucesión de problemas estáticos; es decir no se modela la naturaleza dinámica de la decisión estratégica.

Esta metodología sí considera la naturaleza dinámica de la industria, permitiendo acomodar relaciones intertemporales tanto en la oferta como en la demanda (dinámica fundamental). El ECM propuesto para la metodología Bresnahan-Lau es apropiada para el uso de observaciones en series de tiempo y permite resolver los problemas de inferencia al usar datos no estacionarios. Con esto, además, se permite estudiar desviaciones de corto plazo del equilibrio de largo plazo, situaciones muy comunes en este y otros mercados, pero que otras metodologías de medición de la competencia no controlan satisfactoriamente.

EL ECM relaja la restrictiva condición de optimización asociada a los modelos estáticos, que en la práctica significan suponer que el mercado, a pesar de sus cambiantes condiciones, siempre está en su óptimo, sin diferenciar entre el equilibrio de corto y largo plazo. El ECM supera esta limitación, estableciendo la existencia de una relación de equilibrio estable de largo plazo entre un conjunto de variables y donde los desajustes de corto plazo son transitorios, permitiendo así diferenciar entre el comportamiento de la industria de corto y largo plazo. Estos modelos tienen la ventaja de considerar, además de las series rezagadas, la información de largo plazo contenida en las variables en niveles.

El ECM captura ajustes en la variable dependiente de desviaciones de variables explicativas de la relación de equilibrio. Las desviaciones en el corto plazo pueden producirse por rigideces de precios, shocks aleatorios, existencia de contratos, cambios estacionales, entre otros. Los ECM introducen rezagos de las variables endógenas como una forma de detectar dinámica en el modelo, como la que proviene de la persistencia de hábitos o lealtad de marca.

La forma general del ECM para la ecuación de demanda del mercado bancario (ecuación 9) es la siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta Q_t = & \\ & \alpha_0 + \sum_{i=2}^{12} D_i + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_{Q,i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{P,i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{Y,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{Z,i} \Delta Z_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{PZ,i} \Delta PZ_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{PY,i} \Delta PY_{t-i} + \gamma^* [Q_{t-k} - \theta_P P_{t-k} - \theta_Y Y_{t-k} - \theta_Z Z_{t-k} - \\ & \theta_{PZ} PZ_{t-k} - \theta_{PY} PY_{t-k}] + \varepsilon_t \quad (12) \end{aligned}$$

$$\theta_j = \frac{\alpha_j^*}{\gamma^*}, \text{ donde } j = P, Y, Z, PZ, PY \quad (13)$$

La forma general del ECM para la ecuación de oferta del mercado bancario (ecuación 11') es la siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta P_t = & \beta_0 + \sum_{i=2}^{12} D_i + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_{P,i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{Q,i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{W1,i} \Delta W1_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{W2,i} \Delta W2_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \lambda_i \Delta Q_{t-i}^* + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{D,i} \Delta (DQ^*)_{t-i} + \psi^* \left[P_{t-k} - \xi_Q Q_{t-k} - \right. \\ & \left. \xi_{W1} W1_{t-k} - \xi_{W2} W2_{t-k} - \Lambda Q_{t-k}^* - \xi_D DQ_{t-k}^* \right] + \xi_t \quad (14) \end{aligned}$$

$$\text{Donde: } Q_t^* = \frac{Q_t}{\theta_P + \theta_{PZ} Z_t + \theta_{PY} Y_t} \quad (15) \quad \text{y}$$

$$\Lambda = \frac{\lambda^*}{\psi^*}, \quad \xi_Q = \frac{\beta_Q^*}{\psi^*}, \quad \xi_{W1} = \frac{\beta_{W1}^*}{\psi^*}, \quad \xi_{W2} = \frac{\beta_{W2}^*}{\psi^*}, \quad \xi_D = \frac{\beta_D^*}{\psi^*} \quad (16)$$

Las sumatorias en las ecuaciones (12) y (14) capturan la dinámica de corto plazo, los términos que están entre corchetes cuadrados son los términos ECM y entregan la solución de largo plazo. Por ejemplo, el parámetro θ_Y mide el impacto en el largo plazo de Y_t en Q_t . En tanto, γ^* es el parámetro de ajuste y mide el impacto sobre ΔQ_t de estar fuera del equilibrio de largo plazo, o cómo la firma tiende a corregir los errores de decisiones pasadas. [Para detalles de la derivación de este modelo ver Steen et al., 1999]

Este marco sirve para corregir por autocorrelación y no estacionariedad de las variables. Si suponemos que las variables son estacionarias en primeras diferencias, todas las sumatorias incorporadas en ambas ecuaciones son estacionarias. Además, si las variables en niveles cointegran la combinación lineal del paréntesis cuadrado, también es estacionaria para ambas ecuaciones.

Como se mencionó anteriormente, para identificar el parámetro de conducta λ se requieren variables de interacción, en este caso se requiere θ_P, θ_{PZ} y θ_{PY} . El ECM proporciona una medida del parámetro de conducta de las firmas de corto plazo λ_0 y de largo plazo Λ . La relación de oferta en (14) incorpora costos de ajuste y permite desviaciones en el corto plazo en la condición de optimalidad.

2.4.1.3 Datos

Para estimar el modelo propuesto se consideran datos mensuales agregados para el sistema bancario chileno en el período enero 1990 a diciembre 2007, que corresponden a 216 observaciones. No se considera información a partir de 2008 debido a que se adoptan las normas internacionales de contabilización, por lo que no son comparables las partidas del balance a partir de esta fecha. Se usa la información publicada por la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF). Otras variables económicas se obtuvieron de publicaciones del Banco Central de Chile y del Instituto Nacional de Estadística (INE).

Como producto Q se usa el stock de colocaciones de menos y más de un año en millones de pesos de cada mes, restándole colocaciones contingentes.³³ Como precio P se usa el ingreso total por intereses percibidos y devengados mensuales dividido por colocaciones efectivas. Para precios del bien sustituto Z se considera la tasa LIBOR base anual 90 días en dólares. Como medida del ingreso agregado Y se usa el IMACEC con año base promedio 2003.

³³Corresponden a créditos que pueden hacerse efectivos en la eventualidad de que concurran determinadas condiciones previamente establecidas por ejemplo, boletas de garantía, obligaciones por avales y fianzas o cartas de crédito.

Como precio de los insumos W_1 se utiliza el interés pagado y devengado dividido por pasivo circulante y como precio del trabajo W_2 se usa el gasto del personal y directorio mensual dividido por el número de trabajadores.

Antes de especificar el modelo empírico se testearon el orden de integración de las variables usando los test de raíz unitaria tradicionales que resultaron favorables [Dickey-Fuller Aumentado de las series se presenta en el Anexo 4].

Es importante notar que cuando una variable es integrada, los shocks que influyen en su evolución tienen un carácter permanente. Por el contrario, si la variable es estacionaria la influencia de las perturbaciones se desvanece en el tiempo. Si las variables son encontradas no estacionarias en niveles, pero estacionarias en primeras diferencias, entonces la sumatoria de las primeras diferencias que captura la dinámica de corto plazo sería estacionaria. Este es el caso de las ecuaciones ECM de demanda y oferta (12) y (14).

Para asegurar la existencia de una solución de largo plazo en la demanda y oferta se probó la existencia de cointegración usando el test de cointegración multivariada de Johansen y Johansen-Juselius [ver Anexo 5]. Para encontrar vectores de cointegración se usó la técnica de correlación canónica y de traza. Un vector autorregresivo (VAR) en términos de corrección de error, puede ser escrito como: $\Delta x_t = \zeta_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \zeta_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \alpha - B z_{t-1} + \varepsilon_t$ donde la matriz de variables x_t contiene las variables Q, P, Z, Y, PZ, PY para la función de demanda, y las variables P, Q, W_1, W_2 , y Q^* para la relación de oferta.

Una vez verificada la existencia de vectores de cointegración, se estimaron las ecuaciones (12) y (14), dentro de las cuales (entre paréntesis cuadrados) se presentan los términos de corrección de error, ya que la desviación desde el equilibrio de largo plazo es corregida gradualmente a través de una serie de ajustes parciales de corto plazo.

2.4.1.4 El Modelo Empírico

Basándose en los resultados de los test de orden de integración y cointegración se tiene asegurada la inferencia, la existencia de una relación de largo plazo y se pueden estimar satisfactoriamente los parámetros de conducta de las firmas de corto y largo plazo. Son estos los que entregaría información respecto del ejercicio de poder de mercado por parte de los bancos.

Estimamos el sistema de ecuaciones ECM de Oferta y Demanda, (12) y (14), con todos los datos expresados en términos reales (se deflactaron por IPC de diciembre de 1998). Se incorporarán variables dummy estacionales mensuales en la función de demanda y oferta. El sistema de ecuaciones a estimar es no-lineal en sus parámetros y, por lo tanto, requeriría un procedimiento de estimación no lineal. Sin embargo, en este trabajo se aplica un procedimiento llamado “transformación de Bardsen (1989)” donde la estimación se realiza en dos etapas. Al factorizar el paréntesis de ECM se obtiene linealidad, siendo posible de estimar por mínimos cuadrados, solo que en vez de obtener los parámetros de largo plazo directamente desde la estimación, se encuentran dividiendo todos los niveles de parámetros estimados por γ^* en (12) y por ψ^* en (14). Por otra parte, la variable Q^* (ecuación 15) se construye de una transformación no lineal de variables provenientes de la estimación de la

demandas, por lo tanto, el modelo se estima con el método generalizado de momentos (GMM) que genera estimadores eficientes de los coeficientes y estimadores consistentes de los errores estándar.

En este sistema de ecuaciones es clara la existencia de endogeneidad, puesto que la oferta de crédito es sensible a los precios. De esta forma, hay shocks que afectan a los precios y que no provienen de la demanda. Es necesario controlar los movimientos de la oferta cuando estimamos la curva de demanda y de la misma manera, controlar los movimientos de la demanda cuando estimamos la relación de oferta.

Para solucionar los problemas de simultaneidad en el sistema, en la función de demanda se instrumenta los precios usando los costos W_1 y W_2 y en la oferta, las variables Z e Y son incluidas como instrumentos de la cantidad. Se utiliza el método de variables instrumentales estimado con GMM (Hayashi, 2000, pp. 206-213 y pp. 226-227) robusto a heterocedasticidad y autocorrelación. Para introducir los instrumentos de las variables cruzadas PZ y PY se usa la metodología propuesta por Wooldridge (2000)³⁴ para evitar el problema de *forbidden regression* en la forma de incorporar los instrumentos de las variables endógenas. Los instrumentos fueron validados satisfactoriamente mediante los test de subidentificación de Kleibergen-Paap (rk LM), de debilidad de los instrumentos de Kleibergen-Paap (rkWald) y el test J-Hansen de validez de los instrumentos.

2.4.2 Modelo Panzar-Rosse (1987)

2.4.2.1 H P-R Estático

Derivamos el estadístico H usando la siguiente especificación de la forma reducida de los ingresos para el panel de bancos de la industria chilena.

$$\begin{aligned} \ln TI_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln W1_{it} + \alpha_2 \ln W2_{it} + \alpha_3 \ln W3_{it} \\ & + \alpha_4 \ln Cap_{it} + \alpha_5 \ln PRES_{it} + \sum_j \delta_j M_{jt} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (17) \end{aligned}$$

Donde el subíndice i representa el banco y t el tiempo con una frecuencia semestral. La variable TI corresponde al total de ingresos por concepto de intereses más comisiones dividido por activos totales. La forma de tratar la variable dependiente es similar a Molyneaux et al. (1994), Bikker y Haaf (2002, p. 9196) y Delis et al. (2008). La variable W_1 es el costo de fondo, calculado como el gasto por intereses dividido por el total de fondos, W_2 corresponde al precio del trabajo, se calcula como el gasto del personal sobre el total de activos puesto que no se cuenta con el número de trabajadores a nivel de firmas, W_3 es el precio (aproximado) por unidad del capital físico, calculado como el gasto en activos fijos dividido en el total de activos fijos (los gastos de activos fijos son gastos de administración, depreciaciones, amortizaciones y castigos). Cap y $Pres$ son factores exógenos específicos a cada banco, corresponden a la tasa de capital y reservas sobre los activos y la tasa de préstamos sobre activos, respectivamente. Se hicieron pruebas con la incorporación de otros controles específicos a cada institución financiera como caja sobre activos, provisiones sobre activos y logaritmo de los activos para reflejar la liquidez, riesgo y tamaño de cada banco,

³⁴Página 236 capítulo 9.

respectivamente.³⁵ No se observan diferencias importantes en los resultados por lo que se decidió limitar la cantidad de variables explicativas de tal forma de tener un modelo parsimonioso y evitar la presencia de multicolinealidad. M_{jt} , es un conjunto de factores comunes a todos los bancos que varían en el tiempo, básicamente son variables macroeconómicas como la tasa de inflación y la tasa de referencia de Estados Unidos [ver Levy Yeyati y Micco, 2007]. El uso de logaritmos es la forma habitual de tratar esta ecuación en la literatura debido a que mejora la bondad de ajuste y se reduce el riesgo de sesgo de simultaneidad. Definimos el H estadístico como: $H = \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3$

Para el panel de bancos se estima la ecuación anterior con efectos fijos, usando como criterio de elección el test de Hausman, que en nuestro caso siempre privilegia un modelo con efectos fijos por sobre un modelo con efectos aleatorios. Por otra parte, al aplicar el test de Wooldridge de correlación serial de los errores en datos de panel lineal, se observa que los errores deben ser tratados como autorregresivos de primer orden. Por tanto, la ecuación estática (17) se estima por efecto fijo con error autorregresivo implementado en dos etapas.

2.4.2.2 H P-R Dinámico

La extensión dinámica de la ecuación reducida del ingreso se obtiene como en Delis et al. (2008) y Goddard y Wilson (2009); especificamos un modelo de rezagos autorregresivos como muestra la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned} \ln TI_{it} = & \beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} \ln TI_{it-j} + \sum_{j=0}^{m1} \alpha_{1j} \ln W1_{it-j} + \sum_{j=0}^{m2} \alpha_{2j} \ln W2_{it-j} \\ & + \sum_{j=0}^{m3} \alpha_{3j} \ln W3_{it-j} \sum_{j=0}^{m4} \alpha_{4j} \ln CAP_{it-j} + \sum_{j=0}^{m5} \alpha_{5j} \ln PRES_{it-j} + \sum_j \delta_j M_{jt} \\ & + \mu_i + \eta_{it} \quad (18) \end{aligned}$$

En este caso el subíndice j indica el número de períodos rezagados. Las variables μ_i y η_{it} son el efecto individual y el error idiosincrático, respectivamente. En nuestro caso estimamos el modelo con $j = 2$ semestres de rezagos.³⁶ Este modelo captura el efecto dinámico de las variables explicativas sobre el ingreso, donde el coeficiente β_1 es la velocidad de ajuste. Un alto parámetro β_1 o alta persistencia de los ingresos podría indicar falta de competencia en este sector o fuertes costos de ajuste.

Este modelo es un panel dinámico con efectos individuales que presenta endogeneidad proveniente de la correlación del efecto fijo con la variable explicativa rezagada. Se descarta la existencia de correlación entre el rezago de la variable dependiente TI con los instrumentos que corresponden a rezagos de las variables explicativas.³⁷ De esta forma el H estadístico de corto plazo se calcula, al igual que en el caso estático, como:

³⁵Esto último porque los propios bancos compensan este riesgo por medio de un sobrecargo a la tasa de interés.

³⁶Usar un modelo autorregresivo con dos rezagos en todas las variables y datos semestrales es consistente con el modelo usado por Delis et al. (2008) quienes estiman el modelo con datos anuales y un rezago.

³⁷Se asume $E(\eta_{it} | x_{it}, \mu_i) = 0$ donde x_{it} son las variables explicativas.

$$H_{CP} = \alpha_{10} + \alpha_{20} + \alpha_{30} \quad (19)$$

En tanto el H estadístico de largo plazo se calcula de la siguiente manera:

$$H_{LP} = [\alpha_{10} + \alpha_{11} + \alpha_{12} + \alpha_{20} + \alpha_{21} + \alpha_{22} + \alpha_{30} + \alpha_{31} + \alpha_{32}] / [1 - \beta_{11} - \beta_{12}] \quad (20)$$

La ecuación dinámica del ingreso es estimada mediante un método de paneles dinámicos propuesto por Blundell y Bond (1998) que entrega estimadores consistentes³⁸. Los instrumentos usados son $\ln IT_{i,t-3}$, $\ln IT_{i,t-4}, \dots, \ln IT_{i,1}$; $\ln W1_{i,t-3}$, $\ln W1_{i,t-4}, \dots, \ln W1_{i,1}$, $\ln W3_{i,t-3}, \dots, \ln W3_{i,t-4}, \dots, \ln W3_{i,1}$ y $\Delta \ln W3_{i,t-3}$. Con el test de sobreidentificación de Sargan, se encuentra que los instrumentos son válidos a niveles de significancia convencionales. De esta forma, se considera que el término de error sólo es autorregresivo en el caso estático.

Este modelo captura el efecto dinámico de las variables explicativas sobre el ingreso, y la velocidad de ajuste es captada por la variable endógena rezagada $\ln TI_{i,t-1}$. Un parámetro β_{11} y β_{12} alto indica alta persistencia de los ingresos de los bancos, lo que puede ser una señal de alto poder de mercado, además puede indicar un buen pronóstico de la estabilidad de la industria, pero también altos costos de ajuste.

Un aspecto clave para la correcta estimación del estadístico H es la existencia de equilibrio de largo plazo en el período considerado. En equilibrio de largo plazo la tasa de retorno no debiera estar correlacionada con el precio de los insumos, puesto que bajo un mercado de capitales competitivo, la tasa de retorno de los bancos ajustada por riesgo debe igualarse entre las firmas. De esta forma, se corrobora la existencia de equilibrio de largo plazo estimando el H estadístico, pero usando como variable explicativa la tasa de retorno del capital de los bancos. Para esta prueba usamos retorno sobre el patrimonio siguiendo Bikker y Haaf (2002), Delis et al. (2008), entre otros.

2.4.2.3 Datos

Se usan datos a nivel de firma semestral de todas las instituciones financieras en el período 1990-2007. Los datos son publicados por la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras de Chile. La tasa de inflación y tasa de bonos del tesoro de Estados Unidos son publicados por el Banco Central de Chile y por el Board of Governors of the Federal Reserve System. Todos los bancos de la muestra son privados a excepción del Banco Estado. Se cuenta con 1.048 observaciones semestrales. En el Anexo 10 se presenta un resumen anual de los datos usados en la estimación. [Se hicieron pruebas de robustez con datos mensuales para el mismo panel de bancos con un total de 6.744 datos, las que entregan resultados similares]

³⁸Un método de estimación alternativo es el de Arellano y Bond (1991), el de variables instrumentales de Anderson y Hsiao (AH). Para mayores detalles ver Judson y Owen (1999).

2.5 Estimaciones

A continuación se presentan los resultados de las estimaciones de los modelos de CPM y PR, tanto en sus versiones tradicionales estáticas, como en sus reformulaciones propuestas para acomodar relaciones dinámicas:

2.5.1 Modelo de Bresnahan-Lau (CPM)

2.5.1.1 Estimaciones Estáticas

Con el fin de analizar la importancia de la especificación dinámica, se estimó el modelo estático de CPM usando las mismas variables instrumentales del modelo dinámico. Los resultados de las estimaciones son presentados en la tabla 2. Se utilizan dos métodos de estimación: dos etapas (2SLS) y método generalizado de momentos (GMM). En este último, los estimadores de los coeficientes son eficientes y los errores estándar son consistentes, ambos métodos entregan resultados similares.

2.5.1.1.1 Estimación de la Demanda Estática

La demanda estática utiliza la misma especificación que (12)-(14), pero se descartan las variables rezagadas; es decir se estima el sistema (9)-(11') incorporando, además, las variables dummies estacionales de apertura. El modelo estático pareciera ajustar bien a los datos (con R^2 de 97%, mucho mayor al 69% obtenido en el caso dinámico). Sin embargo, en este caso la autocorrelación es un grave problema, según indica el estadístico Q y el estadístico Durbin-Watson.³⁹ La elasticidad precio propio alcanza un valor de -0.042 (2SLS) y -0.036 (GMM), siendo (correctamente) negativa, pero inferior a la de largo plazo que tiene un valor de -0.073. Las elasticidades respecto al ingreso (1.66) y cruzada (0.086) presentan el signo correcto (positivo) y tienen magnitudes similares a las elasticidades de largo plazo.⁴⁰

2.5.1.1.2 Estimación de la Oferta Estática

La oferta estática se estima mediante el modelo (11') y pareciera presentar un buen ajuste de los datos (con R^2 de 97% y muy superior al caso dinámico). Sin embargo, presenta cierto nivel de autocorrelación, lo que se puede constatar con los estadísticos Q y Durbin-Watson. El parámetro de poder de mercado estático de valor -0.0017 y -0.00004 (con 2SLS y GMM respectivamente) presenta problemas de signo y significancia. Su signo es incorrecto, pues no está en el intervalo (0, 1)⁴¹ y a diferencia del caso dinámico, el estadístico no es significativo al 10%, lo que no permite rechazar la hipótesis de que el parámetro sea cero y se trate de competencia perfecta. El test de Wald también confirma que no se puede rechazar la hipótesis nula de competencia perfecta ($\lambda = 0$), pero sí se rechaza que se trate de colusión perfecta ($\lambda = 1$). Los resultados anteriores muestran lo inadecuado de una especificación estática para estimar el nivel de competencia en esta industria con datos agregados de series de tiempo. En

³⁹El Ljung-Box Q-statistics en el modelo sin rezago no rechaza la autocorrelación a los niveles de significancia convencionales, pues $Q(1)=96.67$ con p-value = 0.

⁴⁰El test J-Hansen presenta un valor de 4.46 y un P-value de 0.22, lo que muestra la validez de los instrumentos usados.

⁴¹ El signo de λ está intencionalmente invertido pues se estimó la suma en la relación de oferta en vez de la sustracción del término λQ^* . Por este motivo en las Tablas de estimaciones se espera obtener λ negativos.

efecto, la especificación estática subestima el grado de poder de mercado de la industria, haciéndolo incluso indistinguible de la competencia perfecta. Esto podría llevar a un diagnóstico errado de competencia perfecta. La variable dummy para verificar la importancia de la “apertura” en la competencia se observa no significativa, mientras que la dummy que controla por el efecto de la crisis asiática en 1997-1998 resulta significativa, sugiriendo una reducción en las colocaciones producto de la crisis. Estimaciones con otras formas funcionales (translogarítmica y minflex) y otros métodos de estimación (tres etapas) no afectan estas conclusiones.

TABLA 2: Estimación de Oferta y Demanda Estática

VARIABLES	2SLS		GMM		VARIABLES	2SLS		GMM	
	(1) Demanda	(2) Oferta	(3) Demanda	(4) Oferta		(1) Demanda	(2) Oferta	(3) Demanda	(4) Oferta
P	2.65033*** (0.459)		2.28989*** (0.404)		Constant	-47.71627*** (7.224)	7.65036*** (2.716)	-41.73684*** (5.956)	8.57279*** (0.838)
PZ	-0.14691*** (0.028)		-0.12333*** (0.022)		Obs	215	215	215	215
PY	-0.02359*** (0.004)		-0.02058*** (0.004)		R-squared	0.971	0.256	0.967	0.977
Y	0.63710*** (0.061)		0.58625*** (0.053)		ε_{PP}^{Est}	-0,042		-0,036	
Z	2.20172*** (0.385)		1.84627*** (0.272)		ε_{PY}^{Est}	1,655		1,594	
D crisis	0.39806 (0.368)	-0.49119*** (0.166)	0.46965 (0.298)	-0.48820*** (0.143)	ε_{YZ}^{Est}	0,086		0,071	
Q		-0.04131 (0.061)		-0.10580*** (0.012)	ε_{PZ}^{Est}				
λ est	0.00165 (0.002)		0.00004 (0.001)		dw (estad)	0,616	1,720	0,400	1,614
D λ est	0.00963 (0.013)		0.00055 (0.001)		Hansen (coef)	4,460	1,846	4,460	3,628
W1	1.55366*** (0.270)		1.51777*** (0.069)		Chi-sq(3) P-val	0,216	0,397	0,220	0,163
W2	-2.75653 (2.235)		-1.14496* (0.618)		λ est=0	0,53		0,00	
					Prob > chi2	0,47		0,96	
					λ est=1	5,66E+03		2.2e+06	
					Prob > chi2	0,00		0,00	
					($\lambda + D$) est = 0	0,66		0,84	
					Prob > chi2	0,4173		0,359	
					($\lambda + D$) est = 1	5,05E+03		2.4e+06	
					Prob > chi2	0,00		0,00	

Nota: Desviación estándar corregida por Autocorrelación y Heterocedasticidad

En las estimaciones no se presentan las variables dummy estacionales

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2.5.1.2 Estimaciones dinámicas

2.5.1.2.1 Estimación de la Demanda Dinámica

La estimación de la demanda dinámica considera una formulación de 3 rezagos y se presenta en la tabla 3. Con esta estructura de rezagos no se observa la presencia de autocorrelación en los errores, para lo cual se aplicó el estadístico Q y el test Breusch-Godfrey de correlación serial de los errores.⁴² El R^2 alcanza un valor de 0.69 y la mayoría de los parámetros son significativos al 10%, salvo los relacionados a algunas dummies estacionales y a la variable Z de precios de los sustitutos.⁴³ Los parámetros de largo plazo de la demanda θ_j se calculan usando la expresión (13) y dada su no linealidad, su desviación estándar se calcula mediante

⁴²Al estimar el modelo sin rezagos para encontrar el número de rezagos óptimos, se observa que a partir del tercer rezago la correlación parcial cae súbitamente.

⁴³ Al analizar la matriz de correlaciones entre las variables Q, P, Z, Y, PZ PY, el 60% son mayores a 0.5 en valor absoluto lo que podría indicar la existencia de multicolinealidad.

el método delta, siendo todos significativos al 1%. El parámetro de ajuste de largo plazo de la demanda γ^* toma un valor de -0.029 mensual (significativo al 5%), sugiriendo que la demanda por crédito es muy persistente, ajustándose muy lentamente a los cambios en las condiciones del mercado.⁴⁴

Para validar el modelo de demanda es de interés conocer el efecto de los precios, el ingreso y el precio del bien sustituto sobre la cantidad demandada, estimándose las respectivas elasticidades de largo plazo, todas las cuales tienen signos y magnitudes razonables y alineadas con la literatura bancaria. La elasticidad de largo plazo de la demanda de préstamos respecto a sus precios (tasas de interés) está dada por $\epsilon_{PP} = \frac{\partial Q}{\partial P} \frac{\bar{P}}{\bar{Q}} = (\alpha_P + \alpha_{PZ}\bar{Z} + \alpha_{PY}\bar{Y}) \frac{\bar{P}}{\bar{Q}}$ y alcanza un valor de -0.073 para una demanda con 3 rezagos en todas las variables.⁴⁵ Este valor está levemente por debajo de la literatura. Por ejemplo, Spiller et al. (1984) entrega elasticidades de préstamos que van entre -0.12 a -0.9, Dick (2008) reporta una elasticidad precio propio de -0.15 para cargos por servicios y Coccorese (2009) reporta una elasticidad de -0.82 para el mercado de créditos de pequeñas localidades en Italia. La elasticidad ingreso de largo plazo está dada por $\epsilon_{YY} = \frac{\partial Q}{\partial Y} \frac{\bar{Y}}{\bar{Q}} = (\alpha_Y + \alpha_{PY}\bar{P}) \frac{\bar{Y}}{\bar{Q}}$ y alcanza un valor de 2.21, lo que sugiere que el producto bancario es un bien superior y pro-cíclico. Por último, la elasticidad precio cruzada de largo plazo está dada por $\epsilon_{PZ} = \frac{\partial Q}{\partial Z} \frac{\bar{Z}}{\bar{Q}} = (\alpha_Z + \alpha_{PZ}\bar{P}) \frac{\bar{Z}}{\bar{Q}}$ y alcanza un valor de 0.044, lo que indica que créditos obtenidos a tasas referidas a la tasa LIBOR son un buen sustituto a los préstamos ofrecidos por la banca chilena, situación que aplicaría sólo a las grandes empresas, que dominan el mercado del crédito en términos agregados y tienen acceso al mercado internacional. Respecto a los instrumentos, se rechaza la hipótesis nula de sub-identificación a una significancia del 5%. De igual manera se rechaza que los instrumentos sean débiles (F-estadístico es mayor a 12) y el test J-Hansen indica que los instrumentos son válidos al rechazarse la hipótesis nula.

2.5.1.2.2 Estimación de La Oferta Dinámica

La estimación de la oferta dinámica considera una formulación de 4 rezagos y se presenta en la Tabla 4. Este modelo se ajusta mejor que el de demanda y la mayoría de sus parámetros son significativos al 10%, 5% o 1% (con R^2 de 0.83). Sin embargo, el coeficiente del precio del trabajo [ξ_{W2}] y de la dummy que mide el efecto de la apertura económica de fines de los noventa resultan no significativos.

El parámetro de ajuste o de corrección de errores ψ^* es -0.36, lo que sugeriría que la oferta se ajusta mucho más rápido que la demanda ante cambios de las condiciones del mercado. El parámetro de conducta de las firmas λ , que estima el poder de mercado de corto plazo, es positivo y está en el intervalo esperado (0,1), donde si $\lambda = 0$ el mercado bancario se comportaría competitivamente, y si es igual a 1 lo haría como una colusión perfecta.

⁴⁴ El factor que acompaña a los términos ECM (de ajuste o corrección de error) tiene un valor de $\gamma^*=-0.029$. y está dentro del rango (-1, 0), si $\gamma^*=0$ implicaría que no hay corrección del error en el largo plazo, mientras que si $\gamma^*=-1$ una desviación desde el equilibrio de largo plazo se ajusta en un solo período (un mes).

⁴⁵ Para una demanda con 7 rezagos la elasticidad precio propio alcanza un valor similar (-0.23). En la expresión de la elasticidad $\bar{Q}, \bar{P}, \bar{Z}$ e \bar{Y} son las medias de las variables de cantidad, precios y las variables exógenas respectivamente.

TABLA 3: Resultados Estimación de Demanda Dinámica

3 rezagos			3 rezagos		
Parámetros	Desv. Est.	Parámetros	Desv. Est.		
α_0	-2,89667 *** (0,710)	$\alpha_{PY,1}$	-0,00113 ** (0,001)		
$D_{t,2}$	0,06306 (0,061)	$\alpha_{PY,2}$	-0,00065 (0,001)		
$D_{t,3}$	-0,13361 (0,089)	$\alpha_{PZ,0}$	-0,01307 *** (0,005)		
$D_{t,4}$	-0,14363 ** (0,069)	$\alpha_{PZ,1}$	-0,00977 ** (0,005)		
$D_{t,5}$	0,01203 (0,079)	$\alpha_{PZ,2}$	-0,00361 (0,004)		
$D_{t,6}$	-0,18394 *** (0,054)	γ^*	-0,02863 ** (0,011)		
$D_{t,7}$	-0,00844 (0,071)	$\alpha_{P,3}^*$	0,18322 *** (0,041)		
$D_{t,8}$	0,01835 (0,048)	$\alpha_{Y,3}^*$	0,03228 *** (0,008)		
$D_{t,9}$	0,0395 (0,052)	$\alpha_{Z,3}^*$	0,15772 *** (0,036)		
$D_{t,10}$	-0,01075 (0,073)	$\alpha_{PY,3}^*$	-0,00152 *** (0,000)		
$D_{t,11}$	0,05965 (0,069)	$\alpha_{PZ,3}^*$	-0,01196 *** -0,002		
$D_{t,12}$	-0,03346 (0,085)	Dcrisis	-0,04385 (0,034)		
Parámetros de Largo Plazo					
$\alpha_{Q,1}$	0,12561 ** (0,063)	Parámetros			Desv. Est.
$\alpha_{Q,2}$	0,07156 (0,068)	$\theta_p = \alpha_p^* / \gamma^*$	-6,400 ***	(1,574)	
$\alpha_{Y,0}$	0,02121 ** (0,008)	$\theta_Y = \alpha_Y^* / \gamma^*$	-1,127 ***	(0,193)	
$\alpha_{Y,1}$	0,0349 *** (0,009)	$\theta_Z = \alpha_Z^* / \gamma^*$	-5,510 ***	(1,486)	
$\alpha_{Y,2}$	0,0163 * (0,009)	$\theta_{PY} = \alpha_{PY}^* / \gamma^*$	0,531 ***	(0,125)	
$\alpha_{Z,0}$	0,18159 (0,128)	$\theta_{PZ} = \alpha_{PZ}^* / \gamma^*$	0,418 ***	(0,119)	
Elasticidades de Largo Plazo					
$\alpha_{P,0}$	0,12530 ** (0,057)	ϵ_{PP}^*	-0,073		
$\alpha_{P,1}$	0,16310 *** (0,055)	ϵ_{YY}^*	2,210		
$\alpha_{P,2}$	0,06205 (0,052)	ϵ_{PZ}^*	0,044		
$\alpha_{PY,0}$	-0,00057 (0,001)	Obs	216		
R cuadrado	0,69				
Hansen J	2,56				
Chi-sq(3) P-val	0,465				
Cragg-Donald Wald F st	137,9				
Kleibergen-Paap rk Wald F st	34,174				
Stock-Yogo	12,2				
Kleibergen-Paap rk LM st	11,12				

Errores estándar robustos *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Estimación por Gmm en dos etapas.

Desviación estándar de parámetros de largo plazo se calcula mediante método delta

Las estimaciones de los parámetros de conducta de corto plazo son $\lambda_0=0,00331$, $\lambda_1=0,00335$, $\lambda_2=0,00358$ y $\lambda_3=0,00398$,⁴⁶ siendo todas bajas pero significativas al 1% y 5% y con el signo correcto, sugiriendo que existe un bajo poder de mercado (pero significativamente superior a cero) en el corto plazo, para todos los rezagos considerados. Estos parámetros de corto plazo recogen sólo parcialmente el ejercicio de poder de mercado (el asociado a un solo periodo), por lo que es importante observar el parámetro de largo plazo

⁴⁶Los signos de los λ 's y Λ mostrados en la Tabla 4 están intencionalmente invertidos pues como es tradicional, se estimó la suma en la relación de oferta en vez de la sustracción del término λQ^* .

que incorpora la información de todos los períodos. El grado de competencia de largo plazo se estima a través del parámetro “ Λ ” correspondiendo al coeficiente de Q_{t-k}^* en (14). Se estima $\Lambda = 0.013$ lo que indica que en el largo plazo se ejerce un poder de mercado significativamente mayor al que es posible detectar mediante relaciones parciales de corto plazo. Este parámetro de largo plazo es significativo al 1%. Para validar este resultado se realizó el test de Wald de significancia individual con distribución chi-cuadrado. En todos los casos se rechaza la hipótesis nula de competencia perfecta ($\Lambda = 0$) y colusión perfecta ($\Lambda = 1$) a los niveles de confianza convencionales.

El modelo estima robustamente la existencia de un grado importante de poder de mercado en el largo plazo, cuando ha terminado el proceso de ajuste de las variables relevantes del mercado. Por otra parte en el corto plazo, cuando las variables todavía están en su proceso de ajuste en torno a este equilibrio, también se observa poder de mercado pero sólo parcialmente, siendo más difícil de distinguir y estimar significativamente. Este es un resultado sorprendente y muy importante para la autoridad económica, pues implica que con un modelo estático no se logra captar a cabalidad el ejercicio de poder de mercado, pues sólo se recogen aquellos componentes asociados a un periodo (o un par de ellos), pero no los asociados a toda la cadena de períodos donde se suceden los ajustes de oferta y demanda. Este resultado es coherente con la idea imperante de que los bancos ejercen un proceso de extracción de renta más permanente y dinámico, y que al tardar múltiples períodos no se puede detectar con los métodos estáticos tradicionales que se utilizan exitosamente en otras industrias.

Respecto al efecto de la apertura de la banca chilena de fines de los noventa, sobre los niveles de competencia, el modelo sugiere que sólo en el largo plazo se alcanza un mayor nivel de competencia. El parámetro de corto plazo pasa de $\lambda_0 = -0,00331$ a $\lambda_0 + \beta_{D,0} = 0,0032$ quedando prácticamente inalterado; en cambio el parámetro de largo plazo se reduce de $\Lambda = 0,013$ a $\Lambda + \xi_D = 0,008$, lo que implica un mayor nivel de competencia. Si bien las dummies de corto y largo plazo no son significativas, al considerar la suma, sí son estadísticamente significativas al 10% para los modelos con 3 y 4 rezagos.

En los Anexos 8 y 9 se presentan los resultados de estimaciones con otra estructura de rezagos, pero sin considerar la dummy apertura. En estas estimaciones se observa que el parámetro de conducta de largo plazo es mayor e igual a 0,025 y mayor al de corto plazo (ambos significativos) equivalente a un comportamiento de un oligopolio con 40 firmas idénticas, número similar al que existía en el mercado la primera mitad de la muestra.

TABLA 4 (Parte 1): Resultados Estimación de Oferta Dinámica

	3 rezagos		4 rezagos	
	Parámetros	Desv. Est.	Parámetros	Desv. Est.
Parámetros de Largo Plazo				
$\xi_Q = \beta_Q^* / \psi^*$	0,08**	(0.037)	0,09***	(0.024)
$\xi_{W1} = \beta_{W1}^* / \psi^*$	-1,690***	(0.410)	-1,650***	(0.314)
$\xi_{W2} = \beta_{W2}^* / \psi^*$	-0,18	(2,040)	-0,19	(1,864)
$\Lambda = \lambda^* / \psi^*$	0,013**	(0,007)	0,013***	(0.0043)
$\xi_D = \beta_D^* / \psi^*$	-0,00516	(0,009)	-0,005	(0.006)
$\Lambda + \xi_D$	0,008*	(0,005)	0,0079**	(0.004)
$\lambda_0 + \beta_{D,0}$	-0,0036*	(0,002)	-0,0032*	(0.002)
Obs		212		211
R-Cuad		0.782		0.825
Hansen J (coef)		0.423		0,2
P-val		0.5153		0,6546
Test de Wald (dist Chi 2)				
$\Lambda = 0$	3.92**	(0,048)	6,49**	(0,010)
$\Lambda = 1$	23354.76***	(0.000)	40475***	(0.000)
$\lambda_0 = 0$	2.91*	(0,088)	5,87**	(0,015)
$\lambda_0 = 1$	2.2e+05***	(0.000)	5.4e+05***	(0.000)

Errores estándar robustos *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Estimación por Gmm en dos etapas.

Desviación estándar de parámetros de largo plazo mediante método delta

TABLA 4 (Parte 2): Resultados Estimación de Oferta Dinámica

	3 rezagos		4 rezagos	
	Parámetros	Desv. Est.	Parámetros	Desv. Est.
α_0	2.19154*	(1.119)	2.41154*	(1.260)
$D_{t,2}$	-0.81419***	(0.159)	-0.80966***	(0.172)
$D_{t,3}$	0.05293	(0.317)	0.17388	(0.314)
$D_{t,4}$	-0.61018***	(0.155)	-0.47650***	(0.128)
$D_{t,5}$	-0.14448	(0.209)	-0.14895	(0.188)
$D_{t,6}$	-0.52214**	(0.238)	-0.38775*	(0.215)
$D_{t,7}$	-0.09055	(0.311)	-0.15810	(0.275)
$D_{t,8}$	-0.07882	(0.283)	-0.02342	(0.294)
$D_{t,9}$	-0.82469***	(0.205)	-0.67037***	(0.193)
$D_{t,10}$	-0.14343	(0.225)	-0.03031	(0.230)
$D_{t,11}$	-0.78411***	(0.132)	-0.73545***	(0.129)
$D_{t,12}$	-0.21405	(0.270)	-0.24109	(0.236)
$\beta_{P,1}$	-0.50120***	(0.152)	-0.56497***	(0.172)
$\beta_{P,2}$	-0.68696***	(0.094)	-0.77321***	(0.112)
$\beta_{P,3}$			-0.51220***	(0.100)
$\beta_{W1,0}$	1.33940***	(0.044)	1.30877***	(0.043)
$\beta_{W1,1}$	0.79038***	(0.210)	0.85759***	(0.246)
$\beta_{W1,2}$	1.13640***	(0.143)	1.27949***	(0.158)
$\beta_{W1,3}$			0.83257***	(0.189)
$\beta_{W2,0}$	0.62253	(0.467)	0.92767***	(0.335)
$\beta_{W2,1}$	0.07607	(0.487)	0.40546	(0.316)
$\beta_{W2,2}$	0.36237	(0.521)	0.70839	(0.476)
$\beta_{W2,3}$			0.45605	(0.573)
Dcrisis	-0.22970***	(0.083)	-0.22951***	(0.067)

Errores estándar robustos *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Estimación por Gmm en dos etapas.

Desviación estándar de parámetros de largo plazo mediante método delta

TABLA 4 (Parte 3): Resultados Estimación de Oferta Dinámica

	3 rezagos		4 rezagos	
	Parámetros	Desv. Est.	Parámetros	Desv. Est.
$\beta_{Q,0}$	-0.56309	(0.762)	-0.61250	(0.522)
$\beta_{Q,1}$	0.41378*	(0.225)	0.16494	(0.163)
$\beta_{Q,2}$	-0.02961	(0.183)	-0.07966	(0.118)
$\beta_{Q,3}$			0.48318***	(0.182)
λ_0	-0.00364*	(0.002)	-0.00331**	(0.001)
λ_1	-0.00343	(0.002)	-0.00335**	(0.001)
λ_2	-0.00390*	(0.002)	-0.00358**	(0.001)
λ_3			-0.00398***	(0.002)
ψ^*	-0.33112***	(0.079)	-0.36361***	(0.076)
β_{w1}^*	0.55848***	(0.136)	0.60047***	(0.114)
β_{w2}^*	0.06105	(0.675)	0.06873	(0.678)
β_Q^*	-0.02646**	(0.012)	-0.03288***	(0.009)
λ^*	-0.00424*	(0.002)	-0.00455***	(0.002)
λ_1	-0.00364*	(0.002)	-0.00331**	(0.001)
β_D^*	0.00171	(0.003)	0.00168	(0.002)
$\beta_{D,0}$	0.00009	(0.003)	0.00016	(0.002)

Errores estándar robustos *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Estimación por Gmm en dos etapas.

Desviación estándar de parámetros de largo plazo mediante método delta

2.5.2 Modelo Panzar-Rosse (PR)

2.5.2.1 Estimaciones Estáticas

A continuación se presentan los resultados de las estimaciones estáticas y dinámicas del estadístico H de Panzar y Rosse (Tabla 6 y Tabla 7).. Se presentan seis modelos que difieren en la inclusión o no de la dummy apertura y controles de la tasa de interés de los bonos de USA, inflación de Chile, el logaritmo de los activos en términos reales (para incorporar el efecto del tamaño de los bancos) y una dummy crisis (para controlar por el eventual efecto de la crisis asiática). Todos los modelos incorporan como variables macroeconómicas la tasa de inflación y la tasa de interés de los bonos de USA. La tabla 5 presenta un resumen de los modelos.

TABLA 5: Resumen de los modelos H Panzar Rosse.

Variable	Modelo					
	1	2	3	4	5	6
Tamaño del banco		Si	Si	Si	Si	Si
Dummy crisis			Si		Si	Si
Dummy apertura					Si	Si
Dummy apertura interaccionada				Si		
Inflación	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Tasa de interés de USA	Si	Si	Si	Si	Si	Si

Tipo de H	Metodología					Antes apertura	Después apertura	Antes apertura	Después apertura
H. Estático	Efectos Fijos	0.52***	0.59***	0.59***	0.63***	0.62***	0.62***	0.61***	0.59***
H. Dinámico Corto Plazo	Blundell-Bond	0.54***	0.59***	0.63***	0.73***	0.59***	0.43	0.38	0.65
	Efectos Fijos	0.44***	0.44***	0.44***	0.44***	0.44***	0.43***	0.43***	0.44***
H. Dinámico Largo Plazo	Blundell-Bond	0.29	0.32	0.48	-0.17	-0.68	0.17	0.64	0.50
	Efectos Fijos	0.63***	0.60***	0.57***	0.56***	0.56***	0.52***	0.51***	0.61***

En el modelo estático los coeficientes de las variables precio de los fondos y precio del personal [*LnW1* y *LnW2*] son siempre positivos y estadísticamente significativos al 1%. El precio por unidad de capital físico [*LnW3*] es negativo y solo es significativo en los modelos (2), (3) y (6), lo que podría estar indicando que hay exceso de capacidad en la banca chilena [resultados similares encuentran Delis et al. (2008) y Hondroyannis et al. (1999)]. En todas las estimaciones, los coeficientes de los precios de fondo y precio del personal [*LnW1* y *LnW2*] son los más importantes, lo que no debe sorprender pues típicamente la tasa de interés es uno de los componentes más importantes de los costos totales y el gasto en personal es el más importante dentro de los gastos de apoyo operacional. Controles por tipo de banco como *LnCap*, que indica el grado de capitalización, es siempre positivo y significativo lo que está de acuerdo con la teoría, es decir, una mayor capitalización aumenta los ingresos de la empresa. Lo mismo sucede con la variable *LnPres*, que indica el nivel de préstamos de los bancos, es positiva y significativa en ambos modelos. Los controles tasas de interés e inflación también resultaron significativos en todas las estimaciones. La variable logaritmos de los activos resulta significativa y positiva y no afecta la significancia, el signo ni el tamaño de los coeficientes de las variables relevantes. Se testeó la importancia de la crisis asiática internacional en las estimaciones a través de la incorporación de una variable dicotómica que toma valor 1 los años 1998 y 1999, la que si resultó significativa. También se analizó el efecto de la apertura de la economía sobre la competencia de la industria. Esta variable se incorpora de dos formas alternativas: en forma lineal e interactuada con *LnW1*, *LnW2* y *LnW3* para analizar el efecto sobre el H estadístico.

Dependiendo de la ecuación especificada, el H estadístico varía entre 0.52 y 0.63 siendo en todos los casos significativo al 1%. Se probó la hipótesis de competencia perfecta ($H = 1$) y cartel perfecto ($H = 0$) con un test de Wald, en ambos casos se rechaza la hipótesis nula al 1% de significancia. De esta forma, este estadístico permite concluir que en el mercado bancario chileno hay competencia monopolística en el período estudiado, lo que es consistente con otros estudios estáticos de PR para Chile efectuados para otros períodos [Yeyati Levy y Micco, 2007].

Al analizar el efecto de la apertura sobre el poder de mercado que ejercen los bancos, el modelo estático muestra una muy leve reducción de la competencia (el parámetro cae de 0,63

a 0,62 en la especificación 4 y de 0,62 a 0,61 en la estimación 5). Es decir, este modelo predice que el mercado no se ve afectado por la legislación de fines de 1997. De esta forma, la entrada de bancos -principalmente en el ámbito de créditos de consumo- no impactó positivamente la competencia de la industria y fue compensada por las importantes fusiones registradas después del 2000.

Las últimas filas de la tabla 6 muestran el test de equilibrio de largo plazo donde se calcula el estadístico H a través de la misma estimación estática con efecto fijo pero se usa como variable dependiente el retorno del capital. El test de Wald muestra que no es posible rechazar la hipótesis nula que el estadístico es cero por lo que es válido este test de competencia.

2.5.2.2 Estimaciones Dinámicas

La tabla 7 reporta el test de Panzar y Rosse (1987) del modelo dinámico. Se muestran los mismos seis modelos del caso estático básico, pero se presentan los resultados de las estimaciones con el método Bundell y Bond (1998) y con efecto fijo. Este último caso se incorpora como una forma de tener una estimación de referencia que se sabe es inconsistente al existir endogeneidad en las estimaciones (Bikker et al. 2012). El ajuste en el caso de las ecuaciones dinámicas es mejor que para el caso estático. En todos los modelos los parámetros de ajuste de la variable dependiente para el primer y segundo rezago son positivos y significativos al 1% con valores que bordean 0.3 para la implementación Bundell y Bond, superior a lo mostrado por la estimación de efectos fijos que fluctúa en alrededor de 0.18 para el primer rezago y en promedio 0,28 para el segundo. Estos son relativamente bajos y muestran baja persistencia en los ingresos de los bancos. La significancia estadística de los parámetros de los precios de los insumos se mantiene respecto a la estimación estática, salvo para el caso del trabajo precio [*LnW2*] que se torna no significativo en los modelos 4 y 5 donde se introduce la dummy apertura, además el capital físico [*LnW3*] para la implementación Bundell y Bond en el modelo 3, 5 y 6 se torna no significativa. Lo anterior se puede deber a la existencia de multicolinealidad entre las variables cuando se introduce la dummy apertura. Con la estimación con efecto fijo, los parámetros de los precios de los tres insumos siguen siendo significativos al 1% y muy estables entre los distintos modelos. Los coeficientes del nivel de préstamos [*LnPres*], Tamaño [*Tam*] y los controles por inflación y tasa de interés son en general estables y positivos en ambos modelos. El método de estimación de Bundell y Bond presenta condiciones de momento adecuadas que descartan la posibilidad de correlación de los rezagos de los precios de los input con los niveles. Si existiera tal correlación sesgaría hacia abajo el H estadístico.

Para el caso dinámico tenemos estimaciones del H estadístico de corto y largo plazo correspondientes a las ecuaciones (19) y (20), respectivamente. Para el caso de corto plazo el H fluctúa entre 0.43 y 0.73 para el método Blundell y Bond y 0.44 para la estimación con efectos fijos (solo el modelo 5 presenta H=0.43). Obtenemos resultados muy interesantes para las estimaciones de largo plazo del H. Primero, para cada tipo de especificación, los valores de H de largo plazo son inferiores a los de corto plazo y en ningún caso se logra rechazar la hipótesis que el estadístico es cero para la estimación con el método Bundell y Bond (ningún H resulta significativo al 10%). También se hicieron test de Wald para analizar

las hipótesis que $H=0$ o $H=1$. Los resultados confirman para todos los casos que no es posible rechazar la hipótesis que $H=0$ en el largo plazo y en la mayoría (salvo para los modelos 3 y 6) se rechaza que $H=1$, lo que indica que no se rechaza que las firmas se comporten como una colusión perfecta en el largo plazo. Estos resultados difieren de las estimaciones estáticas y de las estimaciones dinámicas por efectos fijos que muestran un mayor nivel de competencia, revelando siempre la existencia de competencia monopolística. Esto corrobora que el modelo dinámico captura de mejor forma que el modelo estático el grado de poder de mercado de los bancos en el período estudiado.

Estos resultados son congruentes con del método CPM, lo que sugiere reexaminar la pertinencia del uso de las estimaciones estáticas del parámetro de conducta, en favor de formulaciones dinámicas como las sugeridas en este trabajo.

Al considerar la dummy apertura de la banca en los modelos 4 y 5 se observa que en el largo plazo no se puede rechazar que $H=0$ antes y después de la apertura; de esta forma, no cambia el comportamiento de las firmas con la nueva legislación. Si observamos el modelo 5 que controla también por la crisis asiática de fines de los noventa, se observa que tanto en el corto como en el largo plazo no se puede rechazar que $H=0$.

A diferencia del modelo CPM, la estimación del estadístico H de PR es menos sofisticada pero presenta datos a nivel de firma, lo que permite detectar con mayor precisión el poder de mercado de los bancos.

El test de equilibrio de largo plazo necesario para validar la especificación de nuestras estimaciones se muestra al final de la tabla 7. Este test se implementa probando la hipótesis de $H=0$ con un test de Wald, pero usando como variable dependiente el retorno del capital. En ningún modelo se logra rechazar la hipótesis nula, lo que confirma la hipótesis de equilibrio y valida el test de competencia implementado (esto sucede para el caso estático y dinámico).

Como muestra el test de Sargan, se validan los instrumentos usados. Además, no se observa la presencia de correlación serial de segundo orden en ninguna de las estimaciones observando el test AR(1) y AR(2), lo que valida las condiciones de momento de la implementación Bundell y Bond (1998). Lo anterior también se observa para la estimación que valida el equilibrio de largo plazo [ver último test de la tabla 7].

Finalmente, analizamos algunas pruebas de robustez de nuestros resultados. Para ello estimamos el H usando como variable dependiente el logaritmo del ingreso total por intereses sin dividirlo por activos y sin controlar por tamaño, siguiendo el paper de Bikker et al. (2011) [ver Anexos 11 y 12]. Los resultados en este caso son sorprendentes: en el modelo estático 4 que incorpora la dummy apertura, muestra que la estructura del mercado pasa de monopolio a competencia monopolística después de la apertura. Sin embargo, el modelo dinámico evidencia que existía competencia monopolística antes de la apertura, pero pasa a convertirse en monopolio después de la apertura. Resultados que son consistentes que los resultados presentados en las tablas 6 y 7.

TABLA 6: Modelo estático Test H de Panzar-Rosse

VARIABLES	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE
InW1	0.16701*** (0.019)		0.19022*** (0.019)		0.18781*** (0.019)		0.15030*** (0.021)		0.15530*** (0.021)		0.18530*** (0.019)	
InW2	0.38384*** (0.032)		0.44611*** (0.035)		0.45740*** (0.035)		0.48069*** (0.036)		0.48680*** (0.036)		0.45904*** (0.034)	
InW3	-0.02968 (0.019)		-0.04455** (0.018)		-0.05310*** (0.018)		-0.00600 (0.021)		-0.01884 (0.021)		-0.05062*** (0.018)	
InCap	0.13911*** (0.036)		0.11666*** (0.034)		0.10670*** (0.034)		0.12264*** (0.033)		0.11023*** (0.033)		0.11091*** (0.034)	
InPres	0.32862*** (0.023)		0.31213*** (0.023)		0.31247*** (0.023)		0.28257*** (0.024)		0.29153*** (0.024)		0.30765*** (0.024)	
INFLA	0.08667*** (0.004)		0.08391*** (0.004)		0.08718*** (0.004)		0.08148*** (0.004)		0.08464*** (0.004)		0.08628*** (0.005)	
TASA	0.03009*** (0.008)		0.02995*** (0.008)		0.02872*** (0.008)		0.01751** (0.008)		0.01936** (0.008)		0.02745*** (0.008)	
Tam crisis							0.06350*** (0.018)		0.08647*** (0.018)		0.06884*** (0.019)	
Apertura							0.05963*** (0.018)		0.07824** (0.033)		0.10337*** (0.033)	
InW1*Apertura											-0.02544 (0.035)	
InW2*Apertura												
InW3*Apertura												
Constant	-0.64669*** (0.064)		-1.67713*** (0.173)		-1.77018*** (0.176)						-1.85940*** (0.186)	
Obs	1,044		1,044		1,044		1,044		1,044		1,044	
Num	45		45		45		45		45		45	
							D=0	D=1	D=0	D=1		
H Panzar Rosse t	0,52 14,25		0,59 14,36		0,59 14,6		0,63 15,21	0,62 14,53	0,62 15,23	0,61 14,41	0,59 14,66	
p-value	0,00		0,00		0,00		0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
R2 Within	0,6318		0,642		0,650		0,657		0,659		0,651	
R2 Overall	0,6153		0,684		0,695		0,698		0,702		0,695	
R2 Between	0,5957		0,714		0,716		0,699		0,703		0,715	
<i>H=0</i>												
Coef F	203,11		206,28		213,02		211,2		207,6		214,95	
P-value	0,00		0,00		0,00		0,00		0,00		0,00	
<i>H=1</i>												
Coef	171,46		98,16		101,09		81,51		84,70		100,66	
P-value	0,00		0,00		0,00		0,00		0,00		0,00	
<i>Test todos ui=0</i>												
F(44,991)	5,80		7,31		7,74		8,51		8,56		7,85	
P-value	0,00		0,00		0,00		0,00		0,00		0,00	
<i>Test H=0 (Eq LP)</i>												
Coef	-0,0065		0,00462		0,0048		0,0026		0,0015		0,004	
P-value	0,546		0,715		0,701		0,845		0,911		0,751	
H var dep retorno capital												

TABLA 7 (Parte 1): Modelo Dinámico Test H de Panzar-Rosse

Variables	(1)				(2)				(3)			
	B-B		FE		B-B		FE		B-B		FE	
	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE
InI (t-1)	0.28946*** (0.020)		0.16867*** (0.027)		0.29020*** (0.045)		0.18552*** (0.027)		0.30984*** (0.036)		0.18953*** (0.027)	
InI (t-2)	0.29904*** (0.035)		0.30399*** (0.027)		0.26746*** (0.040)		0.28693*** (0.028)		0.27911*** (0.032)		0.27789*** (0.028)	
InW1	0.20584*** (0.029)		0.14140*** (0.020)		0.20482*** (0.035)		0.14884*** (0.021)		0.21439*** (0.025)		0.14753*** (0.020)	
InW1 (t-1)	-0.08709*** (0.026)		-0.01594 (0.021)		-0.05398 (0.037)		-0.02711 (0.021)		-0.06312* (0.034)		-0.03611* (0.021)	
InW1 (t-2)	-0.07158*** (0.023)		-0.05241*** (0.019)		-0.05401** (0.023)		-0.04602** (0.020)		-0.09262*** (0.022)		-0.05519*** (0.020)	
InW2	0.25312*** (0.076)		0.25555*** (0.037)		0.30326* (0.157)		0.24837*** (0.041)		0.35278*** (0.123)		0.25347*** (0.040)	
InW2 (t-1)	-0.10400* (0.061)		0.03109 (0.038)		-0.16069** (0.071)		0.02022 (0.041)		-0.10792 (0.080)		0.02714 (0.041)	
InW2 (t-2)	-0.11880* (0.067)		0.00406 (0.040)		-0.15550 (0.189)		0.00224 (0.041)		-0.10569 (0.163)		-0.00037 (0.041)	
InW3	0.08305*** (0.031)		0.04108** (0.021)		0.07940* (0.046)		0.04092** (0.021)		0.06528 (0.055)		0.03519* (0.021)	
InW3 (t-1)	-0.07518*** (0.038)		-0.05969*** (0.021)		-0.07615* (0.039)		-0.06115*** (0.021)		-0.11785*** (0.033)		-0.06333*** (0.021)	
InW3 (t-2)	0.03315 (0.040)		-0.01111 (0.021)		0.05287 (0.051)		-0.00779 (0.021)		0.05006 (0.042)		-0.00415 (0.021)	
InCap	0.16437** (0.078)		0.20484*** (0.044)		0.20722 (0.172)		0.16798*** (0.049)		0.13117 (0.166)		0.16245*** (0.049)	
InCap (t-1)	-0.02129 (0.084)		-0.07853 (0.051)		-0.16239 (0.145)		-0.07085 (0.056)		-0.10531 (0.134)		-0.06267 (0.056)	
InCap (t-2)	0.03150 (0.059)		-0.08246* (0.043)		0.04345 (0.054)		-0.07653* (0.044)		-0.02619 (0.073)		-0.07975* (0.044)	
InPres	0.39283*** (0.061)		0.26798*** (0.023)		0.19796 (0.142)		0.18041*** (0.037)		0.20036* (0.106)		0.18243*** (0.037)	
InPres (t-1)	-0.10201* (0.057)		-0.08818** (0.038)		-0.07420 (0.064)		-0.05957 (0.051)		-0.18346** (0.090)		-0.04950 (0.051)	
InPres (t-2)	-0.04618 (0.084)		-0.07043* (0.039)		-0.01119 (0.127)		-0.04978 (0.041)		-0.05962 (0.110)		-0.04511 (0.041)	
Tam					0.34055** (0.171)		0.19830*** (0.065)		0.31106* (0.165)		0.20112*** (0.065)	
Tam (t-1)					-0.12383 (0.171)		-0.21052* (0.113)		-0.09145 (0.160)		-0.23048** (0.113)	
Tam (t-2)					-0.20098 (0.180)		0.01456 (0.090)		-0.17395 (0.144)		0.03427 (0.090)	
INFLA	0.03848*** (0.004)		0.06149*** (0.005)		0.04732*** (0.007)		0.06257*** (0.005)		0.05642*** (0.006)		0.06755*** (0.005)	
TASA	0.02746*** (0.003)		0.02846*** (0.006)		0.02526*** (0.005)		0.02860*** (0.006)		0.02351*** (0.004)		0.02870*** (0.006)	
crisis									0.08675*** (0.013)		0.07458*** (0.023)	
Apertura												
InW1*Apertura												
InW1*Apertura (t-1)												
InW1*Apertura (t-2)												
InW2*Apertura												
InW2*Apertura (t-1)												
InW2*Apertura (t-2)												
InW3*Apertura												
InW3*Apertura (t-1)												
InW3*Apertura (t-2)												
Constante	-0.67499 (0.480)		-0.17810 (0.124)		-1.38907 (2.404)		-0.38053 (0.264)		-1.70434 (2.023)		-0.50106* (0.269)	
Obs	986		986		986		986		986		952	
N	45		45		45		45		45		45	
H P-R CP	0,54		0,44		0,59		0,44		0,63		0,44	
z, t	5,93		10,35		4,28		9,59		5,56		9,59	
P-value	0,00		0,00		0,00		0,00		0,00		0,00	
H P-R LP	0,29		0,63		0,32		0,60		0,48		0,57	
z, t	0,87		9,20		0,87		6,43		1,07		6,16	
P-value	0,38		0,00		0,39		0,00		0,28		0,00	
R2 Within			0.750				0.754				0,76	
R2 Overall			0.839				0.850				0,85	
R2 Between			0.904				0.923				0,93	
H_{LP}=0	Chi2(1)	P-value	F(1, 877)	P-value	Chi2(1)	P-value	F(1, 874)	P-value	Chi2(1)	P-value	F(1, 873)	P-value
H_{LP}=1	0,76	0,38	84,64	0,00	0,75	0,38	41,28	0,00	1,15	0,28	37,90	0,00
AR(1) Z	-2,90	0,00			-2,60	0,01			-2,83	0,00		
AR(2) Z	-1,27	0,20			-0,94	0,35			-0,76	0,45		
Sargan Test	34,62	0,99			37,08	0,99			36,29	0,99		
Prueba Wald Chi2	92381,00	0,00			35308,80	0,00			27668,00	0,00		
Test H=0 (Eq LP)	Coef	P-value	Coef	P-value	Coef	P-value	Coef	P-value	Coef	P-value	Coef	P-value
AR(1) Z	-0,01	0,74	0,11	0,48	0,04	0,33	0,01	0,67	0,02	0,53	0,008	0,640
AR(2) Z	-2,84	0,00			-2,57	0,01			-2,42	0,02		
Sargan Test (Chi 2)	-0,22	0,82			-0,83	0,41			-0,43	0,66		
	28,71	0,99			30,81	0,99			29,22	0,99		

Standard errors in parentheses

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

TABLA 7 (Parte 2): Modelo Dinámico Test H de Panzar-Rosse

Variables	(4)				(5)				(6)			
	B-B		FE		B-B		FE		B-B		FE	
	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE
InI (t-1)	0.21831** (0.091)	0.17094*** (0.028)	0.34807*** (0.121)	0.19000*** (0.028)	0.28848*** (0.040)	0.21583*** (0.027)						
InI (t-2)	0.24561*** (0.076)	0.28639*** (0.029)	0.29758*** (0.078)	0.28600*** (0.028)	0.21763*** (0.047)	0.29171*** (0.028)						
InW1	0.24232*** (0.058)	0.13813*** (0.022)	0.21641*** (0.073)	0.14633*** (0.022)	0.28176*** (0.034)	0.15921*** (0.020)						
InW1 (t-1)	-0.07021 (0.072)	-0.03571 (0.023)	-0.10454 (0.078)	-0.03534 (0.023)	-0.07474** (0.036)	-0.01751 (0.021)						
InW1 (t-2)	-0.05120 (0.079)	-0.06952*** (0.023)	-0.18520** (0.080)	-0.08137*** (0.023)	-0.05176** (0.026)	-0.04875** (0.020)						
InW2	0.33415 (0.204)	0.24857*** (0.042)	0.16568 (0.255)	0.25167*** (0.042)	0.31458** (0.126)	0.24571*** (0.040)						
InW2 (t-1)	-0.25169 (0.156)	0.01031 (0.042)	-0.18983 (0.184)	0.00442 (0.042)	-0.17706 (0.132)	0.00905 (0.040)						
InW2 (t-2)	-0.41069 (0.304)	0.03034 (0.043)	0.26926 (0.313)	0.03178 (0.042)	-0.12353 (0.149)	0.00101 (0.040)						
InW3	0.15280* (0.080)	0.05035** (0.022)	0.04330 (0.263)	0.03547 (0.022)	0.06056 (0.075)	0.03023 (0.020)						
InW3 (t-1)	-0.09548 (0.073)	-0.05889** (0.023)	-0.15894* (0.091)	-0.06435*** (0.023)	-0.05131 (0.046)	-0.06389*** (0.021)						
InW3 (t-2)	0.05694 (0.092)	-0.01266 (0.022)	0.00551 (0.094)	-0.01652 (0.022)	0.06860 (0.063)	-0.01261 (0.020)						
InCap	0.02950 (0.276)	0.16369*** (0.049)	0.07686 (0.333)	0.15135*** (0.049)	0.07568 (0.174)	0.14410*** (0.048)						
InCap (t-1)	0.05709 (0.177)	-0.06575 (0.055)	0.00746 (0.198)	-0.05947 (0.055)	-0.0833 (0.128)	-0.07004 (0.055)						
InCap (t-2)	0.00892 (0.140)	-0.08873** (0.044)	-0.32785 (0.252)	-0.10155** (0.043)	0.04914 (0.148)	-0.09385** (0.043)						
InPres	0.25754 (0.157)	0.17909*** (0.037)	0.26031 (0.176)	0.18406*** (0.037)	0.22818** (0.109)	0.18592*** (0.037)						
InPres (t-1)	-0.01638 (0.222)	-0.06095 (0.052)	-0.28229 (0.299)	-0.04736 (0.051)	-0.11563 (0.104)	-0.05024 (0.051)						
InPres (t-2)	0.20296 (0.237)	-0.04329 (0.042)	-0.18858 (0.174)	-0.04049 (0.041)	0.01309 (0.139)	-0.04325 (0.040)						
Tam	0.24967 (0.269)	0.20542*** (0.066)	0.37442 (0.293)	0.21049*** (0.065)	0.44344** (0.193)	0.20646*** (0.064)						
Tam (t-1)	0.12360 (0.329)	-0.22896** (0.113)	-0.28701 (0.253)	-0.25986** (0.112)	-0.14925 (0.206)	-0.24713** (0.112)						
Tam (t-2)	-0.26476 (0.298)	-0.00217 (0.090)	-0.10959 (0.220)	0.00658 (0.089)	-0.27606 (0.205)	0.01520 (0.088)						
INFLA	0.04775*** (0.009)	0.06397*** (0.005)	0.06234*** (0.012)	0.07512*** (0.005)	0.05789*** (0.005)	0.07680*** (0.005)						
TASA	0.00568 (0.012)	0.02866*** (0.008)	0.03054*** (0.010)	0.03468*** (0.008)	0.02482*** (0.005)	0.03505*** (0.006)						
crisis			0.14978** (0.062)	0.13844*** (0.027)	0.10848*** (0.022)	0.14851*** (0.026)						
Apertura					0.09543** (0.044)	0.16882*** (0.029)						
InW1*Apertura	0.05743 (0.113)	0.04311 (0.032)	-0.03779 (0.109)	0.02661 (0.031)								
InW1*Apertura (t-1)	-0.06471 (0.105)	-0.00610 (0.035)	0.06251 (0.062)	-0.00671 (0.035)								
InW1*Apertura (t-2)	0.09763 (0.092)	0.07518** (0.034)	0.14007 (0.106)	0.07854** (0.033)								
InW2*Apertura			-0.00842 (0.073)	-0.04224* (0.025)	0.00274 (0.066)	-0.05039** (0.025)						
InW2*Apertura (t-1)	0.06102 (0.082)	0.01447 (0.028)	-0.06437 (0.066)	0.01532 (0.027)								
InW2*Apertura (t-2)	-0.01018 (0.110)	-0.05524** (0.027)	-0.11987 (0.130)	-0.06292** (0.027)								
InW3*Apertura			-0.18505 (0.138)	0.00201 (0.035)	-0.01530 (0.150)	0.01649 (0.035)						
InW3*Apertura (t-1)	-0.05335 (0.094)	-0.03477 (0.041)	0.09444 (0.136)	-0.03247 (0.040)								
InW3*Apertura (t-2)	-0.16789 (0.279)	0.00920 (0.034)	0.10446 (0.313)	0.01313 (0.034)								
Constante	-4.85556 (3.791)	0.13136 (0.279)	-0.71977 (4.513)	0.36510 (0.286)	-1.42245 (2.610)	0.06546 (0.284)						
Obs	986	941	986	941	986	941						
N	45	45	45	45	45	45						
	D=0	D=1	D=0	D=1	D=0	D=1						
H P-R CP	0,73	0,59	0,44	0,44	0,43	0,38	0,43	0,43	0,65			0,44
z, t	3,29	2,94	9,24	9,24	1,53	1,28	9,29	8,46	6,06			9,74
P-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,13	0,20	0,00	0,00	0,00			0,00
H P-R LP	-0,17	-0,68	0,56	0,56	0,17	0,64	0,52	0,51	0,50			0,61
z, t	0,44	-1,12	5,43	6,02	0,18	0,47	4,99	5,36	1,29			6,28
P-value	0,66	0,27	0,00	0,00	0,86	0,64	0,00	0,00	0,20			0,00
R2 Within			0.759				0.768					0.769
R2 Overall			0.836				0.838					0.861
R2 Between			0.894				0.889					0.929
H_{LP=0}	Chi2(1)	P-value	F(1, 865)	P-value	Chi2(1)	P-value	F(1, 864)	P-value	Chi2(1)	P-value	F(1, 872)	P-value
H_{LP=1}	1,24	0,27	36,190	0,000	0,22	0,64	28,68	0,00	1,66	0,20	39,42	0,00
AR(1) Z	-2,70	0,01			-2,90	0,00			-2,88	0,00		
AR(2) Z	0,68	0,49			-0,28	0,77			-0,01	0,99		
Sargan Test	25,60	0,99			31,82	0,99			33,17	0,99		
Prueba Wald Chi2	28975,49	0,00			33726,54	0,00			150912,30	0,00		
Test H=0 (Eq LP)	Coef	P-value	Coef	P-value	Coef	P-value	Coef	P-value	Coef	P-value	Coef	P-value
AR(1) Z	0,03	0,72	-0,009	0,635	0,02	0,80	-0,009	0,606	0,00	0,94	0,006	0,708
AR(2) Z	-2,63	0,01			-2,18	0,03			-2,28	0,02		
Sargan Test (Chi 2)	-0,40	0,69			0,43	0,67			-0,30	0,77		
	24,12	0,99			24,61	0,99			28,55	0,99		

Standard errors in parentheses

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

2.6 Conclusiones

Existe interés en estimar la magnitud del ejercicio de poder de mercado de las firmas en diversas industrias, especialmente en aquellas que son críticas para el desarrollo económico. Un buen ejemplo es la industria del crédito bancario que, además, se ha caracterizado por una creciente concentración en muchos países, tanto desarrollados como en desarrollo. Este fue el caso de Chile entre 1990 y 2007, período en que se observaron importantes transformaciones en esa industria. Por ejemplo, se redujo el número de bancos en casi un 30%. En 1997 hubo un cambio de Ley que flexibilizó el funcionamiento de los bancos, bajando las barreras legales y regulatorias de entrada a la industria. Además, a partir de la década del año 2000 se producen fusiones entre los bancos, y a la vez se observa la entrada de bancos en el segmento de créditos de consumo, varios de ellos filiales de grandes cadenas de tiendas de departamentos que ya habían desarrollado una fuerte presencia en el crédito de consumo. Este es el período donde se prueban las metodologías propuestas.

En la industria bancaria, como en muchas otras, no es posible conocer el costo marginal con precisión. Por eso se debe recurrir a metodologías indirectas que permitan, con la limitada información disponible, detectar y estimar la magnitud del ejercicio de poder de mercado. En este ámbito, la literatura está dominada por aplicaciones estáticas de las dos tradicionales metodologías indirectas del enfoque NEIO: Bresnahan-Lau y Panzar-Rosse, esta última es la más usada. Sin embargo, las versiones estáticas han sido objeto de diversas críticas en la literatura.

Este trabajo compara los resultados de las medidas estáticas con los de sus versiones dinámicas, para ambas metodologías [*CPM* y *PR*]. Para la reformulación dinámica del modelo Panzar-Rosse [*PR*] se planteó un modelo autorregresivo con dos rezagos.

Proponemos una reformulación dinámica del modelo de Bresnahan-Lau [*CPM*] en un marco de corrección de errores. En particular adoptamos la novedosa y muy ventajosa metodología propuesta por Steen y Salvanes (1999), que presenta aún muy pocas aplicaciones en la literatura internacional (mercado de salmones y mercado eléctrico, solamente). Ésta permite estimar un equilibrio de largo plazo, acomodando desviaciones de corto plazo del mismo y parámetros de conducta de las firmas que van más allá de un periodo, obteniéndose estimadores significativos de ejercicio de poder de mercado y más robustos, mayores que los obtenidos en forma estática. El estudio de Delis et al., (2008), en cambio, presenta una reformulación dinámica del modelo CPM que es limitada, pues no permite desequilibrios de corto plazo, ni admite diferencias entre los parámetros de conducta de largo y corto plazo dentro del mismo modelo. Además, su limitada cantidad de datos (12 períodos anuales) impide hacer un análisis suficientemente completo en la dimensión del tiempo (test de raíz unitaria, test de cointegración para paneles, etc.).

Los resultados ratifican que es fundamental acomodar la naturaleza dinámica de la industria, pues los tradicionales modelos estáticos entregan resultados sesgados, subestimando el grado de poder de mercado en el período de análisis. Esto es congruente con la crítica de Corts (1999) a las estimaciones NEIO como medidas del ejercicio de poder de mercado y tiene

importantes implicancias para los policy-makers, en cuanto a dejar atrás las medidas estáticas usualmente utilizadas.

Por ejemplo, la reformulación dinámica del modelo Panzar-Rosse [PR] encuentra en forma robusta que en el largo plazo hubo colusión entre los bancos, es decir, no se rechaza que el H de PR haya sido cero en el largo plazo en esa muestra. A la vez, la estimación del H para el corto plazo entrega competencia monopolística. Esto revela la importancia de distinguir entre el corto y largo plazo, dentro de una formulación dinámica. Además, se revela que después del cambio de legislación de fines de 1997, los bancos siguieron manteniendo un importante poder de mercado.

Los modelos dinámicos de CPM también encuentran poder de mercado, que no se detecta con modelos estáticos. Si bien la magnitud del poder de mercado medido por los modelos dinámicos de CPM puede parecer relativamente pequeña en términos económicos, hay que tomar en cuenta que se está midiendo un promedio para todos los segmentos de la industria. Así, ese resultado puede interpretarse como que existió un importante ejercicio de poder de mercado en una parte de la industria bancaria, y que a la vez otras partes eran más competitivas. Conversaciones informales y otros antecedentes como las tasas de inversión y crecimiento por segmentos, sugieren que el segmento de créditos comerciales y de comercio exterior, sería el más competitivo de la industria, mientras que el mayor ejercicio de poder de mercado ocurriría en el segmento de créditos de consumo, donde existe información incompleta, pocos sustitutos y clientes cautivos. El crédito de consumo tenía sólo un 12% del stock de créditos bancarios totales, lo cual explicaría lo anterior. Queda pendiente el desafío de usar datos específicos de este segmento de créditos para medir allí el ejercicio de poder de mercado.

Un aspecto interesante es que ambos modelos llegan a conclusiones contradictorias respecto al efecto de la legislación de fines de 1997 sobre el grado de competencia. En el modelo CPM se concluye en forma robusta que se incrementa la competencia con la apertura, pues el parámetro de largo plazo se reduce de $\Lambda = 0,013$ antes de la apertura a $\Lambda + \xi_D = 0,008$, después de la apertura. En cambio, la metodología de PR, que permite estimar con datos a nivel de firma, se revela que ese cambio de ley impactó negativamente sobre el grado de competencia de largo plazo.

Creemos que la novedad de estos resultados todavía deja espacio a muchas mejoras y perfeccionamientos en los métodos de estimación, abriendo espacio a los aportes de otros investigadores.

2.7 Referencias

- [1]. Al-Muharrami, S., Mathews, K. y Y. Khabari (2006). "Market structure and competitive conditions in the Arab GCC banking system". *Journal of Banking and Finance* 30, 3487–3501.
- [2]. Anderson, T.W. y Cheng Hsiao (1981). "Estimation of dynamic models with error components". *Journal of the American Statistical Association*, 589-606.
- [3]. Angelini, P. y N. Cetorelli (2003). "The effects of regulatory reform on competition in the banking industry". *Journal of Money, Credit and Banking* 35, 663–684.
- [4]. Arellano, M. y S. Bond (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". *Review of Economic Studies* (1991) 58, 277-297
- [5]. Bajari P., L. Benkard y J. Levin (2007). "Estimating Dynamic Models of Imperfect Competition". *Econometrica*, Vol. 75 (5) 1331-1370.
- [6]. Bardsen, G. (1989). "The Estimation of long-run coefficients from error-correcting models". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51, 345-350.
- [7]. Bask, M., Lundgren, J. y N. Rudholm (2011). "Market power in the expanding Nordic power market". *Applied Economics* 43, 1035-1043.
- [8]. Bikker, J. y K. Haaf (2002). "Competition, concentration and their relationship: An empirical analysis of the banking industry". *Journal of Banking and Finance* 26, 2191–2214.
- [9]. Bikker, J., S. Shaffer y L. Spierdijk (2012). "Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Costs, and Equilibrium". *The Review of Economics and Statistics* Vol. 94, No. 4, Pages 1025-1044.
- [10]. Blundell, R. y S. Bond (1998). "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models". *Journal of Econometrics* 87, 115–43.
- [11]. Bresnahan, T. F. (1982). "The oligopoly solution concept is identified". *Economics Letters* 10, 87-92.
- [12]. Chintrakarn, P. y P. Jindapon (2012). "A Dynamic Analysis of Market Power in the U.S. Mortgage Lending Market". *European Journal of Scientific Research* Vol. 69(2), 218-223.
- [13]. Claessens, S. y L. Laeven (2004). "What drives bank competition? Some International Evidence". *Journal of Money, Credit and Banking* 36, 563–583.
- [14]. Coccorese, P. (2009). "Market power in local banking monopolies". *Journal of Banking and Finance* 33, 1196–1210.
- [15]. Corts, K. (1999). "Conduct parameters and the measurement of market Power". *Journal of Econometrics* 88, 227-250.
- [16]. Delis, M., Staikouras, K. Ch. y P. T. Varlagas (2008). "On the measurement of market power in the banking industry". *Journal of Business Finance and Accounting* 35, 1023–1047.
- [17]. Dick, A. (2008). "Demand estimation and consumer welfare in the banking industry". *Journal of Banking and Finance* 32, 1661–1676.
- [18]. Flores, Y. y D. Watts (2012). "Estimando competencia en el sector Bancario Chileno: Una Aproximación Dinámica". *El Trimestre Económico* vol. LXXIX (4), núm. 316, octubre-diciembre.

- [19]. Goddard, J., Molyneux, P. y J. Wilson (2007). "European banking: An overview". *Journal of Banking and Finance* 31, 1911–1935.
- [20]. Goddard, J. y J. Wilson (2009). "Competition in banking: A disequilibrium approach". *Journal of Banking and Finance* 33, 2282–2292.
- [21]. Hayashi, F. (2000). "Econometrics". Princeton: Princeton University Press.
- [22]. Hondroyiannis, G., Lolos, S., Papapetrou, E. (1999). "Assessing competitive conditions in the Greek banking system". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 9, 377–391.
- [23]. Judson, R. y L. Owen (1999). "Estimating dynamic panel data models: A guide for macroeconomists". *Economics Letters* 65, 9-15.
- [24]. Karasulu, M. (2007). "Competition in the Chilean banking sector: A cross-country comparison". *Economía* 7, 1-32.
- [25]. Lau, L. J. (1982). "On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data". *Economics Letters* 10, 93-99.
- [26]. Levy Yeyati, E. y A. Micco (2007). "Concentration and foreign penetration in Latin American Banking sectors: Impact on Competition and Risk". *Journal of Banking and Finance* 31, 1633-1647.
- [27]. Molyneux, P., Lloyd-Williams, M. y J. Thornton (1994). "Competitive conditions in European banking". *Journal of Banking and Finance* 18, 445–59.
- [28]. Nathan, A. y E. Neave (1989). "Competition and contestability in Canada's Financial System: Empirical results". *Canadian Journal of Economics* 22, 576-594.
- [29]. Panzar, J. y J. Rosse (1987). "Testing for "monopoly" equilibrium". *The Journal of Industrial Economics* 35, 443-456.
- [30]. Perloff, J., Karp, L. y A. Golan (2007). "Estimating market power and strategies". Cambridge University Press. New York.
- [31]. Shaffer, S. (1983). "Non-structural measures of competition". *Economic Letters* 12, 349-353.
- [32]. Shaffer, S. (1989). "Competition in the U.S. banking industry". *Economics Letters* 29, 321-323.
- [33]. Shaffer, S. y J. DiSalvo (1994). "Conduct in a banking duopoly". *Journal of Banking and Finance* 18, 1063-1082.
- [34]. Shaffer, S. (2001). "Banking conduct before the European single banking license: A cross-country comparison". *The North American Journal of Economics and Finance* 12, 79-104.
- [35]. Spiller, P. y E. Favaro (1984). "The effects of entry regulation on oligopolistic interaction: The Uruguayan banking sector". *Rand Journal of Economics* 15, 244-254.
- [36]. Staikouras, C. y A. Koutsomanoli-Fillipaki (2006). "Competition and concentration in the new European banking landscape". *European Financial Management* 12, 443–482.
- [37]. Steen, F. y K. Salvanes (1999). "Testing for market power using a dynamic oligopoly model". *International Journal of Industrial Organization* 17, 147-177.
- [38]. Suominen, M. (1994). "Measuring competition in banking: A two product model". *Scandinavian Journal of Economics* 96 (1), p. 95- 110
- [39]. Uchida, H. y Y. Tsutsui (2005). "Has competition in the Japanese banking sector improved?" *Journal of Banking and Finance* 29, 419–39.

- [40]. Vesala, J. (1995). "Testing for competition in banking: behavioral evidence from Finland". *Bank of Finland Studies* E:1.
- [41]. Wooldridge, J. (2000). "Econometric analysis of cross section and panel data". The MIT Press. Cambridge, Massachusetts. London, England.
- [42]. Zeidan, R. y M. Resende (2009). "Measuring market conduct in the Brazilian cement industry: A Dynamic Econometric Investigation". *Review of Industrial Organization* 34, 231–244.

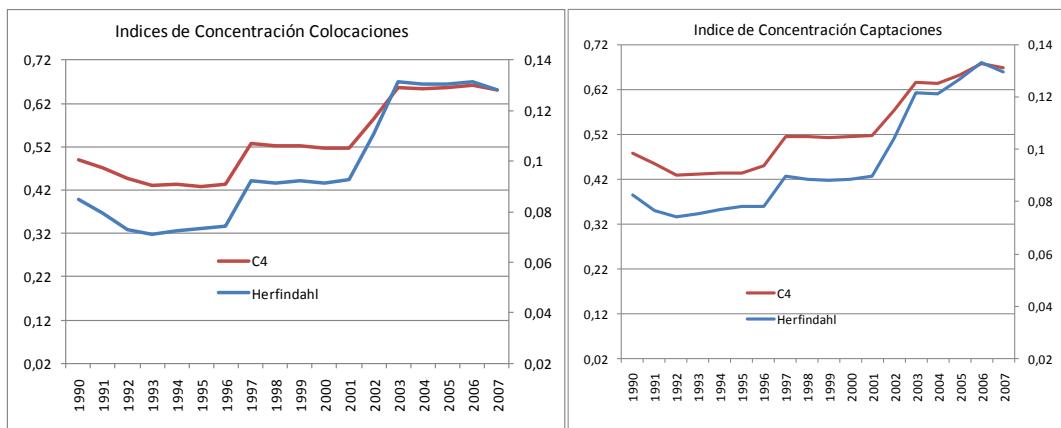
Anexo 1: Número de Instituciones Financieras e Índices de Concentración de Chile

Año	Nº Bancos Comerciales y Fomento	Nº de Finan.	Nº Total Ins. Financieras	C4% Colocaciones	Indice de Herfindahl Colocaciones
1978	27	22	49	54.7	1080
1979	36	19	55	50.4	940
1980	38	18	56	48.7	850
1981	44	17	61	46.2	790
1982	40	10	50	52.5	930
1983	38	7	45	54.9	1030
1984	38	7	45	56.5	1070
1985	38	7	45	53.5	1000
1986	37	4	41	52.5	940
1987	37	4	41	48.9	850
1988	37	4	41	50.5	860
1989	36	4	40	50.2	870
1990	36	4	40	49.3	847
1991	36	4	40	46.6	795
1992	36	4	40	44.9	729
1993	34	4	38	44.9	709
1994	33	4	37	44.7	722
1995	31	3	34	43.3	732
1996	30	3	33	47.7	741
1997	29	3	32	54.0	921
1998	28	3	31	53.9	915
1999	28	1	29	53.2	923
2000	28	1	29	51.7	914
2001	27	1	28	52.2	925
2002	26	1	27	66.5	1107
2003	26	0	26	65.0	1313
2004	27	0	27	65.3	1306
2005	27	0	27	66.3	1307
2006	27	0	27	66.2	1317
2007	26	0	26	65.3	1281

Fuente: Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras

Coeficiente C₄, igual a la suma de las participaciones de mercado respecto a colocaciones totales de los cuatro bancos más grandes. Se incluye el Banco del Estado de Chile y las sucursales bancarias.

Anexo 2: Índices de Concentración en Colocaciones y Captaciones



Anexo 3: Lista de Instituciones Fusionadas y entradas de nuevos bancos

Historia de las fusiones bancarias en Chile (1990-2010)

	Banco Principal (BP)	Institución Absorbida (IA)	Participación BP	Participación IA	Participación Potencial
Mar-90	ABN Tanner Bank	Bco. de Colombia y Fin. Comercial	0,0%	0,2%	0,2%
May-93	Banco O'Higgins	Banco Centro Hispano	5,3%	1,2%	6,5%
Nov-93	Banco O'Higgins	Banco Hong Kong y Shanghai	6,4%	0,3%	6,8%
Ene-95	BBV Banco BHIF	Banesto Chile Bank	4,6%	0,8%	5,4%
Abr-95	Santander-Chile	Financiera Fusa	5,4%	1,2%	6,6%
Jun-96	Santander-Chile	Banco Osorno	7,0%	7,1%	14,1%
Dic-96	Santiago	Banco O'Higgins	9,6%	7,8%	17,3%
Feb-99	Citibank, N.A.	Financiera Atlas	3,5%	0,9%	4,4%
Jun-99	Corpbanca	Financiera Condell	3,7%	0,6%	4,3%
Nov-99	ABN AMRO	Banco Real	1,1%	0,0%	1,1%
May-00	BBV Banco BHIF	Exterior Chile	5,3%	0,1%	5,4%
Dic-01	Banco de Chile	Banco de A. Edwards	11,9%	7,3%	19,2%
Mar-02	Corpbanca	American Express	4,8%	0,0%	4,8%
Jul-02	Santander-Chile	Santiago	11,3%	15,9%	27,2%
Jun-03	Del Desarrollo	Banco Sudameris	3,7%	0,3%	4,1%
Sep-04	Security	Dresdner Bank	2,8%	0,5%	3,4%
Jun-05	BCI	Conosur	11,4%	0,4%	11,9%
Ene-08	Banco de Chile	Citibanck, N.A.	17,9%	2,2%	20,1%
Nov-09	Scotiabank	Del Desarrollo	2,4%	3,9%	6,4%

Fuentes: Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras

Litsa de entrada de bancos

Fecha	Nombre
Jul-98	Banco Falabella
Dic-00	Deutsche Bank (licencia del Chemical Bank)
May-02	Banco Ripley
Ago-02	HNS Bank
Ago-03	Banco Monex
Ago-04	Banco Penta
Dic-05	Banco Paris
Feb-07	Banco Itaú ingresa a Chile comprando a Bankboston
Ene-09	DnB Nor Bank

Fuente: Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras

Anexo 4: Test Dickey-Fuller Aumentado

		CON INTERCEPTO						CON INTERCEPTO Y TENDENCIA					
		Nivel			1° Diferencia			Nivel			1° Diferencia		
		Número rezagos	t estad.	tipo de serie	Número rezagos	t estad.	tipo de serie	Número rezagos	t estad.	tipo de serie	Número rezagos	t estad.	tipo de serie
Q	Colocaciones de menos y más de un año, acumuladas	3	3.22	I(1)	2	-3.63 ***	I(0)	3	1.574	I(1)	2	-4.631 ***	I(0)
P	Ingreso total por intereses percibidos y devengados mensuales dividido por colocaciones efectivas	4	-2.27	I(1)	3	-10.95 ***	I(0)	0	-4.804	I(0)	3	-11.125 ***	I(0)
Z	LIBOR base anual 90 días en dólares. Porcentajes	1	-2.20	I(1)	0	-7.65 ***	I(0)	1	-2.204	I(1)	0	-7.646 ***	I(0)
Y	IMACEC real año base promedio 2003	14	-0.74	I(1)	13	-2.82 *	I(0)	14	-0.744	I(1)	13	-2.823 **	I(0)
W1	Interés pagado y devengado dividido por pasivo circulante	4	-2.31	I(1)	3	-11.02 ***	I(0)	4	-2.447	I(1)	3	-10.903 ***	I(0)
W2	Precio del trabajo. Gasto del personal y directorio mensual dividido por el número de trabajadores	11	-2.39	I(1)	10	-11.67 ***	I(0)	11	0.729	I(1)	10	-12.001 ***	I(0)

Denota el rechazo de la hipótesis nula ***significancia a un nivel del 1%, ** significancia a un nivel del 5%, * Significancia a un nivel del 10%

Valores Críticos del test de Dickey-Fuller aumentado (1979)

Datos mensuales período ene-1990 dic-2007 (n=216)

Para el precio solo se considera el caso con intercepto y sin tendencia porque no se observa un componente natural de crecimiento o decrecimiento.

Anexo 5: Test de Cointegración Multivariado (Johansen)

Función de Demanda
 Test de Cointegración Multivariado (Johansen), valores críticos
 Variables Q, P, Z, Y, PZ, PY

		Trace statistic	Max-eigenstatistic	Trace statistic	Max-eigenstatistic	
		6 rezagos			7 rezagos	
1 vector de cointegración	r = 0	138.15 ***	49.51 ***	164.04 ***	56.64 ***	
2 vector de cointegración	r = 1	88.64 ***	35.43 **	107.40 ***	48.31 ***	
3 vector de cointegración	r = 2	53.21 **	27.46 *	59.08 ***	31.87 **	
4 vector de cointegración	r = 3	25.74	17.51	27.21	16.06	
5 vector de cointegración	r = 4	8.23	7.57	11.15	9.64	
6 vector de cointegración	r = 5	0.66	0.66	1.52	1.52	

Denota el rechazo de la hipótesis nula ***significancia a un nivel del 1%, ** significancia a un nivel del 5%,

* Significancia a un nivel del 10%

Función de Oferta
 Test de Cointegración Multivariado (Johansen), valores críticos
 Variables P, Q, Q*, W1, W2

		Trace statistic	Max-eigenstatistic	Trace statistic	Max-eigenstatistic	
		5 rezagos (a)			3 rezagos (b)	
1 vector de cointegración	r = 0	126.21 ***	57.24 ***	154.70 ***	76.53 ***	
2 vector de cointegración	r = 1	68.97 ***	37.48 ***	78.18 ***	41.76 ***	
3 vector de cointegración	r = 2	31.49 **	20.80 **	36.42 ***	19.92	
4 vector de cointegración	r = 3	10.69	8.04	16.50 **	10.15	
5 vector de cointegración	r = 4	2.65	2.65	6.35 **	6.35	

Denota el rechazo de la hipótesis nula ***significancia a un nivel del 1%, ** significancia a un nivel del 5%,

* Significancia a un nivel del 10%

- (a) Corresponde a Q* proveniente de una demanda con 6 rezagos
- (b) Corresponde a Q* proveniente de una demanda con 7 rezagos

Anexo 6: Test de Separabilidad

Separability test	
Individual separability test	
$H_0: \beta_{1,PZ} = \beta_{2,PZ} = \beta_{3,PZ} = 0$	14.76399 ***
$H_0: \beta_{1,PY} = \beta_{2,PY} = \beta_{3,PY} = 0$	16.35031 ***
Joint separability test	
$H_0: \beta_{1,PZ} = \beta_{2,PZ} = \beta_{3,PZ} = \beta_{1,PY} = \beta_{2,PY} = \beta_{3,PY} = 0$	33.20657 ***

Denotes rejection of null hypothesis *** significant at a 1% level, ** 5% level, *10% level

The test is done to the 3 cointegrating vectors, following the procedure of Steen (1999)

Anexo 7: Test de Instrumentos

	Instruments test				
	Demand 6	Supply 5	Supply 6	Supply 7	Supply 8
<i>Underidentification test</i>					
Kleibergen-Paap rk LM statistic	8.701	1.763	1.637	2.660	1.4
Chi-sq(4) P-val	0.069	0.4141	0.441	0.260	0.49
<i>Weak identification test</i>					
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	24.364	0.6	0.450	0.770	0.29
Stock-Yogo weak ID test critical values: 5%	12.200				
<i>Overidentification test of all instruments</i>					
Hansen J statistic	3.298	0.006	0.024	0.044	0.43
Chi-sq(3) P-val	0.348	0.939	0.877	0.833	0.51

Anexo 8: Estimaciones de la Demanda

Análisis de robustez: Resultados de una estructura de 6 rezagos en la demanda estimados con GMM.

	6 rezagos			6 rezagos	
	Parámetros	Desv. Est.		Parámetros	Desv. Est.
α_0	-3.33094***	(0.763)	$\alpha_{PY,1}$	-0.00105**	(0.000)
$D_{t,2}$	0.10283	(0.063)	$\alpha_{PY,2}$	-0.00064	(0.001)
$D_{t,3}$	-0.23792***	(0.088)	$\alpha_{PY,3}$	-0.00169***	(0.001)
$D_{t,4}$	-0.15787*	(0.085)	$\alpha_{PY,4}$	-0.00149**	(0.001)
$D_{t,5}$	-0.04361	(0.069)	$\alpha_{PY,5}$	-0.00107**	(0.001)
$D_{t,6}$	-0.16972**	(0.080)	$\alpha_{PZ,0}$	-0.01314***	(0.005)
$D_{t,7}$	0.14512**	(0.064)	$\alpha_{PZ,1}$	-0.00984*	(0.006)
$D_{t,8}$	-0.19127**	(0.095)	$\alpha_{PZ,2}$	-0.00263	(0.005)
$D_{t,9}$	-0.03030	(0.080)	$\alpha_{PZ,3}$	-0.01149**	(0.005)
$D_{t,10}$	-0.13317	(0.109)	$\alpha_{PZ,4}$	-0.01161**	(0.005)
$D_{t,11}$	0.00297	(0.084)	$\alpha_{PZ,5}$	-0.00952**	(0.004)
$D_{t,12}$	-0.07994	(0.079)	γ_6^*	-0.04495***	(0.012)
$\alpha_{Q,1}$	0.08033	(0.073)	$\alpha_{P,6}^*$	0.21524***	(0.043)
$\alpha_{Q,2}$	0.04914	(0.075)	$\alpha_{Y,6}^*$	0.04125***	(0.009)
$\alpha_{Q,3}$	0.08389	(0.079)	$\alpha_{Z,6}^*$	0.18432***	(0.037)
$\alpha_{Q,4}$	0.01760	(0.065)	$\alpha_{PY,6}^*$	-0.00197***	(0.000)
$\alpha_{Q,5}$	-0.04134	(0.068)	$\alpha_{PZ,6}^*$	-0.01341***	(0.003)
$\alpha_{Y,0}$	0.01771**	(0.007)	Parámetros de Largo Plazo		
$\alpha_{Y,1}$	0.02976***	(0.011)	$\theta_p = \alpha_p^* / \gamma^*$	-4.789	(0.6623)***
$\alpha_{Y,2}$	0.00416	(0.011)	$\theta_Y = \alpha_Y^* / \gamma^*$	-0.918	(0.0786)***
$\alpha_{Y,3}$	0.02092**	(0.010)	$\theta_Z = \alpha_Z^* / \gamma^*$	-4.101	(0.7758)***
$\alpha_{Y,4}$	0.01464	(0.010)	$\theta_{PY} = \alpha_{PY}^* / \gamma^*$	0.044	(0.0067)***
$\alpha_{Y,5}$	0.03340***	(0.008)	$\theta_{PZ} = \alpha_{PZ}^* / \gamma^*$	0.298	(0.0549)**
$\alpha_{Z,0}$	0.21447*	(0.112)	Elasticidades de Largo Plazo		
$\alpha_{Z,1}$	0.07158	(0.086)	ϵ_{PP}^*	-0.258	
$\alpha_{Z,2}$	0.19743**	(0.089)	ϵ_{YY}^*	1.766	
$\alpha_{Z,3}$	0.02764	(0.068)	ϵ_{PZ}^*	0.075	
$\alpha_{Z,4}$	0.11704	(0.114)	Obs		
$\alpha_{Z,5}$	0.12654	(0.090)	R cuadrado		
$\alpha_{P,0}$	0.10439**	(0.041)	Hansen J		
$\alpha_{P,1}$	0.15545***	(0.048)	Chi-sq(3) P-val		
$\alpha_{P,2}$	0.06688	(0.056)	Cragg-Donald Wald F st		
$\alpha_{P,3}$	0.17667***	(0.054)	Kleibergen-Paap rk Wald F st		
$\alpha_{P,4}$	0.18370***	(0.065)	Stock-Yogo		
$\alpha_{P,5}$	0.15593***	(0.043)	Kleibergen-Paap rk LM st		
$\alpha_{PY,0}$	-0.00030	(0.000)			

Desviación std. de parámetros de LP mediante método delta

Errores estándar robustos

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Anexo 9: Estimaciones función de oferta

Análisis de robustez: Resultados de estimaciones de oferta con distinta estructura de rezagos de 5, 6, 7 y 8 rezagos en la oferta.

	5 rezagos		6 rezagos		7 rezagos		8 rezagos	
	Parámetros	Desv. Est.						
Parámetros de Largo Plazo								
$\xi_Q = \beta_Q^* / \psi^*$	0,188	(0,071)*	0,197	(0,104)*	0,158	(0,059)*	0,159	(0,063)**
$\xi_{W1} = \beta_{W1}^* / \psi^*$	-1,621	(0,575)***	-1,641	(0,883)*	-1,586	(0,566)***	-1,633	(0,510)***
$\xi_{W2} = \beta_{W2}^* / \psi^*$	-3,202	(2,454)	-3,591	(3,073)	-2,043	(1,953)	-2,487	(3,277)
$\Lambda = \lambda' / \psi^*$	0,025	(0,015)*	0,025	(0,019)	0,020	(0,011)*	0,020	(0,010)*
$\xi_D = \beta_D^* / \psi^*$	-0,008	(0,016)	-0,008	(0,014)	-0,004	(0,012)	-0,004	(0,014)
Obs	210		209		208		207	
R-Cuad	0,5		0,310		0,723		0,648	
Hansen J (coef)	0,006		0,024		0,044		0,43	
P-val	0,9386		0,8772		0,8332		0,5122	
Test de Wald (dist Chi 2)								
$\Lambda=0$	6,37	(0,012)	6,2	(0,013)	6,170	(0,013)	3,450	(0,063)
$\Lambda=1$	9666,02	(0,000)	9396,8	(0,000)	14265	(0,000)	8335	(0,000)
$\lambda_0=0$	2,71	(0,100)	1,9	(0,173)	2,940	(0,087)	2,370	(0,124)
$\lambda_0=1$	140000	(0,000)	72709,9	(0,000)	330000	(0,000)	240000	(0,000)

Errores estándar robustos *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Estimación por Gmm en dos etapas.

Las desviaciones estándar de los parámetros de largo plazo se estiman usando el método delta

	5 rezagos		6 rezagos		7 rezagos		8 rezagos	
	Parámetros	Desv. Est.						
α_0	1.49193	(1.848)	1.34397	(2.504)	1.84915	(1.429)	1.30028	(2.306)
$D_{t,2}$	-0.13403	(0.495)	-0.00760	(0.741)	-0.29108	(0.411)	-0.12092	(0.527)
$D_{t,3}$	0.29147	(0.343)	0.41284	(0.526)	0.13659	(0.237)	0.38081	(0.331)
$D_{t,4}$	0.08042	(0.563)	0.18167	(0.857)	-0.09526	(0.447)	-0.08638	(0.276)
$D_{t,5}$	0.96432	(0.949)	1.20823	(1.316)	0.68086	(0.675)	0.95113	(0.771)
$D_{t,6}$	0.05989	(0.371)	0.10399	(0.452)	0.05603	(0.284)	0.33379	(0.465)
$D_{t,7}$	0.64416	(0.497)	0.76292	(0.748)	0.68811	(0.483)	1.02342	(0.654)
$D_{t,8}$	0.25875	(0.365)	0.40223	(0.644)	0.11729	(0.284)	0.48653	(0.421)
$D_{t,9}$	0.48881	(0.802)	0.69826	(1.274)	0.18459	(0.683)	0.18597	(0.497)
$D_{t,10}$	0.54074	(0.586)	0.72582	(0.970)	0.31173	(0.445)	0.59391	(0.512)
$D_{t,11}$	-0.55608	(0.376)	-0.48851	(0.632)	-0.64239*	(0.383)	-0.58229*	(0.319)
$D_{t,12}$	0.28967	(0.480)	0.42839	(0.742)	0.05532	(0.372)	0.28507	(0.438)
$\beta_{P,1}$	-0.70657***	(0.124)	-0.74277***	(0.175)	-0.72436***	(0.104)	-0.76247***	(0.153)
$\beta_{P,2}$	-0.62550***	(0.152)	-0.67201***	(0.256)	-0.59529***	(0.156)	-0.62606***	(0.179)
$\beta_{P,3}$	-0.26137	(0.218)	-0.21393	(0.316)	-0.28555	(0.201)	-0.27266	(0.255)
$\beta_{P,4}$	-0.81997**	(0.385)	-0.89651	(0.606)	-0.74124**	(0.354)	-0.77566***	(0.280)
$\beta_{P,5}$			-0.52382*	(0.314)	-0.53216**	(0.219)	-0.60647***	(0.216)
$\beta_{P,6}$					-0.54176**	(0.261)	-0.56308**	(0.230)
$\beta_{P,7}$							-0.63803**	(0.263)
$\beta_{W1,0}$	1.23147***	(0.103)	1.20977***	(0.155)	1.26188***	(0.083)	1.27497***	(0.072)
$\beta_{W1,1}$	0.91747***	(0.203)	0.91823***	(0.266)	0.97741***	(0.151)	1.02735***	(0.204)
$\beta_{W1,2}$	1.01052***	(0.179)	1.06599***	(0.303)	1.00046***	(0.183)	1.04843***	(0.215)
$\beta_{W1,3}$	0.47193	(0.302)	0.40205	(0.451)	0.46912*	(0.283)	0.48020	(0.345)
$\beta_{W1,4}$	1.07220**	(0.470)	1.18170	(0.769)	1.00868**	(0.449)	1.04929***	(0.369)
$\beta_{W1,5}$			0.76352*	(0.453)	0.77336**	(0.310)	0.85246***	(0.318)
$\beta_{W1,6}$					0.93452**	(0.370)	1.00195***	(0.319)
$\beta_{W1,7}$							0.95444**	(0.387)
$\beta_{W2,0}$	2.92295	(2.069)	3.36730	(2.944)	2.44634*	(1.476)	2.23898**	(1.036)
$\beta_{W2,1}$	2.07542	(1.623)	2.49390	(2.313)	1.96799	(1.313)	2.23129*	(1.237)
$\beta_{W2,2}$	1.92075	(1.587)	2.29536	(2.319)	2.00505	(1.451)	2.74973*	(1.598)
$\beta_{W2,3}$	1.33673	(1.211)	1.53818	(1.670)	1.66906	(1.223)	2.62033	(1.627)
$\beta_{W2,4}$	2.17890	(1.697)	2.51040	(2.167)	2.48340*	(1.488)	3.57975*	(2.159)
$\beta_{W2,5}$			1.70303	(1.648)	1.95482*	(1.105)	3.27569	(2.042)
$\beta_{W2,6}$					1.99795*	(1.142)	3.17544	(2.005)
$\beta_{W2,7}$							1.95466	(1.590)
$\beta_{Q,0}$	1.88750	(1.494)	2.37168	(1.760)	1.71740	(1.052)	2.50707	(2.020)
$\beta_{Q,1}$	-0.49036	(0.657)	-0.64396	(0.910)	-0.34884	(0.471)	-0.33584	(0.399)
$\beta_{Q,2}$	-0.21963	(0.284)	-0.25821	(0.430)	-0.29261	(0.228)	-0.43490	(0.318)
$\beta_{Q,3}$	1.12639	(1.066)	1.29726	(1.666)	0.64845	(0.765)	0.51670	(0.593)
$\beta_{Q,4}$	-0.27643	(0.284)	-0.35033	(0.414)	-0.26224	(0.311)	-0.34330	(0.351)
$\beta_{Q,5}$			0.02805	(0.282)	0.02475	(0.144)	-0.01295	(0.229)
$\beta_{Q,6}$					-0.31479	(0.230)	-0.36441	(0.235)
$\beta_{Q,7}$							-0.21954	(0.198)
λ_0	-0.00436*	(0.003)	-0.00508	(0.004)	-0.00301*	(0.002)	-0.00318	(0.002)
λ_1	-0.00707*	(0.004)	-0.00826	(0.006)	-0.00493*	(0.003)	-0.00534	(0.003)
λ_2	-0.00834*	(0.005)	-0.00965	(0.007)	-0.00587*	(0.003)	-0.00635*	(0.004)
λ_3	-0.00957*	(0.006)	-0.01103	(0.008)	-0.00675*	(0.004)	-0.00733*	(0.004)
λ_4	-0.01148*	(0.007)	-0.01323	(0.010)	-0.00817*	(0.004)	-0.00861*	(0.005)
λ_5			-0.01363	(0.010)	-0.00849*	(0.005)	-0.00885*	(0.005)
λ_6					-0.00847*	(0.005)	-0.00884*	(0.005)
λ_7							-0.00867*	(0.005)
ψ^*	-0.47600***	(0.183)	-0.53740*	(0.310)	-0.41527***	(0.157)	-0.41372***	(0.141)
β^*_{W1}	0.77155***	(0.273)	0.88177*	(0.474)	0.65870***	(0.235)	0.67542***	(0.211)
β^*_{W2}	1.52398	(1.168)	1.92977	(1.651)	0.84858	(0.811)	1.02895	(1.356)
β^*_{Q}	-0.08942***	(0.034)	-0.10578*	(0.056)	-0.06543***	(0.025)	-0.06594**	(0.026)
λ^*	-0.01191*	(0.007)	-0.01350	(0.010)	-0.00846*	(0.005)	-0.00825*	(0.004)
λ_0	-0.00436*	(0.003)	-0.00508	(0.004)	-0.00301*	(0.002)	-0.00318	(0.002)
β^*_D	0.00370	(0.007)	0.00421	(0.008)	0.00182	(0.005)	0.00154	(0.006)
$\beta_{D,0}$	-0.01437**	(0.007)	-0.01641	(0.011)	-0.01167**	(0.006)	-0.01561*	(0.009)

Anexo 10: Variables usadas en la estimación

Variables Usadas en la Estimación del Estadístico H de Panzar-Rosse

	TI	W1	W2	W3	Cap	Pres	TASA	INFLA	Tam	Retor
1990	11.77	18.09	1.95	36.93	96.90	87.19	7.87	27.30	26.30	10.90
1991	8.43	11.64	2.09	35.07	100.89	87.35	5.95	18.68	26.30	8.27
1992	8.27	9.82	2.04	36.79	95.58	88.70	3.93	12.68	26.38	9.65
1993	8.94	10.70	2.02	38.38	88.51	88.47	3.46	12.24	26.49	13.17
1994	8.94	9.72	2.11	39.61	91.38	89.43	5.18	8.95	26.53	12.52
1995	8.45	9.16	1.99	39.83	87.41	89.66	6.04	8.19	26.64	13.64
1996	9.04	9.66	2.02	42.97	86.07	89.76	5.50	6.64	26.74	16.33
1997	8.54	8.99	1.82	44.72	87.10	89.15	5.62	6.03	26.84	14.16
1998	9.52	10.01	1.68	44.52	86.96	88.47	5.09	4.67	26.93	12.09
1999	8.01	7.73	1.62	45.64	89.65	87.21	5.03	2.31	26.98	9.65
2000	7.93	7.51	1.59	45.43	91.45	86.47	6.09	4.53	27.01	13.05
2001	7.03	5.94	1.54	45.97	90.39	85.12	3.64	2.63	27.08	17.29
2002	6.60	5.16	1.56	51.91	89.32	85.26	2.02	2.84	27.13	16.87
2003	5.47	3.71	1.37	44.77	94.19	85.95	1.26	1.07	27.14	16.32
2004	5.01	3.22	1.33	43.18	91.35	85.04	1.84	2.43	27.20	16.77
2005	5.29	3.68	1.29	41.53	88.50	85.36	3.55	3.66	27.29	18.00
2006	6.50	4.71	1.35	40.81	94.04	90.60	4.89	2.57	27.30	18.46
2007	6.88	4.83	1.35	40.39	96.10	93.85	4.55	7.83	27.38	17.38

Anexo 11: Modelo estático Test H de Panzar-Rosse

Variable Dependiente: Logaritmo de los Ingresos por Intereses, sin controlar por Tamaño (siguiendo a Bikker, et al. (2012))

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
InW1	0.18764*** (0.015)	0.22705*** (0.017)	0.14260*** (0.025)	0.21146*** (0.021)
InW2	-0.05661** (0.026)	-0.18830*** (0.033)	-0.27265*** (0.042)	-0.22604*** (0.038)
InW3	0.06060*** (0.017)	0.06348*** (0.022)	0.04577 (0.028)	0.06314** (0.026)
InCap	-0.23789*** (0.034)	-0.30622*** (0.043)	-0.19585*** (0.051)	-0.24611*** (0.046)
InPres	0.27049*** (0.030)	0.19213*** (0.033)	0.11309** (0.046)	0.17318*** (0.036)
INFLA	0.02201*** (0.003)		0.02328*** (0.004)	
TASA1	0.02585*** (0.007)		0.04333*** (0.011)	
InW1*Apertura			-0.01927 (0.046)	-0.01008 (0.042)
InW2*Apertura			-0.03985 (0.036)	-0.03718 (0.032)
InW3*Apertura			0.08999** (0.042)	0.06547* (0.039)
Tendencia		0.04629*** (0.006)		
Constant	19.51009*** (0.007)	17.50469*** (0.023)	17.70075*** (0.031)	18.37969*** (0.019)
Obs	1,088	1,089	1,088	1,089
N	45	45	45	45
R2 Within	0.353	0.251	0.226	0.205
R2 Overall	0.350	0.393	0.236	0.407
R2 Between	0.603	0.587	0.374	0.520
H Panzar Rosse (D=0)	0,19	>0	0,1	>0
P-Value	0,00		0,01	
p/2	0,00		0,00	
1-p/2	1,00		1,00	
H Panzar Rosse (D=1)			-0,0843	<0
P-Value			0,06	0,155
p/2			0,03	0,08
1-p/2			0,97	0,92
H-LP equi	-0,0099035	0	-0,003853	0
P-value	0,332		0,706	
p/2	0,166		0,353	
1-p/2	0,834		0,647	
H=0	42.33		8.072	
Prob > F	0,000		0,000	
H=1	753.4		622.6	
Prob > F	0,000		0,000	

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

La tabla reporta los resultados de la estimación estática del estadístico de Panzar-Rosse (1987). La variable dependiente es el logaritmo de los ingresos totales que excluyen intereses, comisiones y reajustes. Las variables LnW1: son los intereses pagados sobre el total de depósitos y captaciones; LnW2 es el gasto total en personal dividido por el total de activos; LnW3 es el gasto administrativo más amortizaciones y castigos dividido por el total de activos fijos; LnCap es el capital y reservas sobre el total de activos; LnPres es el total de préstamos sobre activos, INFLA es la tasa de inflación semestral, TASA es la tasa de referencia de los bonos de tesoro de USA promedio semestral; Tam es el logaritmo de los activos. (**), (*) y (*) indica variable significativa al 1%, 5% y 10%, en paréntesis se muestran los errores estándares. El H estadístico es igual a la suma de las elasticidades del ingreso respecto al precio de los insumos. Se presenta test de Wald asociados a las hipótesis nula que H=0 y H=1 con distribución F. Se muestran los R cuadrado Within, Overall y Betw en de cada ecuación. Se muestra el resultado del test de Hausman, coeficiente y p-value con distribución Chi-cuadrado. UI=0 muestra el test de Wald de significancia conjunta de los efectos individuales. Obs: número de observaciones y N: número de firmas. Test H=0 (Equi LP) corresponde al test de equilibrio de largo plazo, calculando H con variable dependiente retorno sobre el capital, se presenta test de Wald con distribución F.

Anexo 12: Modelo Dinámico Test H de Panzar-Rosse

Variable Dependiente: Logaritmo de los Ingresos por Intereses, sin controlar por Tamaño (siguiente a Bikker, et al. (2012)).

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)					
InI (t-1)	0.91484*** (0.047)	0.85406*** (0.030)	0.90234*** (0.048)	0.81274*** (0.030)	0.75642*** (0.147)	0.82775*** (0.031)	0.74774*** (0.111)	0.78034*** (0.030)	
InI (t-2)	0.07550 (0.053)	0.09241*** (0.029)	0.06793 (0.054)	0.11559*** (0.030)	0.16670* (0.090)	0.11531*** (0.030)	0.17708** (0.081)	0.15194*** (0.030)	
InW1	0.26144*** (0.022)	0.15711*** (0.015)	0.26215*** (0.020)	0.19965*** (0.014)	0.16288* (0.090)	0.12938*** (0.016)	0.20583*** (0.057)	0.15017*** (0.016)	
InW1 (t-1)	-0.28285*** (0.046)	-0.16054*** (0.016)	-0.23069*** (0.039)	-0.15412*** (0.017)	-0.29552*** (0.071)	-0.15334*** (0.018)	-0.27011*** (0.057)	-0.16440*** (0.018)	
InW1 (t-2)	-0.04961* (0.026)	-0.05346*** (0.015)	-0.05001* (0.027)	-0.03335*** (0.015)	-0.11144* (0.062)	-0.04900*** (0.017)	-0.09555* (0.049)	-0.03886*** (0.017)	
InW2	-0.15673** (0.073)	-0.07832*** (0.026)	-0.06568 (0.047)	-0.06515** (0.027)	-0.14910* (0.090)	-0.04225 (0.028)	-0.12069* (0.065)	-0.03184 (0.028)	
InW1 (t-1)	-0.05811 (0.051)	-0.03381 (0.028)	-0.05127 (0.051)	-0.02162 (0.029)	0.03941 (0.120)	-0.05052* (0.031)	0.05307 (0.107)	-0.03539 (0.031)	
InW1 (t-2)	0.02474 (0.070)	0.07678*** (0.027)	0.07220 (0.057)	0.06611** (0.027)	0.32681** (0.146)	0.07161** (0.028)	0.23454** (0.103)	0.05233* (0.029)	
InW3	0.08407* (0.048)	0.06321*** (0.015)	0.04831 (0.043)	0.05158*** (0.016)	0.22665*** (0.082)	0.06332*** (0.017)	0.18242*** (0.068)	0.05914*** (0.017)	
InW3 (t-1)	-0.10357* (0.054)	-0.05038*** (0.017)	-0.07316 (0.052)	-0.05849*** (0.018)	-0.00240 (0.089)	-0.03862** (0.019)	-0.00492 (0.077)	-0.04886** (0.019)	
InW3 (t-2)	-0.01235 (0.035)	-0.00589 (0.016)	0.00327 (0.035)	-0.00018 (0.016)	-0.19203 (0.142)	-0.01177 (0.017)	-0.13289 (0.122)	-0.00625 (0.017)	
InCap	-0.29665*** (0.060)	-0.16016*** (0.032)	-0.27063*** (0.055)	-0.19825*** (0.033)	-0.28522*** (0.059)	-0.16190*** (0.032)	-0.29007*** (0.057)	-0.18597*** (0.032)	
InCap (t-1)	0.20992*** (0.050)	0.09144** (0.038)	0.22705*** (0.047)	0.10636*** (0.039)	0.26811*** (0.087)	0.09216** (0.038)	0.26688*** (0.086)	0.10709*** (0.038)	
InCap (t-2)	0.03547 (0.053)	0.02868 (0.033)	-0.00176 (0.049)	0.03414 (0.034)	-0.16570 (0.135)	0.03026 (0.033)	-0.08454 (0.099)	0.03669 (0.033)	
InPres	0.47361*** (0.097)	0.24649*** (0.029)	0.37754*** (0.080)	0.28784*** (0.029)	0.38093*** (0.100)	0.24540*** (0.029)	0.36073*** (0.080)	0.27408*** (0.029)	
InPres (t-1)	-0.20207* (0.104)	-0.18009*** (0.043)	-0.28432*** (0.098)	-0.19281*** (0.044)	-0.40352* (0.221)	-0.18126*** (0.043)	-0.31447** (0.153)	-0.17843*** (0.044)	
InPres (t-2)	-0.15400* (0.083)	-0.08990** (0.041)	-0.11736 (0.077)	-0.10855** (0.042)	-0.33158** (0.156)	-0.08519** (0.042)	-0.25283* (0.132)	-0.10374** (0.043)	
InW1*Apertura					0.16120	0.11238*** (0.110)	0.12872** (0.063)	0.12702*** (0.028)	
InW1*Apertura (t-1)					0.15726	-0.03640 (0.100)	0.18106* (0.036)	-0.00843 (0.037)	
InW1*Apertura (t-2)					-0.02162	-0.03724 (0.115)	-0.10392 (0.029)	-0.06773** (0.029)	
InW2*Apertura					-0.02893	-0.08465*** (0.067)	-0.04729 (0.022)	-0.09341*** (0.022)	
InW2*Apertura (t-1)					-0.12639**	0.03620 (0.059)	-0.13031** (0.059)	0.01133 (0.028)	
InW2*Apertura (t-2)					-0.08082	0.02689 (0.123)	0.02619 (0.023)	0.05789** (0.022)	
InW3*Apertura					-0.28154	0.00862 (0.187)	-0.14015 (0.027)	0.00295 (0.115)	
InW3*Apertura (t-1)					0.07598	-0.04304 (0.123)	0.02132 (0.033)	-0.02469 (0.034)	
InW3*Apertura (t-2)					0.37569	0.01795 (0.255)	0.19889 (0.026)	0.00822 (0.134)	
INFLA	-0.00393* (0.002)	0.01652*** (0.003)			0.00412	0.01605*** (0.006)			
TASA	0.01312*** (0.004)	0.02061*** (0.004)			0.00818	0.01356*** (0.010)			
Tendencia				0.00101 (0.001)					
Constant	-1.09285 (1.812)	0.47359** (0.228)	0.18843 (1.622)	1.19040*** (0.250)	1.30856 (2.170)	0.60491** (0.253)	1.56957 (1.969)	1.01688*** (0.244)	
Obs	1,038 N 45	993 45	1,038 45	993 45	1,038 45	993 45	1,038 45	993 45	
R2 Within			0.899	0.893		0.900		0.896	
R2 Overall			0.993	0.992		0.993		0.993	
R2 Between			0.999	0.999		0.999		0.999	
H CP D=0	0,19 P-Value 0,038	>0 0,00	0,14 0,02	>0 0,00	0,25 0,015	>0 0,0	0,24 0,0	>0 0,005	
p/2	0	0	0	0	0,01	0	0,0	0,0	
1-p/2	1	1	1	1	0,99	1	1,0	1,0	
H CP D=1					0,09 0,604	0,19 0	0,21 0,104	0,214 0	
P-Value					0,3 0,7	0 1	0,05 0,95	0,00 1,00	
p/2									
1-p/2									
H-LP D=0	-30,33 0,889	0 0,004	-1,593414 0,004	<0 0,794	-2,85 0,557	0,-2173897 0	0,0683 0,978	0,-1,43 0,016	<0 0,0
P-Value					0,40 0,60	0,28 0,72	0,49 0,51	0,01 0,99	<0 0,02
p/2	0	0	0,00	0,00					
1-p/2	1	1	1,00	1,00					
H-LP D=1					3,07 0,589	0,-1,413251 0,011	2,5 0,465	0,-0,7501245 0,067	<0 0,02
P-Value					0,29 0,71	0,01 0,99	0,23 0,77	0,23 0,97	<0 0,03
p/2									
1-p/2									
H-equí	0,0051161 P-Value 0,868	## 0,722	0,0048 0,75	0,00 0,791	0,00 0,605	0,00 0,832	0,00 0,368	0,00 0,794	0,00
P-Value									
p/2	0,434	0,361	0,375	0,3955	0,3025	0,416	0,184	0,397	
1-p/2	0,566	0,639	0,625	0,6045	0,6975	0,584	0,816	0,603	