

Economías de Escala y Barreras a la Entrada en el Mercado Argentino de AFJP*

Ignacio Apella y Daniel Maceira

Centro de Estudios de Estado y Sociedad (CEDES)

Sánchez de Bustamante 27 (1173)

Buenos Aires, Argentina

www.cedes.org

Resumen

El presente trabajo analiza la existencia de economías de escala en la industria de AFJP, y el papel desempeñado por éstas como mecanismos de barreras a la entrada. Sobre un panel de datos trimestrales entre 1995 y 2003 se estima una función de costos derivada de un esquema del tipo *Cobb Douglas*, considerando los potenciales efectos de algunos cambios estructurales, tanto micro como macroeconómicos, sobre el mercado. Los resultados avalan la hipótesis que postula la existencia de economías de escala en la industria y su papel desempeñado como barrera a la entrada de nuevos competidores.

Abstract

This document analyses the presence of economies of scale in the industry, and the role they play as barriers to entry. From a quarterly panel data between 1995 and 2003, a cost function scheme from a Cobb Douglas specification was estimated, considering the potential effects of some micro as well as macroeconomics structural changes on the market. Results support the hypotheses that postulate the existence of economies of scale in industry and it has been a barrier to the entry of new competitors.

JEL: D24, L11

Palabras clave: Economía de escala, barreras a la entrada, AFJP.

* Este trabajo forma parte del Convenio Facultad de Ciencias Económicas (UBA) – Superintendencia de AFJP (SAFJP). Se agradecen los comentarios y la información suministrada por Hugo Bertín y Roberto Calvo, ambos de la SAFJP. Los autores guardan entera responsabilidad por los resultados expresados en este trabajo. Correspondencia a ignacioa@cedes.org; danielmaceira@cedes.org

1. Introducción

A partir de Julio de 1994 entra en vigencia el Sistema Integrado de Jubilaciones y Pensiones (SIJP), compuesto por dos regímenes, el antiguo régimen público, organizado por un sistema de reparto y gerenciado por la Administración Nacional de Seguridad Social (ANSeS), y un nuevo régimen basado en la capitalización individual y administrado por empresas privadas: las Administradoras de Fondos de Jubilaciones y Pensiones (AFJP), cuyo organismo de control y regulación es la Superintendencia de AFJP (SAFJP). A diciembre del 2002, aproximadamente el 80% de los potenciales aportantes había optado por el cambio al régimen privado.

El principal objetivo del SIJP es cubrir las contingencias de vejez, invalidez y fallecimiento. Bajo este objetivo común, la función del sistema privado de capitalización es otorgar mecanismos de opción entre empresas gerencadoras de fondos a la clase trabajadora en actividad. Cada Administradora de Fondos de Jubilaciones y Pensiones (AFJP) administra los aportes de sus afiliados recibiendo en contraparte una retribución por tal actividad. Dicha retribución (comisión) se encontraba compuesta por un precio fijo en pesos y un componente variable proporcional al ingreso imponible del afiliado hasta diciembre de 2001, momento en el cual el primero fue eliminado.

Existen cuatro grandes categorías de propiedad del capital de las AFJP en Argentina: bancos públicos, empresas de capital extranjero (bancos y empresas), compañías de seguros y aquellas originadas vía acción sindical. La operación activa por parte de una AFJP requiere que éstas cuenten con un capital mínimo inicial de \$3 millones, al tiempo que debe mantener una inversión de reserva o encaje equivalente a \$1.5 millones o 1% del conjunto total de fondos de pensión bajo su administración.

La demanda potencial del sistema la constituye todas aquellas personas físicas mayores de 18 años, dependientes y/o autónomas. La normativa exige a los trabajadores elegir alguno de los dos sistemas disponibles (reparto o capitalización), transfiriendo automáticamente al segundo a quienes no hicieran uso de su opción¹. Aquellos que ejercieron tal opción a favor del régimen de reparto estatal mantienen abierta la posibilidad de modificar dicha decisión a favor del régimen privado de capitalización individual. Sin embargo, y hasta la fecha, aquellos que optan por la capitalización individual no cuentan con la facultad equivalente, aunque mantiene la potestad de cambiar de AFJP.

En todos los casos, y una vez expresada la opción, la afiliación es obligatoria y el afiliado debe hacer un aporte mensual consistente en una proporción de su salario mensual regular. En este contexto, el objetivo del presente trabajo es determinar la presencia de economías de escala en la industria de AFJP, y cuál es el papel que a ellas les cabe en el establecimiento de barreras a la entrada de nuevos competidores a la industria. Para ello, en la tercera sección se describe brevemente, luego de la presentación del marco teórico de análisis, la evolución del sistema privado de capitalización y los cambios ocurridos en algunos indicadores claves de concentración. Posteriormente, y sobre un panel de datos trimestrales entre 1995 y 2003 se estima mediante mínimos cuadrados clásicos corregidos una función de costos derivada a partir de un esquema del tipo *Cobb Douglas*. La estimación considera los potenciales efectos de algunos cambios estructurales, tanto micro como macroeconómicos, sobre el mercado. La quinta sección analiza la incidencia de la estructura de costos identificada sobre la formación de barreras a la entrada adicionales a aquellas constituidas por la normativa que dio origen al mercado.

¹ Originalmente, la asignación de AFJP para aquellos que no ejercían su opción se circunscribía a las cuatro firmas con mayor afiliación. Posteriormente (1999) se alteró tal criterio, utilizándose un mecanismo de sorteo entre todas las AFJP participantes del sistema. Actualmente (desde diciembre de 2001), la asignación se realiza solamente entre las dos empresas con comisiones más económicas y presencia local en la jurisdicción donde reside el potencial afiliado.

Finalmente, el trabajo discute las principales conclusiones desde la perspectiva del regulador, a fin de brindar herramientas adicionales para la toma de decisiones de política.

2. Marco Teórico

El número de firmas participantes en el mercado o la tasa de concentración del mismo, no definen por sí solos su carácter perfectamente competitivo u oligopólico. Un mercado “perfectamente competitivo” implica que cada firma participante no tenga influencia sobre las señales del mercado y por tal motivo se comporte como tomador de precios. Este hecho encuentra fundamento en la homogeneidad del bien o servicio ofrecido, como también en los niveles de eficiencia alcanzados por la industria.

Por otra parte, en un mercado con una fuerte estructura oligopólica, la contribución de cada una de las firmas participantes es perceptible y se basa en las características de interdependencia mutua. Ello obliga a las empresas a permanecer atentas tanto a las acciones agresivas de sus rivales como a las respuestas defensivas adoptadas por ellas ante cambios de política.

Frente a este contexto, la solución de equilibrio de mercado puede tomar dos formas: una colusiva, donde los participantes establecen un acuerdo de precios y/o cantidades de manera explícita o implícita y, una solución no colusiva, la cual se alcanza cuando las firmas no disponen a priori de información relevante sobre el comportamiento y reacción de sus rivales.

El incumplimiento de la condición de producto homogéneo constituye un factor relevante en la creación de situaciones no competitivas de intercambio. La heterogeneidad de productos implica que cada firma actúe como monopolista dentro de su propio sub-mercado. La heterogeneidad entre los distintos bienes y servicios ofrecidos por las firmas que compiten entre sí, pueden tener su origen tanto en causas reales (diferenciación horizontal o vertical) como aparentes, combinando diferencias objetivas en las características del bien o servicio, con mecanismos de persuasión basados en publicidad.

Es común observar que a medida que el grado de concentración de una industria aumenta, sus empresas presentan resultados cada vez más atractivos en términos de ganancias. Asimismo, las condiciones básicas del mercado, en términos de tamaño, distribución de ingresos de la demanda potencial o marco normativo preexistente influyen en la estructura de la oferta y condiciona su estrategia de acción. Desde esta perspectiva, el debate se centra en un esquema determinista, en el cual la explicación de dicha relación positiva entre concentración y ganancia queda expresada por el paradigma de Estructura-Conducta-Desempeño (ECD). Una estructura altamente concentrada provee a sus participantes de mayor poder de mercado para la fijación de precios, llevando al mercado a soluciones monopólicas, con el costo social consecuente. La literatura tradicional de economía industrial parte de ese supuesto: a menor tamaño de mercado, mayor nivel de concentración y menor eficiencia social.

Sin embargo, la nueva teoría de la organización industrial (Bresnahan, 1989, entre otros) propone que tal relación determinista es discutible, en la medida que una elevada tasa de concentración no necesariamente constituye el resultado del uso del poder de mercado de las firmas, sino que podría surgir como consecuencia de la búsqueda de eficiencia económica. Esta hipótesis de eficiencia destaca que la ventaja alcanzada por las firmas que cuentan con mayor concentración se origina en su capacidad de operar con costos menores. Estos, a su vez, son el producto de estrategias de mercado construidas a partir de un amplio vector de opciones (precio, diferenciación, targetting) que reformulan la estructura original del mercado.

En este sentido, la discusión original sobre la hipótesis de estructura eficiente (Demsetz, 1973; Broten, 1970 – 1982; McGee, 1974) sostiene que la concentración de un mercado está asociada con la mayor eficiencia operativa de algunas firmas. Las empresas con una ventaja comparativa en producción logran obtener una mayor participación en el mercado, obteniendo rentas económicas o Ricardianas, y no necesariamente ganancias monopólicas. En efecto, muchos estudios resaltan la importancia de la existencia de economías de escala como determinante de la concentración (Curry y George, 1983), precisamente por el alcance de la eficiencia productiva en términos de reducción de costos.

Desde la perspectiva del regulador, el debate sobre los determinantes de la tasa de concentración resulta crucial. Un mercado cuyos niveles de concentración se fundamentan en el uso de poder de mercado requiere de mecanismos de control sobre la estructura del mismo, a fin de evitar rentas monopólicas que reduzcan el excedente del consumidor. Contrariamente, siguiendo la hipótesis de eficiencia, cualquier política de desconcentración sobre la estructura podría ser contrarrestada por los efectos adversos sobre los costos. La opción relevante en tal caso es dirigir las acciones regulatorias a los mecanismos de conducta empresarial.

En la siguiente sección se presenta un breve análisis de la estructura del mercado de pensiones privadas, identificando la evolución de las principales variables del sector, como paso previo al estudio de la función de costos.

3. Tamaño y Concentración del Mercado

Las características del mercado de servicios de AFJP revisten dos dimensiones relevantes desde la perspectiva del análisis de organización industrial. La primera de ellas se relaciona con los mecanismos posibles de diferenciación de productos/servicios ofrecidos. A partir de ellos se establecen las posibilidades de sustitución entre firmas en un mercado cuyo producto es de características generales “homogéneo”. La segunda dimensión es geográfica, en la medida que la demanda se encuentra dispersa en el territorio del país. Desde esta perspectiva, se considera que el mercado relevante está constituido por todo el territorio nacional, dado que la mayoría de las empresas (AFJP) compiten en todo el país, con algunas excepciones operando en determinadas provincias. El Cuadro 3.1 presenta la cantidad de afiliados y aportantes por cada una de las firmas a diciembre de 1995 y marzo de 2004, junto a la variación porcentual en cada uno de los dos rubros.

El mismo se encuentra ordenado por la quinta columna, correspondiente al número de aportantes por AFJP a marzo de 2004. Se aprecia un incremento en la cantidad de afiliados totales al sistema del 119% entre ambos períodos considerados, y un aumento, aunque de menor proporción (54%) en la cantidad de aportantes. El incremento de afiliados se asocia tanto con el ingreso de nuevos trabajadores al régimen como así también al traspaso de aquellos que realizaban sus aportes al régimen público de reparto nacional y provincial. La tasa aportante/afiliado ha sido consecuentemente decreciente, y responde tanto a motivos propios del sistema de pensiones (evasión) como del mercado laboral (aumento del desempleo): al perder la condición de trabajador activo, el contribuyente deja de realizar sus aportes².

² Sin embargo, pueden identificarse tres tramos en los cuales la tendencia de la relación aportante/afiliado sufre modificaciones marginales. El primer corte se observa en marzo de 1999, momento en el cual la economía argentina entra en su primera etapa de desaceleración económica después de la devaluación de la moneda brasileña. El segundo corte se observa en diciembre de 2001, cuando la economía argentina abandona la paridad fija de su moneda con respecto al dólar, en medio de una crisis económica, política y social. Ello justifica la fuerte relación entre el pago efectivo de los aportes previsionales obligatorios y el estado del ciclo económico. En este sentido, aquellas firmas con mayor participación de afiliados de ingresos altos suelen tener una mejor relación aportante/afiliado, como consecuencia de sus mayores posibilidades de hacer frente a crisis de ingresos.

Cuadro 3.1: Cantidad de afiliados y aportantes por firma. Dic. 95 – Mar. 04

AFJP	Afiliados Dic. 1995	Aportantes Dic. 1995	Afiliados Mar. 2004	Aportantes Mar. 2004	Variación Afiliados %	Variación Aportantes %
Profesión	16.978	10.090	212.321	73.318	1.151	627
Unidos	18.919	13.390	208.787	73.485	1.004	449
Arauca Bit	82.050	42.684	673.350	300.062	721	603
Origenes	501.922	247.871	2.323.659	820.287	363	231
Prorenta	98.912	46.461	437.739	134.010	343	188
Futura	43.368	33.563	162.160	47.279	274	41
Previsol	130.605	68.008	322.545	105.178	147	55
Consolidar	651.750	352.484	1.520.665	602.703	133	71
Siembra	593.709	302.949	1.342.857	491.305	126	62
Maxima	620.516	310.350	1.335.087	487.457	115	57
Nación	471.755	215.885	828.319	316.351	76	47
Activa	131.975	61.702	0	0	-100	-100
Afianzar	21.516	10.209	0	0	-100	-100
Activa-Anticipar	141.125	63.936	0	0	-100	-100
Banat	462	0	0	0	-100	0
Claridad	257.381	114.862	0	0	-100	-100
Ethika	2.048	1.117	0	0	-100	-100
Ethika-Jacaranda	60.594	23.105	0	0	-100	-100
Fecunda	146.519	67.174	0	0	-100	-100
Generar	36.450	22.745	0	0	-100	-100
Mas Vida	66.649	16.103	0	0	-100	-100
Patrimonio	127.117	56.390	0	0	-100	-100
Previnter	370.022	199.552	0	0	-100	-100
San José	27.462	15.284	0	0	-100	-100
Savia	46.688	11.562	0	0	-100	-100
Met	0	0	211.435	106.240		
Total	4.371.876	2.307.476	9.578.924	3.557.675	119	54

Fuente: SAFJP

Paralelamente, el sistema privado de capitalización ha experimentado un significativo proceso de concentración durante el período bajo estudio, especialmente durante los primeros cuatro años, observándose un leve descenso posterior, e intensificándose nuevamente al concluir el año 2001. La reducción en el número de administradoras no determina necesariamente mayor concentración en la estructura del mercado, sino la presencia de cambios en la participación de cada una de las firmas en la industria y la interacción entre las mismas. Sobre la base de la información disponible por la Superintendencia de Administradoras de Fondos de Jubilaciones y Pensiones se presentan dos índices: el de concentración a la cuarta firma³ y el índice de Herfindahl⁴. El Cuadro 3.1 presenta estos indicadores para dos variables claves del mercado: cantidad de afiliados y número de aportantes. La elección de los mismos se debe principalmente a cuatro factores: (i) los datos necesarios para su construcción son accesibles; (ii) su resultado es independiente del tamaño de la industria; (iii) el resultado se ve afectado por los procesos de fusiones y absorciones que se verifiquen en el mercado, y (iv) la entrada o salida de una firma, de tamaño significativo, afecta negativa o positivamente el índice de concentración.

³ El índice de concentración a la cuarta firmas se define como: $\sum_{i=1}^{i=4} \frac{A_i}{A}$, donde A_i es la cantidad de afiliados/aportantes de la firma i , y A es el total de afiliados/aportantes del mercado.

⁴ El índice de Herfindahl se define como: $\sum_{i=1}^{i=N} \left(\frac{A_i}{A} \right)^2$, donde A_i es la cantidad de afiliados/aportantes de la firma i , y A es el total de afiliados/aportantes del mercado.

Cuadro 2.2.1
Índice de concentración a la cuarta firma e índice de Herfindahl. 1995-2003

Año	IC 4ta. Firma		Herfindahl	
	Afiliados	Aportantes	Afiliados	Aportantes
1995	0,54	0,53	0,10	0,09
1996	0,53	0,56	0,10	0,10
1997	0,64	0,65	0,12	0,13
1998	0,69	0,69	0,14	0,14
1999	0,67	0,68	0,13	0,13
2000	0,65	0,67	0,13	0,13
2001	0,74	0,75	0,16	0,16
2002	0,72	0,72	0,15	0,15
2003	0,70	0,71	0,15	0,15

Fuente: Elaboración propia en base a datos de SAFJP

Los resultados obtenidos evidencian el proceso significativo de concentración experimentado, que ha conducido a que sólo cuatro firmas dominen el 70% del mercado, tanto en términos de afiliados como de aportantes. A junio de 2003, la cantidad total de afiliados se distribuye de la siguiente manera: Orígenes (25%), Consolidar (16%), Máxima (15%) y Siembra (15%). Observando la conformación de mercado en perspectiva, tales firmas mantuvieron siempre sus posiciones relativas. En términos relativos, y como referencia válida, el Departamento de Justicia de Estados Unidos y la Comisión Federal de Comercio del mismo país estiman que un mercado se encuentra moderadamente concentrado cuando el índice de Herfindahl se ubica entre 0,10 y 0,18.⁵ Asimismo, se considera que aumentos en este índice menores a 0,01, ocurridos por fusiones en mercados moderadamente concentrados, tiene una baja probabilidad de tener efectos adversos en el nivel de competencia. Aumentos mayores a 0,01 implicarían mayores riesgos en esa dirección.

De todos modos, la evolución de cualquiera de los dos índices de concentración expuestos no es homogénea a lo largo de todo el período bajo estudio. En este sentido, durante los primeros cuatro años de vida del mercado, el grado de concentración se ha ido incrementando en forma paulatina, como consecuencia de las absorciones y fusiones ocurridas. El descenso en la tasa de concentración ocurrida desde septiembre de 1998 y hasta diciembre de 2000 se corresponde con el cambio de criterios en la distribución de los indecisi y con el menor número de absorciones.

Si bien la industria ha experimentado un fuerte proceso de absorción entre firmas, es necesario notar dos hechos importantes. El primero de estos es la última absorción realizada en el 2001, en donde Orígenes absorbe toda la cartera de clientes de Previnter. Esta operación fue la más significativa en tanto la firma absorbida contaba con una importante participación en el mercado (8%) mientras que la absorbente mantenía una participación del 19%.

El segundo cambio de peso lo constituyó la entrada de Met al mercado en marzo de 2001. La importancia de este fenómeno reside en la posibilidad de eludir las barreras existentes a la entrada y la presencia de una “amenaza” creíble de potenciales entrantes, siempre que los beneficios obtenidos en el mercado sean extraordinarios.

4. Economías de escala

La presencia de economías de escala en una industria implica una productividad marginal creciente de los factores productivos y por tal motivo, que los costos medios sean decrecientes. En otras palabras, los costos totales crecen menos que proporcionalmente a

⁵ Federal Trade Comisión (1992), “Horizontal Merger Guidelines”.

la cantidad producida. Paralelamente, la necesidad de realizar una gran inversión al inicio de la actividad, considerada como costo fijo también constituye una fuente generadora de costos medios decrecientes en el corto plazo.

En la presente sección se propone identificar la presencia de economías de escala en la industria de AFJPs, en términos de costos medios decrecientes. Para tal fin, se derivará la función de costos de la industria a partir de un esquema de producción del tipo Cobb Douglas, considerando a los costos económicos totales como la suma de aquellos de carácter operativos, surgidos de los balances trimestrales de las firmas, y el costo de oportunidad del capital invertido, estimado a través de la utilización de un modelo del tipo Capital Asset Price Model.

Las firmas participantes en el mercado ofrecen el servicio de administración de un fondo previsional, a cambio del pago de una comisión mensual. Para tal fin, las firmas reciben de sus afiliados una suma de dinero que se destinará a una cuenta de capitalización individual durante el período en que éstos sean trabajadores activos. Las AFJP tienen como principal objetivo maximizar el rendimiento de estos fondos, construyendo una cartera de diferentes activos, entre los cuales se pueden mencionar, títulos de deuda del gobierno nacional, obligaciones negociables, depósitos a plazo fijo, acciones de empresas privatizadas y sociedades anónimas, fondos comunes de inversión, etc. Al momento del retiro, el trabajador gozará de un ingreso mensual proveniente del fondo individual acumulado más el retorno obtenido por la inversión de dichos ahorros.

El rendimiento que una firma alcanza para el fondo de un afiliado es el mismo que el resto de sus contribuyentes, por lo que no hay rivalidad en el uso del producto. De este modo se rompe una cualidad básica de los bienes o servicios privados, siendo un servicio “de club”, con economías de escala en la administración de la cartera.

Por tal motivo, la cantidad de afiliados que cada firma mantenga, será la variable que denotará lo producido por cada una de ellas. Cada AFJP desea satisfacer a la mayor cantidad de afiliados no sólo por la presencia de fuertes economías de escala en la administración de la cartera, sino también por su objetivo de maximización de ingresos.

Los ingresos de una AFJP dependen del nivel de sus comisiones (precio)⁶, del salario del afiliado y de la cantidad de afiliados que efectivamente realizan el aporte, que son en definitiva quienes hacen efectivo el pago. Sin embargo, la firmas deben afrontar costos por la cantidad total de afiliados que mantengan bajo su órbita⁷. Dado esto, se define la siguiente función de beneficios de las AFJP:

$$\pi_i = (p_i^f + p_i^v \cdot y_j) M \cdot s_i \cdot (1 - u_i) - CT_i(Ms_i) \quad (1)$$

Donde: p_i^f es la comisión fija en pesos cobrada por la firma i a los afiliados

p_i^v es la comisión variables cobrada por la firma i a los afiliados

y_j es el nivel de ingreso imponible del afiliados j

M es el tamaño total de mercado (afiliados totales)

s_i es la participación en el mercado de afiliados de la firma i

⁶ Hasta diciembre de 2001 dicho precio mantuvo una doble estructura: un precio fijo en pesos y una comisión variable proporcional al ingreso imponible del afiliado. A partir de dicho mes se eliminó la posibilidad de cobrar una comisión fija.

⁷ En la función de costos no se distinguen entre aportantes y no aportantes ya que la manutención de un afiliado que no es aportante también implica un costo para las firmas.

u_i es la tasa de evasión de estos afiliados de la firma i
 $CT_i(Ms_i)$ son los costos totales de la empresa i los cuales están en función de la cantidad de afiliados totales

El comienzo de la actividad por parte de una firma requiere de una gran inversión de entrada (costos fijos) asociados con gastos en tecnología, infraestructura y administración. Simultáneamente, los costos variables podrían ser crecientes en una proporción menor a la cantidad de afiliados. Este hecho, permitiría que los costos medios sean fuertemente decrecientes a medida que aumenta la actividad.

Suponiendo una función de producción del tipo *Cobb Douglas*, la función de costos de las firmas, tal como se demuestra en el Anexo, viene dada por:

$$CT_i(A_i) = a.A_i^\delta + cf_i \quad (2)$$

Donde $A_i = M.s_i$ es la cantidad total de afiliados de la firma i

cf_i son los costos fijos de la firma i , y

$\delta = \frac{1}{\sum_{n=1}^N \alpha_i}$, siendo α_i la elasticidad de la oferta respecto a cada uno de los N factores productivos.

Se puede observar que la elasticidad de la función de producción respecto a los factores productivos son los determinantes directos de la forma que tome la función de costos. En este sentido, se presentan tres casos posibles:

$$(i) \sum_{n=1}^N \alpha_i < 1$$

$$(ii) \sum_{n=1}^N \alpha_i = 1$$

$$(iii) \sum_{n=1}^N \alpha_i > 1$$

Si la suma de los exponentes de la función de producción es menor a uno, esto equivale a decir a que la productividad de los factores es decreciente y por tal motivo los costos tanto medios como marginales son crecientes. En el extremo opuesto, cuando la sumatoria de las elasticidades resulta mayor a uno, la productividad de los factores es creciente y los costos medios y marginales decrecientes: existen economías de escala en costos medios. Por último, si la elasticidad de la oferta respecto a todos sus factores productivos es unitaria, tanto el coste medio como el marginal concluyen siendo constantes para todo el dominio de producción.

Por tal motivo, el valor del coeficiente a estimar δ sugerirá la presencia de economías o deseconomías de escala en todo el dominio de la función o en tramos del mismo. Dado (2), los costos marginales y medios se encuentran respectivamente son:

$$Cmg_i = a.\delta.A_i^{\delta-1} \quad (3)$$

$$Cmed_i = a.A_i^{\delta-1} + \frac{cf_i}{A_i} \quad (4)$$

Se postula que los costos medios decrecientes no sólo tienen fundamento en la importancia de los costos fijos, sino también en la propia estructura de los costos variables como consecuencia de la productividad marginal de los factores productivos.

Tomando logaritmo natural a ambos lados de (2) se obtiene la forma lineal de la función de costos:

$$\ln C_i = \ln a + \delta.\ln A_i + \ln cf_i \quad (6)$$

De existir economías de escala el valor del δ estimado deberá ser menor a uno. La implementación econométrica para la estimación de la estructura de costos presentada, cuenta con tres grupos de variables: (a) aquellas asociadas con costos operativos, (b) las variables utilizadas como aproximación del costo de oportunidad del capital, y (c) la identificación de posibles impactos regulatorios sobre la estructura de costos de las firmas.

Las variables que sirven de base para el estudio de costos operativos, corresponden a los balances trimestrales proporcionados por la Superintendencia de AFJP. Asimismo, y con el fin de lograr la mejor aproximación a la función de costos para las AFJP, se plantea la identificación de otras variables de costos que tienen relevancia económica. Siguiendo a Braberman, Chisari y Quesada (2000) los costos reportados en los balances de las firmas no toman en cuenta la remuneración al capital, que sí forman parte de los costos económicos de cualquier empresa.

En este sentido, los costos totales incluyen no sólo aquellos de carácter operativo, reportados por las AFJP en los balances trimestrales, sino también el costo de oportunidad del capital. Este último, debió ser estimado mediante la aplicación de un modelo de Capital Asset Price Model para países emergentes. De acuerdo con esta metodología, el costo de oportunidad del capital es el producto entre el capital de las firmas y una tasa de interés de referencia denominada costo de capital.

El capital de las firmas surge del patrimonio neto de las mismas, y es un dato puramente contable. Sin embargo, el costo de capital debió estimarse de la siguiente manera:

$$r_{kp} = r_i + \beta(r_m - r_i) + rp \quad (5)$$

Donde r_i es una tasa de interés libre de riesgo

r_m es el retorno de una cartera diversificada de acciones

rp es el riesgo país

β es el índice de correlación simple del retorno de las acciones de la empresa en cuestión y el mercado en su conjunto.

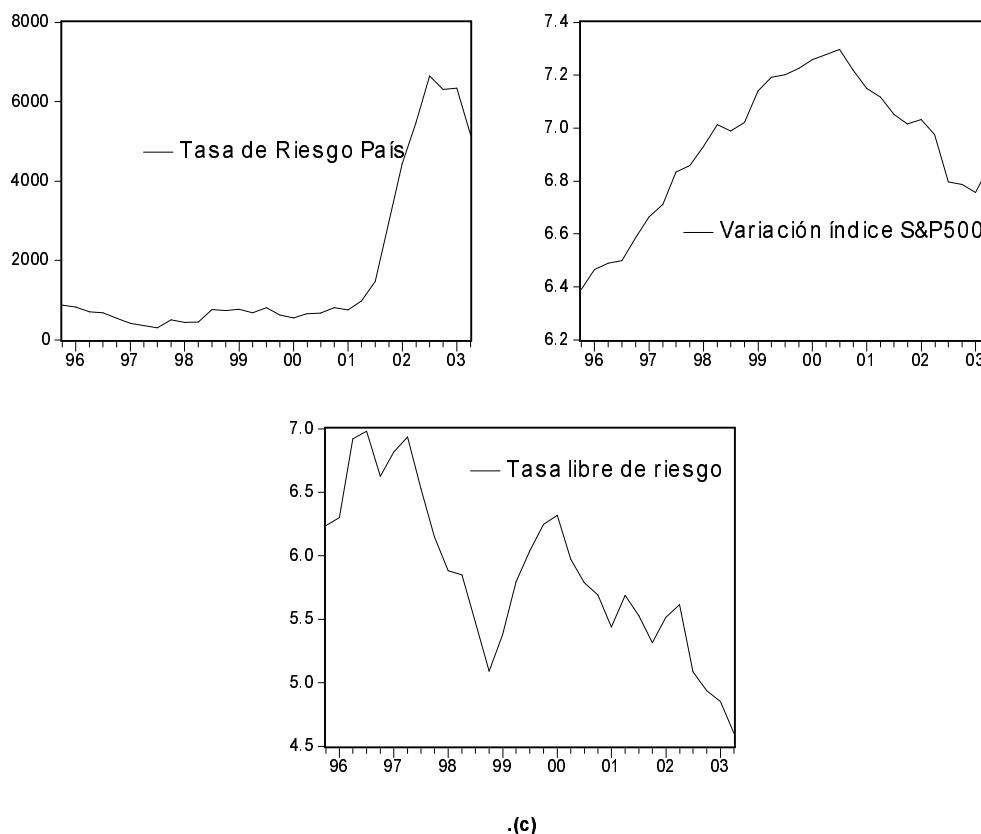
Como activo libre de riesgo se postuló la tasa del bono de Estados Unidos a treinta años y como aproximación al rendimiento de una cartera diversificada de acciones se consideró la variación del índice S&P 500.

Dado que las AFJP no cotizan en bolsa, no se dispone de valores específicos de β para estas firmas, debiéndose utilizar el de otras empresas que se consideran semejantes. Teniendo en cuenta que los ingresos de las AFJP dependen crucialmente del nivel de actividad (en tanto se encuentran en función del salario y del desempleo), que los costos se originan en el sector servicios y que el capital necesario para iniciar actividades es similar y en cierta medida compartido, se optó por utilizar los β de las instituciones bancarias que cotizan en bolsa como mejor aproximación al mercado bajo análisis⁸.

Por otra parte, el spread por riesgo país que debía pagar Argentina cambió bruscamente de tendencia durante el año 2001. En principio, ello fue consecuencia de problemas de expectativas tanto sobre la solvencia del estado argentino como por el mantenimiento del plan de convertibilidad, como también por la declaración en cesación de pagos por parte del gobierno sobre los títulos de deuda pública. Por tal motivo, este factor será tomado en consideración como variable explicativa al realizar el cálculo de costo de oportunidad en la estimación de los costos totales del sistema de AFJPs.

Las Figuras 4.1 exponen: (a) la evolución de la tasa de riesgo país, (b) la variación del índice S&P 5000, y (c) la tasa del bono de Estados Unidos a treinta años, durante el período comprendido entre diciembre de 1995 y junio de 2003:

Figura 4.1
Evolución de los principales componentes del costo de oportunidad



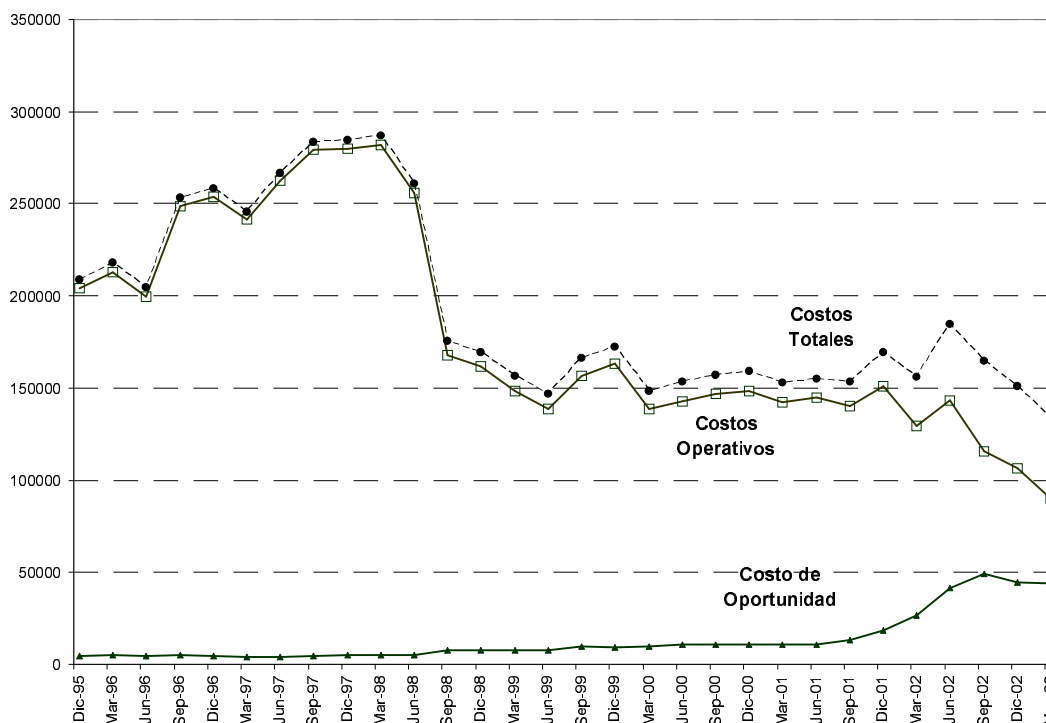
Fuente: Elaboración propia en base a dato de Bloomberg

⁸ Braberman, Chisarri y Quesada (2000) utilizan los β de las empresas telefónicas.

Se observa claramente el significativo cambio de pendiente que tomó la serie de riesgo país durante el año 2001, mientras que la tasa de libre riesgo experimentó una caída constante durante todo el período bajo estudio.

La Figura 4.2 presenta la evolución de los costos operativos totales, el costo de oportunidad, y la suma de ambos, todos expresados en miles de pesos constantes de 1999 entre diciembre de 1995 y junio de 2003:

Figura 4.2
Costos operativos y costo de oportunidad consolidados. Dic. 1995 – Mar 03
- en miles de \$ constantes de 1999 -



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la SAFJP

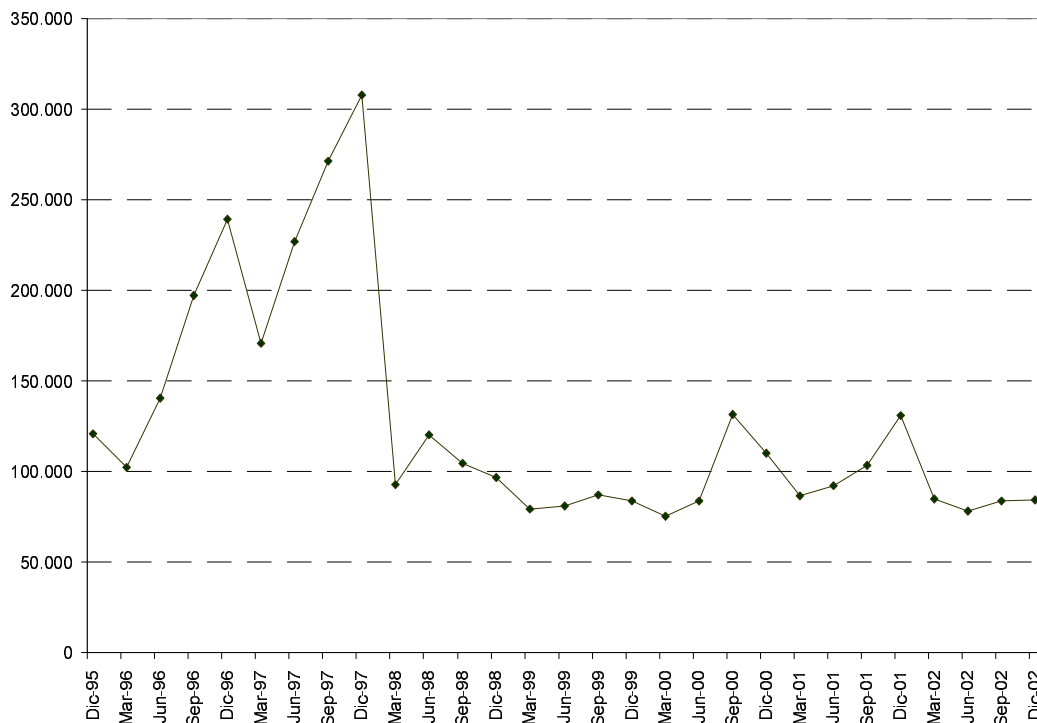
La Figura 4.2 muestra la mayor participación de los costos operativos sobre los costos totales en relación al costo de oportunidad. De todos modos, y a partir de diciembre de 2001, éstos últimos experimentan un cambio de tendencia debido al incremento de la prima por riesgo país después de la declaración en cesación de pago sobre sus títulos de deuda pública.

Por su parte, los costos operativos (remuneración al personal, gastos de administración, de comercialización y depreciación de bienes de uso), muestran una tendencia creciente hasta marzo de 1998. A partir de dicho trimestre, éstos comienzan a decrecer a una tasa aproximadamente constante. Este fenómeno ocurre al tiempo que se implementa un cambio normativo sobre las facultades de los promotores y sucursales, principales factores de producción.

El tercer grupo de variables utilizadas en la estimación de costos se asocia con los cambios en los mecanismos de regulación que de algún modo pudieran alterar la estructura de producción de las firmas en el mercado de AFJPs. En noviembre de 1997 comenzó a regir una nueva reglamentación sobre los traspasos en el régimen de capitalización. Esta establece que el afiliado debe gestionar personalmente su traspaso en una sucursal de la administradora escogida. Previo a esta regulación, para efectivizar un traspaso sólo era necesario firmar una ficha de afiliación que el promotor entregaba al interesado. El objetivo

de esta modificación normativa fue la disminución del número de traspasos que incrementan los costos de las AFJP. De este modo, el aumento de los costos de transacción (traspaso) implicó una reducción de esta operatoria, tal como se observa en la Figura 4.3.

Figura 4.3
Evolución del número de traspasos positivos. Dic. 95 –Dic. 2002



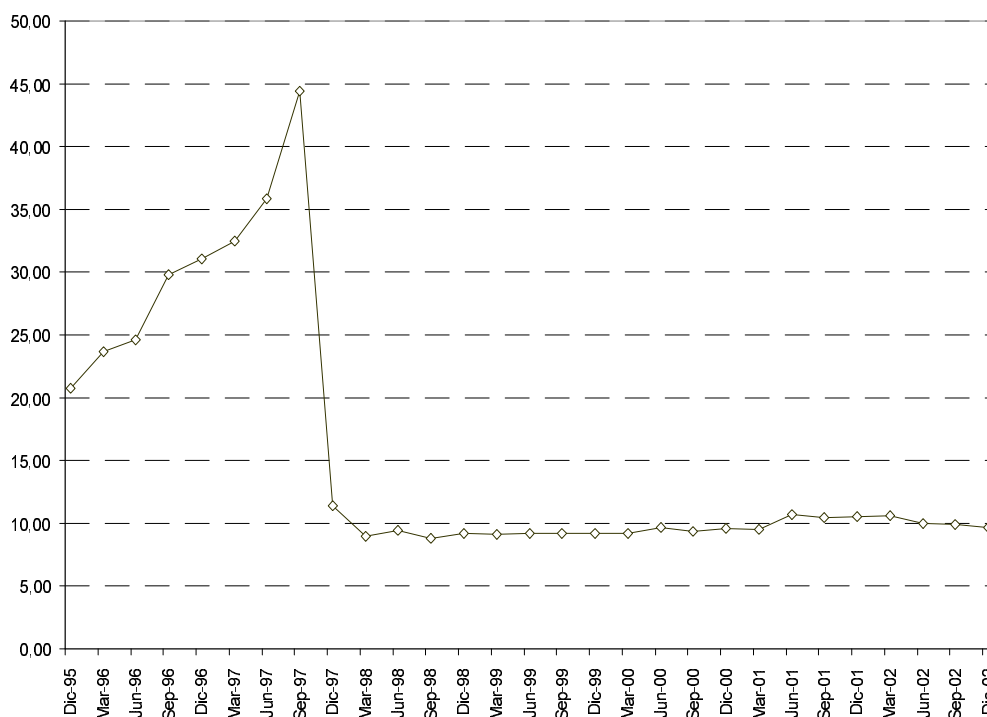
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la SAFJP

A partir de diciembre de 1997 el número de traspasos se reduce en un 70%, para luego seguir una tendencia relativamente constante en un promedio de 94 mil traspasos trimestrales.

Dicha reglamentación fuerza a las firmas a cambiar la combinación de insumos que emplean. Así, con el fin de alcanzar un número similar de traspasos, las administradoras tendrían que incrementar la proporción de sucursales sobre promotores que venían utilizando. Esta modificación, por lo pronto, tiende a alterar la asignación eficiente de insumos.

La Figura 4.4 presenta la evolución trimestral de la relación promotores por sucursales durante el período comprendido entre diciembre de 1995 y diciembre de 2002. Se observa una clara reducción en la relación promotores por sucursales, como consecuencia del cambio de normativa que modificó las facultades de los primeros. Esto confirma la reestructuración en el uso de insumos en la función de producción de las firmas. En este sentido, el número de sucursales pasó de 472 en septiembre de 1997, a 2035 en marzo de 1998, para luego caer a 941 en diciembre de 2002. Por su parte la evolución de la cantidad de promotores es inversa, reduciéndose en un 13% entre septiembre de 1997 y marzo de 1998, para concluir en diciembre de 2002 con una caída del 57%.

Figura 3.4
Evolución de la relación promotores por sucursales. Dic. 95 –Dic. 02



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la SAFJP

El segundo cambio importante ocurrido en noviembre de 2001 (Decreto N° 1495/01) elimina la comisión fija cobrada por las firmas. A partir de dicho momento, sólo se permite el establecimiento de una única comisión variable, proporcional al nivel de ingresos. Si bien, este cambio no tiene implicancias directas sobre la función de costos de las firmas, lo tiene en su conjunto de estrategias competitivas, influyendo en su estructura de ingresos medios.

Con el fin de capturar los efectos sobre la función de costos provenientes del cambio de normativa sobre facultades de los promotores y sucursales en diciembre de 1997, se han generado dos variables. La primera de ellas, D1, una dummy que toma valor uno en los trimestres posteriores a diciembre de 1997 y cero en los anteriores, previas a la reforma. La segunda surge de la multiplicación de D1 por el logaritmo natural del número de afiliados.

$$\ln C_{it} = \ln a + \delta_1 \cdot \ln A_{it} + \delta_2 \cdot \ln A_{it} \cdot D_1 + \beta \cdot D_1 + \ln cf_i \quad (7)$$

de modo de poder separar dos efectos potenciales sobre los parámetros de la función de costos a partir del cambio regulatorio: (a) la existencia de un cambio en la pendiente de la función de costos totales, alterando su condición creciente/constante/decreciente, y (b) la presencia de un efecto de “shock” sobre los costos, lo que provocaría una variación en la ordenada al origen de los costos medios, sin alterar la forma de la función de costos totales. A partir de (7), se obtiene la siguiente esperanza matemática condicionada:

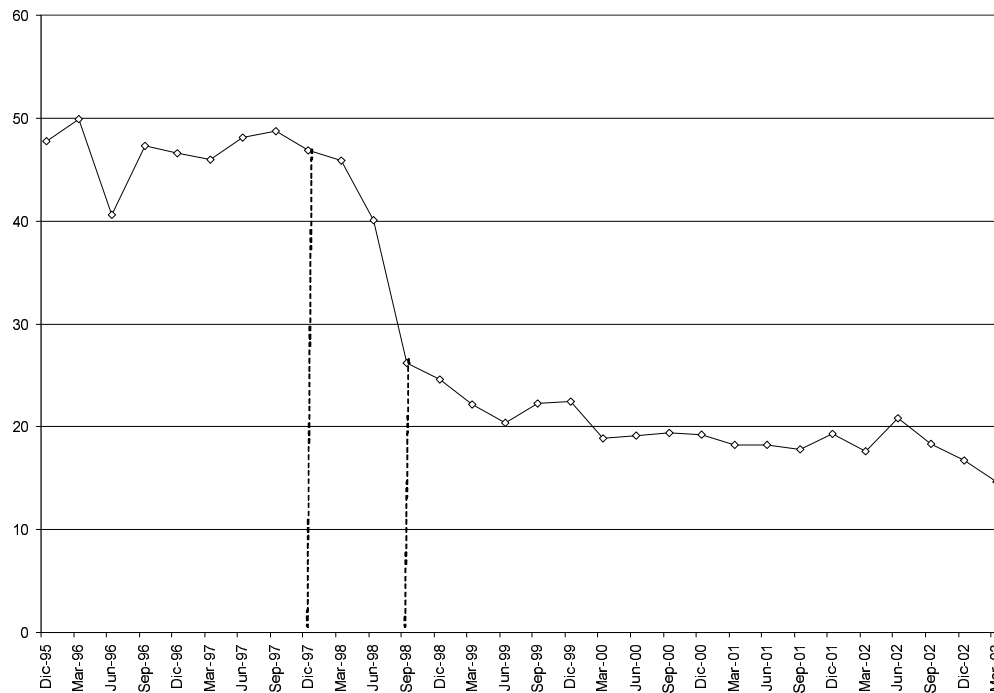
$$E(\ln C_{it} | D_1 = 1) = (\ln a + \beta + \ln cf_i) + (\delta_1 + \delta_2) \cdot \ln A_{it} \quad (7')$$

identificándose, mediante $(\delta_1 + \delta_2)$ el efecto potencial sobre la pendiente, y a través de $(\ln a + \beta + \ln cf_i)$ su influencia en la constante. Estos resultados se comparan contra la esperanza matemática previa al shock enunciado, tal que:

$$E(\ln C_{it} | D_1 = 0) = (\ln a + \ln cf_i) + \delta_1 \cdot \ln A_{it} \quad (7'')$$

Las estimaciones así representadas sugieren la existencia de un efecto inmediato de la regulación sobre el mercado privado de pensiones. Sin embargo, la observación de la Figura 4.5 permite identificar la existencia de un rezago en el impacto de la norma, asociado a un período de aprendizaje no sólo por parte de las firmas, sino también de los afiliados al sistema. Para ello, se replica el modelo presentado en (7), pero alterando el trimestre de corte de la variable dummy construida. La comparación entre las estimaciones con base a la dummy original con la de los dos trimestres subsiguientes (Marzo 1998 y Junio 1998) brindará información sobre tal rezago, a la vez que permitirá establecer la bondad del modelo presentado en esta sección.

Figura 4.5
Evolución de los costos medios totales, Dic. 95 – Mar. 03
- en \$ constantes de 1999 -



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la SAFJP

Por otra parte, es posible que el efecto de las economías de escala impacte de modo diferente a distintos tramos en la función de costos, dependiendo del número de afiliados totales. Para chequear esta hipótesis, se establece un valor exógeno de afiliados (cien mil) como potencial umbral de δ , definiendo nuevamente una variable dummy D1, que toma valor uno si la cantidad de afiliados es mayor a cien mil⁹ y cero si es menor. De este modo, se propone estimar la siguiente función de costos en logaritmos:

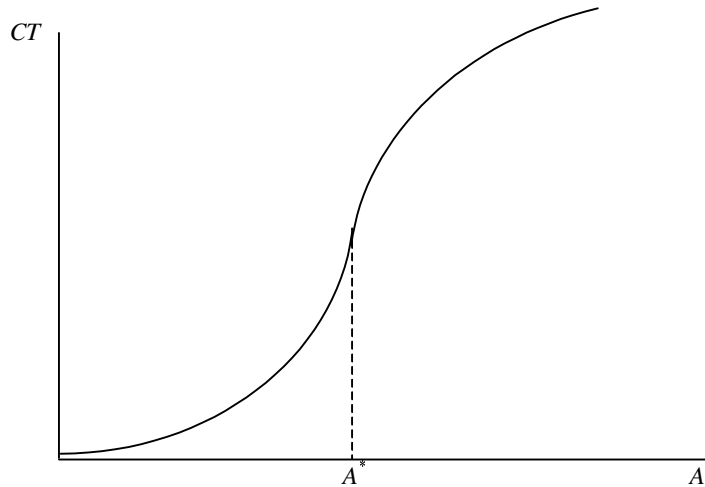
⁹ Se toma como límite cien mil afiliados dado que es el número que define a las empresas chicas y grandes según la literatura asociada a la industria.

$$\ln C_{it} = \ln a + \delta_1 \cdot \ln A_{it} + \delta_2 \cdot \ln A_{it} \cdot D_1 + \ln cf_i \quad (8)$$

Siguiendo el enfoque presentado anteriormente, el potencial impacto del número de afiliados sobre los costos totales se incorpora a la medición añadiendo la multiplicación de D_1 por el $\ln A_{it}$ a la forma funcional.

Si δ_2 resulta estadísticamente significativa, se podrá sugerir la existencia de tramos en la función de costos en donde el grado de rendimientos crecientes a escala es diferente¹⁰:

Figura 4.6
Función de Costos



La Figura 4.6 presenta una curva de costos en función de la cantidad, creciente más que proporcionalmente en un primer tramo, hasta A^* , y creciente menos que proporcionalmente a partir de allí. El caso podría ser el opuesto y este es el objetivo de estudio de la función de costos por tramo.

Sobre la base de un panel de datos trimestrales, entre diciembre de 1995 y junio de 2003, se estimó (6), (7) y (8) por medio de mínimos cuadrados clásicos con efectos fijos. La estimación bajo un modelo de estimadores intra-grupos por efectos fijos corrige el modelo original con el fin de capturar el impacto de aquellas características no observables, propias de cada firma. Su exclusión podría alterar la naturaleza del residuo de estimación junto con el error del tipo Gauss Markov, sesgando los resultados del modelo a estimar. El Cuadro 4.1 presenta los resultados obtenidos de la estimación econométrica:

¹⁰ El ejemplo presentado se corresponde con un valor de $\delta_1 > 1$ y un $\delta_2 < 1$, siendo éste último mayor al primero en valor absoluto.

Cuadro 4.1
Estimación de la función de costos. Dic. 95 – Jun. 03

Mínimos Cuadrados Ordinarios, Efectos Fijos					
Variable dependiente: ln Costos Totales					
Variables	Coeficiente				
	(6)	(7)			(8)
Constante	3.545915* (0.4024289)	3.317272* (0.5257354)	2.341354* (0.5309142)	2.051873* (0.552077)	3.0471146* (0.5457868)
ln ln Afiliados	0.4817379* (0.0325683)	0.5051157* (0.0442856)	0.5872065* (0.0447695)	0.6120048* (0.0465041)	0.5299548* (0.0479774)
ln AfiliadosDdiciembre97		0.1084696* (0.0281166)			
ln AfiliadosDmarzo98			0.0095567 (0.007104)		
ln AfiliadosDjunio98				0.040723 (0.0070286)	
ln Afiliados_mas100					-0.0095936 (0.0070152)
Ddiciembre97		-1.467414* (0.3469971)			
Dmarzo98			-0.2872796* (0.0904304)		
Djunio98				-0.2530576* (0.0901156)	
Nº de observaciones:	483	483	483	483	483
R ² :	0.8106	0.8227	0.8218	0.8221	0.8124
Estadístico F:	218.78	84.27	80.38	21.19	110.54
Prob >F:	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Nota: * significativa al 1% de confiabilidad, ** significativa al 5% de confiabilidad

** significativa al 10% de confiabilidad

Las tres estimaciones muestran un buen ajuste de regresión, explicando el 81% de la varianza total. Por su parte, todas las variables resultan individualmente estadísticamente significativas al uno por ciento de confiabilidad.

Los resultados obtenidos sugieren la presencia de economías de escala en la industria, ya que el $\hat{\delta}$ resulta menor a uno, proponiendo que los costos totales crecen menos que proporcionalmente a la cantidad de afiliados.

Asimismo, la estimación de (7) fue repetida en tres ocasiones modificando el trimestre de corte de la variable dummy. En la primera de ellas, el período considerado fue diciembre de 1997, momento en el cual comienza a regir la nueva norma sobre facultades de promotores y sucursales. La estimación sugiere la presencia de economías de escala, al tiempo que identifica la presencia de un efecto proveniente del cambio de normativa. En este sentido, se observa una disminución en las economías de escala a partir de dicho trimestre obteniendo un valor de $(\delta_1 + \delta_2)$ igual a 0.61 mayor a 0.50.

Paralelamente, el cambio en el marco regulatorio también provocó una modificación en la ordenada al origen de la función de costos igual a -1.47.

Considerando al segundo y tercer trimestre de 1998 como fecha de corte, los resultados vuelven a sugerir el impacto sobre la constante de la función de costos en -0.29 y -0.25, respectivamente, aunque no se verifica un cambio en la pendiente. Este hecho sugiere que el período de aprendizaje necesario para reajustar el ejercicio de maximización de las firmas, se circunscribe al trimestre posterior al shock regulatorio.

En la quinta columna, se presentan los resultados obtenidos de la estimación de (8). Los resultados sugieren la presencia de economías de escala homogéneas a ambos lados del umbral de afiliados establecido exógenamente, dado que $\hat{\delta}_2$ resulta estadísticamente no significativo¹¹.

En resumen, se identifican economías de escala a lo largo de toda la función de costos, reduciéndose éstas a partir del diciembre de 1997, sin notarse un cambio estructural en dicha forma funcional debido a la escala misma de producción. Sin embargo, se ha mencionado que a partir de 2001 se verificó un cambio de tendencia del índice de riesgo país, como consecuencia de problemas de expectativas, sumado a ciertos problemas propios de algunos indicadores macroeconómicos fundamentales.

Este incremento sostenido del spread por riesgo soberano, tiene consecuencias directas sobre la estructura de costos de las firmas, debido al incremento en el costo de oportunidad del capital invertido en la industria, verificándose cierto aumento en los costos totales después de 2001. Por tal motivo, se han realizado las tres mismas estimaciones pero acotando el período muestral hasta diciembre de 2001, con el objetivo de aislar tal efecto macroeconómico. Los resultados obtenidos se presentan en el Cuadro 4.2.

En la primera columna se presenta la estimación de la ecuación (6) la cual muestra un buen ajuste de regresión, explicando el 83% de la varianza total, al tiempo que todas las variables resultan individualmente significativas al 1% de confiabilidad. El $\hat{\delta}$ resulta igual a 0.22 confirmando la hipótesis que sustenta la existencia de economías de escala. Sin embargo éste valor es menor al resultante de la estimación anterior, cuando la muestra también incorporaba los trimestres posteriores a diciembre de 2001. Este hecho, sugiere la presencia de economías de escala más fuertes que aquellas identificadas al considerar todo el período original.

Asimismo, se ha repetido el mismo ejercicio anterior con el objeto de determinar los potenciales efectos que el cambio en el marco regulatorio y los efectos directos de la propia escala de producción pueden tener sobre la función de costos. En este sentido, en la segunda, tercera y cuarta columna se presenta la estimación de (7) según trimestre de corte, mientras que en la quinta columna los obtenidos a partir de la estimación de (8).

Considerando como fecha posible de cambio estructural a diciembre de 1997, la estimación sugiere la presencia de economías de escala, con un $\hat{\delta}$ igual a 0.33, al tiempo que identifica la presencia de un efecto proveniente del cambio de normativa. En efecto, se observa una reducción en las economías de escala a partir de dicho trimestre obteniendo un valor de $(\delta_1 + \delta_2)$ igual a 0.36 mayor a 0.33. Cabe notar, que los valores estimados, acotando la muestra hasta diciembre de 2001, resultan menores a los provenientes de una muestra irrestricta. Asimismo, el efecto del cambio de normativa sobre la condición de las economías de escala resulta marginal (0.03).

¹¹ En el presente trabajo, se ha propuesto un umbral arbitrario de corte en el número de afiliados, igual a 100 mil. Sin embargo, es posible que el valor a partir del cual la curva de costos totales cambia significativamente su pendiente exista y sea diferente al valor propuesto. Futuros análisis podrían incorporar este aspecto, de modo de establecer un modelo donde tal umbral resulte endógeno a la función de producción de las firmas.

Al igual que en la muestra completa, el cambio en el marco regulatorio provocó una modificación en la ordenada al origen de la función de costos con un β igual a -0.51. Considerando al segundo y tercer trimestre de 1998 como fecha de corte (columna 3 y columna 4), los resultados vuelven a sugerir el impacto sobre la constante de la función de costos en -0.28 y -0.29, respectivamente, aunque no se verifica un cambio en la pendiente, confirmando el argumento presentado en el ejercicio previo. Finalmente, los resultados obtenidos de la estimación de (8), en la última columna de la Tabla no agregan información a la estimación anterior, cuando el panel incorporaba a todo el período diciembre 1995 – junio 2003.

Cuadro 4.2
Estimación de la función de costos. Dic. 95 – Dic. 01

Mínimos Cuadrados Ordinarios, Efectos Fijos					
Variable dependiente: ln Costos Totales					
Variables	Coeficiente				
	(6)	(7)			(8)
Constante	6.574356* (0.2540345)	5.274088* (0.3322205)	4.597843* (0.3328387)	4.028705* (0.3338949)	6.738978* (0.3323379)
ln_In_Afiliados	0.2247272* (0.0207761)	0.3320592* (0.0271281)	0.3905736* (0.0273669)	0.4405134* (0.0274975)	0.2090376* (0.291299)
ln_AfiliadosDdiciembre97		0.0305985** (0.0153189)			
ln_AfiliadosDmarzo98			0.007096** (0.003567)		
ln_AfiliadosDjunio98				0.0025751 (0.0034106)	
ln_Afiliados_mas100					0.0030507 (0.0039679)
Ddiciembre97		-0.5148159* (0.1899754)			
Dmarzo98			-0.2789606* (0.0461834)		
Djunio98				-0.2872578* (0.0443647)	
Nº de observaciones:	411	411	411	411	411
R ² :	0.8279	0.8527	0.8574	0.8607	0.8252
Estadístico F:	117.00	190.21	232.60	279.03	58.73
Prob >F:	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Nota: * significativa al 1% de confiabilidad, ** significativa al 5% de confiabilidad

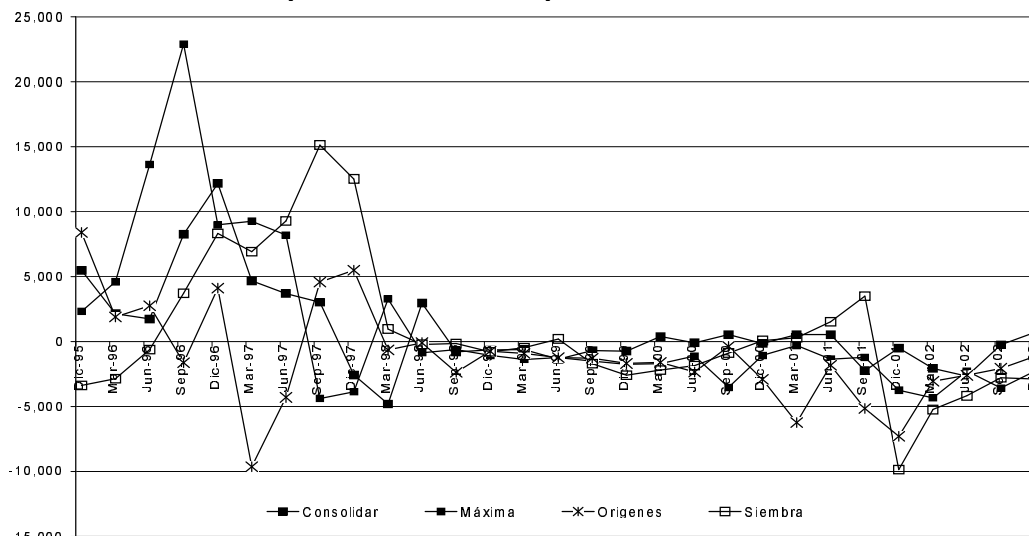
** significativa al 10% de confiabilidad

Como conclusión general, la operatoria del mercado de AFJP, se encuentra caracterizada por rendimientos crecientes de sus factores de producción, en este caso sucursales, promotores, y gasto en publicidad. Dichos rendimientos resultan mayores si se exceptúa de la muestra los trimestres posteriores a diciembre de 2001, momento en el cual se verifica un incremento significativo del índice de riesgo soberano aumentando todos los indicadores asociados al costo de oportunidad del capital en países emergentes.

Si bien se verifica que el cambio en el marco regulatorio tuvo impacto en la reducción en el número de traspasos, es posible conjeturar que tal efecto fuera la resultante de un impacto directo de dicho cambio y de un segundo fenómeno asociado con una estrategia alineada de las principales firmas del mercado, probablemente desencadenado por la misma norma.

Un indicio de ello, surge de la observación de la evolución trimestral en el número de traspasos netos por firma. En la figura 4.7 se observa una caída en este indicador para las cuatro principales firmas del mercado a partir de junio de 1998, un semestre posterior a la norma analizada.

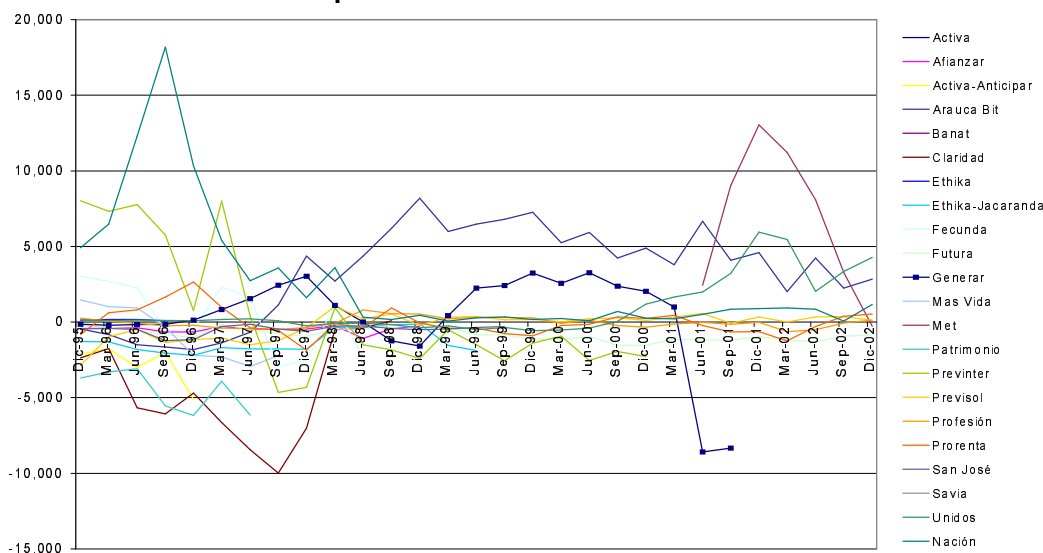
Figura 4.7
Evolución de los traspasos netos de las primeras cuatro firmas. Dic. 95 –Dic.02



Fuente: SAFJP

Durante el período previo a junio de 1998, el promedio de traspasos totales es cercano a cinco mil, con un máximo en 23000 y un mínimo cercano a los -10000. A partir de esa fecha, estos valores se reducen drásticamente, observándose una aproximación cercana a cero en el número de traspasos netos entre las primeras cuatro firmas. En contraposición, la Figura 4.8 expone el mismo indicador para el resto de las firmas observándose una mayor diversidad en la evolución del número de traspasos entre firmas.

Figura 4.8
Evolución de los traspasos netos del resto de las firmas. Dic. 95 –Dic.02



Fuente: SAFJP

5. Barreras a la Entrada

Una estrategia de diferenciación horizontal de productos persigue dos objetivos principales: disminuir los costos de transacción del consumidor e incrementar la presencia de la firma, concebida ésta por su participación en el mercado. Por otra parte una estrategia de diferenciación vertical de producto esta asociada con la calidad real o percibida del bien o, en este caso, del servicio brindado. En el mercado de pensiones, y conjuntamente con la atención al cliente, la principal característica asociada con la calidad del seguro de vejez es el ingreso recibido durante la etapa de retiro. Sin embargo, el valor futuro es incierto, teniendo como única herramienta de "predicción" del mismo a la rentabilidad generada por los fondos aportados durante la etapa activa del trabajador, e invertidos por una administradora.

Los resultados sugieren una estrategia de diferenciación horizontal de producto en la industria, la cual prevalece sobre una estrategia de diferenciación vertical, debido especialmente a la normativa vigente sobre la estructura de la cartera de inversiones de las empresas del área.

Particularmente, el número de sucursales y promotores son variables claves de diferenciación a tener en cuenta por el afiliado a la hora de realizar la elección de su administradora. Adicionalmente, y como se mencionara anteriormente, hasta diciembre de 2001 el precio cobrado por las firmas ha estado constituido por un componente fijo en pesos y otro variable proporcional al ingreso imponible, y a partir de aquella fecha el Decreto N° 1495/01 elimina las comisiones fijas con el objetivo de reducir el potencial efecto regresivo sobre los afiliados de ingresos medios y bajos.

En la sección anterior, se ha confirmado la existencia de economías de escala en todo el dominio de la función de costos. Esto permite que los costos medios caigan a medida que aumenta la producción de las firmas actuando como barrera a la entrada de potenciales competidores en la industria.

Considérese la entrada de una nueva empresa a la industria. A corto plazo, un objetivo razonable es equilibrar el nivel de ingresos con el de gastos. Por tal motivo, a partir de la ecuación (1) puede obtenerse:

$$(p_i^f + p_i^v \cdot y_j)(1 - u_i) = a \cdot A_i^{\delta-1} + \frac{c f_i}{A_i} \quad (9)$$

donde la expresión de la izquierda representa los ingresos medios y la expresión de la derecha representa los costos medios con pendientes negativa en todo su dominio. Si la firma entrante lograra esta igualdad habría alcanzado su objetivo de mínima y podría participar en el mercado.

Como consecuencia tanto de la baja escala de producción al inicio de la actividad, como de los elevados costos fijos que la firma debe asumir, los costos medios resultan significativamente elevados para un potencial entrante. A partir de (9) es posible observar las posibles estrategias a ser tomadas por tal firma al ingresar al mercado, a fin de alcanzar la igualdad entre ingresos y costos medios.

Sí el inicio de la actividad requiere solventar elevados costos medios¹², la posibilidad de solvencia de dichos costos no podría lograrse vía ingresos percibidos por las comisiones. Frente a esto, la potencial firma cuenta con dos estrategias posibles para poder realizar efectiva su entrada, ambas condicionadas al mantenimiento de una relación aportante/afiliado relativamente alta:

Solventar los gastos de puesta en marcha y los mayores costos medios fijando una comisión promedio lo suficientemente alta como para que le permita generar superávit o al menos un nivel de pérdida aceptable. En otras palabras aumentar p_i^f y p_i^v .

Dado que las comisiones se fijan fundamentalmente como un porcentaje del ingreso de los afiliados, la firma entrante podría orientarse al segmento de trabajadores de altos ingresos y, de este modo, cobrar comisiones similares al promedio del sistema alcanzando el equilibrio entre ingresos y costos.

La primera de las dos estrategias no constituiría una alternativa viable ya que, aunque la elasticidad precio de la demanda es baja, el incremento en el precio debería ser probablemente muy elevado, y los afiliados orientarían sus aportes hacia otra administradora con menores comisiones. La segunda alternativa, en cambio, pudo ser puesta en práctica, constituyendo una “puerta lateral” a la entrada. Este fue el caso de Met, quien inicio actividades en el año 2001 orientando su política comercial y regional al grupo de afiliados de ingresos altos.

De todos modos, la segunda estrategia se encuentra limitada por la baja proporción de los afiliados con ingresos lo suficientemente elevados para financiar los costos de una AFJP en formación. Asimismo, este grupo de clientes es fuertemente defendido por aquellas empresas ya instaladas que intentan conservar su clientela.

6. Conclusiones

A partir del mes de julio de 1994, se instituye el Sistema Integrado de Jubilaciones y Pensiones, que sustituye al esquema público puro existente tradicionalmente en Argentina. El nuevo modelo se encuentra conformado por dos regímenes. Uno de ellos es el régimen público tradicional, organizado como el sistema histórico de reparto y un nuevo régimen basado en la capitalización individual, y administrado por un grupo de empresas instituidas para tal fin: las Administradoras de Fondos de Jubilaciones y Pensiones. A pesar que durante los primeros tiempos de operatoria del nuevo régimen, el número de firmas competidoras superaba las veinticinco, hacia marzo de 2004, las empresas participantes se encontraban reducidas a la mitad, luego de un movimiento de fusiones y salidas de mercado. Para tal fecha, las cuatro primeras firmas concentraban más del 70% de los 9 millones de afiliados al sistema privado.

El presente trabajo se concentra en el análisis de un aspecto puntual de la estructura del mercado de pensiones privadas en el país: la existencia de economías de escala en la industria de pensiones, y el papel desempeñado por éstas como mecanismos de barreras a la entrada en la industria.

Luego de presentar una introducción general sobre la estructura de concentración del sector a lo largo del tiempo, el documento presenta un modelo estilizado para estimar la existencia

¹² De acuerdo a Ferro (2003) la elasticidad precio de la demanda es nula según una forma funcional logarítmica cuya variable dependiente es $\ln(\text{traspasos}_j/\text{afiliados}_j)$, en tanto siguiendo a Apella (2004) la elasticidad de la demanda es menor a uno, siendo la función de demanda semi-logarítmica y la variable dependiente el $\ln(\text{market share sobre traspasos positivos}_j)$.

de costos decrecientes en el tramo relevante de la función de costos durante el período 1995-2003, de acuerdo a la información suministrada por la Superintendencia de AFJPs. Para ello se consideran tres aspectos diferenciados que constituyen o afectan la función de costo total: los costos operativos, el costo de oportunidad del capital y los efectos que sobre ellos tienen los cambios regulatorios ocurridos durante el período bajo análisis. En particular, la implementación econométrica presentada en este trabajo considera tres factores clave: el número de afiliados, como mecanismo de identificación de escala, y la potencial existencia de umbrales de cambio en costos decrecientes, en base a las convenciones generalmente usadas en la industria; el efecto de la devaluación de la moneda argentina ante el dólar sobre los costos totales; y el impacto de la regulación que transfiere de los promotores a las sucursales las tareas de atención al cliente relacionadas con traspasos.

Sobre un panel de datos trimestrales entre 1995 y 2003 se estima mediante mínimos cuadrados clásicos corregidos una función de costos derivada a partir de un esquema del tipo Cobb Douglas. El mecanismo de estimación incluye efectos fijos por firma, de modo de capturar aquellas características propias de cada una y que no son capturadas por las variables conocidas. Los costos operativos se extrajeron de los balances de empresas, en tanto que el costo de oportunidad del capital fue estimado mediante un modelo de Capital Asset Price Model.

Los resultados avalan la hipótesis que postula la existencia de economías de escala en la industria, aunque el modelo rechaza la presencia de un umbral de cambio en la estructura de costos en los cien mil afiliados. Asimismo, la investigación revela dos hechos relevantes desde la perspectiva del regulador. El primero de ellos es que la transferencia de responsabilidades sobre los traspasos entre promotores y sucursales genera un cambio en la estructura de costos de la industria, pero tal cambio es sólo de nivel, sin implicancias identificadas sobre la pendiente que define si los costos son decrecientes, constantes o crecientes. El segundo aspecto muestra que la industria de pensiones privadas transita por un período de ajuste para absorber los costos de la nueva regulación: al comparar las estimaciones con diferentes cortes en el tiempo (Diciembre 1997, el momento del cambio; marzo 1998 y agosto 1998), el modelo sugiere que existió una suerte de “trimestre de aprendizaje” ante la norma, que se tradujo en un incremento en la pendiente de la curva de costos totales. Una vez internalizado el cambio, el mercado muestra una caída de los costos medios, sin efecto adicional. Un análisis complementario de traspasos netos por firma permite identificar respuestas potencialmente diferenciadas a la norma descrita, que podrían haber complementado el efecto de la reglamentación.

Adicionalmente, se realiza un ejercicio complementario a fin de establecer el peso del costo de oportunidad del capital sobre los resultados obtenidos, a fin de identificar su incidencia en los resultados alcanzados, especialmente a partir de la crisis de fines de 2001. Las estimaciones revelan que el aumento del riesgo país licua parcialmente el efecto de los costos decrecientes en el mercado de AFJPs, sin neutralizarlo.

La existencia de costos medios decrecientes cumple un papel importante en la creación de barreras a la entrada.

Los resultados obtenidos a partir del modelo de costos presentado en este trabajo, como las conclusiones alcanzadas, permiten abrir el debate sobre dos aspectos relevantes para la política pública del sector, especialmente mirada desde la perspectiva del regulador: (a) cómo analizar la organización industrial del mercado de pensiones privadas en Argentina y, (b) a la luz de la nueva teoría de la organización industrial, dónde podría orientarse el análisis de la regulación del sector.

Como fuera planteado en la segunda sección del trabajo, el modelo tradicional del paradigma de estructura-conducta-desempeño ilustrado en Sherer y Ross (1990) presenta

una microeconomía sectorial donde la estructura de mercado determina la estrategia empresaria en base a las características básicas originarias del sector. Secuencialmente, esta estrategia empresaria define los resultados alcanzados (el “desempeño” del mercado). La discusión entre poder de mercado y eficiencia presenta, de modo sintético, la posibilidad que dos resultados claramente diferentes surjan de una estructura aparentemente idéntica. Este debate revela la existencia de información imperfecta por parte del “estudioso” del mercado, acerca de las características reales de las firmas bajo análisis. Asimismo, este dilema abre también la discusión acerca de la efectividad de la acción del regulador, quien se encuentra también ante un contexto de información asimétrica.

Dada esta incertidumbre, el paradigma tradicional ve limitada su capacidad de predicción, y conceptos tales como comportamiento estratégico y mecanismos de señalamiento son reinterpretados desde la teoría de la regulación. Una de estas corrientes considera adecuado mantener la mirada sobre la “conducta” del mercado como mecanismo de prevención de conflictos de competitividad, en tanto una segunda corriente propone una visión regulatoria más amplia, reconociendo que la estructura no revela toda la información requerida. De este modo, siendo la conducta empresaria aquello observable, ella debe ser el foco de análisis y sobre ella debe concentrarse la acción regulatoria.

La primera de estas visiones, tradicionalmente utilizada en Estados Unidos, recibe el nombre de Structural Antitrust Approach, y propone la definición de reglas fijas de acción que eviten situaciones que se alejen del óptimo social teórico. La regulación de fusiones, la definición de techos de participación en el mercado y la disolución de firmas con posiciones monopólicas son herramientas tradicionales utilizadas por los defensores de esta postura. Las ventajas de esta visión se basan en su simplicidad: baja necesidad de monitoreo, y limitado costo administrativo y de seguimiento de la actividad regulatoria. Sus limitaciones se asocian con la posibilidad de incurrir en errores de identificación, reduciendo el avance de ciertas tecnologías o estrategias de competencia y, especialmente, no logrando capturar la existencia de economías de escala.

La segunda visión regulatoria evita la existencia de reglas generales, descansando en el estudio de caso y el análisis discrecional. La escuela europea y especialmente francesa de regulación propone el estudio de las acciones empresarias y la regulación de conductas abusivas. Su base de análisis son las investigaciones sobre precios predatorios y discriminación de precios, como así también el estudio de las causas que restringen o limitan la entrada a nuevos competidores.

Algunos autores, como Bradburd y Ross (1991), entre otros, proponen que el primer enfoque, si bien más limitado, puede resultar de mayor utilidad en naciones en desarrollo, con marcos regulatorios débiles, bajos niveles de control e incapacidad de estudios específicos sobre mercados particulares. Sin embargo, la existencia de una estructura regulatoria descentralizada por industria (pensiones, salud, servicios públicos, etc.) como la presente en Argentina, permite mayor capacidad de análisis e investigación.

7. Referencia Bibliográfica

- Andrews, E. y Mitchell, O., 1981, "Scale Economies in Private Multi-Employer Pension Systems". *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 34 N° 4, pp.522-530
- Apella, I., 2004, "Estructura de Mercado y Diferenciación de Producto en el Sistema Argentino de AFJP", *Universidad de Buenos Aires, mimeo*.
- Braberman, D., Chisari, O. y Quesada, L., 2000, "La Industria de las AFJP en la Argentina: Costos, Comisiones y Alternativas para la Regulación". *Desarrollo Económico*, Vol. 40 N° 158, pp. 253-286
- Bradburd, R. Y Ross. D., 1991, "Regulation and Deregulation in Industrial Countries. Lfor LDCs", *Policy Research and External Affairs*, WPS699, The World Bank.
- Bresnahan, T., 1989, "Empirical Studies of Industries with Market Power", en *Handbook of Industrial Organization*, vol.1, capítulo 17, Schmalensee y Willig, editores. North Holland, pp. 1012-1057
- Curry, B y George, K, 1983, "Industrial Concentration: A Survey". *Journal of Industrial Economics*. Vol 31, N° 3, pp. 203-255
- Ferro, G., 2003, "Regulación y Costos Variables Endógenos en el Mercado de Fondos de Jubilaciones y Pensiones Argentino". CEMA, *Serie Documentos de Trabajo* N° 231.
- Greene, W., 1993, *Econometric Analysis*. MacMillan, 2º Edición.
- Gropper, D., 1991, "An Empirical Investigation of Changes in Scale Economies for the Commercial Banking Firms, 1979-1986". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 23 N° 4, pp. 718-727
- Mastrángelo, J., 1999, "Políticas para la Reducción de Costos en los Sistemas de Pensiones: El Caso de Chile". *Serie Financiamiento del Desarrollo*, Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Norman, G., 1979, "Economies of Scale in the Cement Industry". *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 27 N° 4, pp. 317- 337
- Pashigian, B., 1968, "The Effect of Market Size on Concentration". *International Economic Review*. Vol. 10
- Scherer, F. and Ross, D., 1990, *Industrial Market Structure and Economic Performance*, Houghton Mifflin Company, Boston.
- Schmalensee, R., 1981, "Economies of Scale and Barriers to Entry". *Journal of Political Economy*, Vol. 89 N° 6, pp. 1228-1238
- Spence, A., 1980, "Notes on Advertising, Economies of Scale, and Entry Barriers". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 95 N° 3, pp. 493-507
- Spulber, D., 1989, *Regulation and Markets*, The MIT Press.

Srinivas P, Whitehouse E and Yerno J., 2000, "Regulating Private Pension Funds' Structure, Performance and Investments: Cross-Country Evidence". *Pension Primer Reform*. World Bank.

Superintendencia de Administradoras de Fondos de Jubilaciones y Pensiones, *Boletines Estadísticos Mensuales y Memorias Trimestrales*.

Tirole, J., 1990, *The Theory of Industrial Organization*, The MIT Press.

Anexo

Estableciendo una función de producción del tipo *Cobb Douglas*:

$$A_i = b \cdot \prod_{n=1}^N x_n^{\alpha_n},$$

Donde la sumatoria de los α_n no necesariamente debe ser igual a uno, se arriba a una función de costos totales en función de la producción, que toma la siguiente forma:

$$C_i(A_i) = a \cdot A_i^\delta + cf_i$$

Donde
$$\delta = \frac{1}{\sum_{n=1}^N \alpha_n}$$

Demostración: Supóngase una función de producción de dos factores productivos del tipo:

$$A_i = b \cdot x_{i1}^{\alpha_1} x_{i2}^{\alpha_2} \tag{1}$$

La ecuación de costos totales viene dada por:

$$C_i = r_1 \cdot x_{i1} + r_2 \cdot x_{i2} + cf_i \tag{2}$$

La trayectoria de expansión de la firma se define por la igualdad del cociente de las productividades marginales de los factores productivos con sus respectivos precios. De acuerdo a la función de producción supuesta, se identifica que:

$$\alpha_1 \cdot r_2 \cdot x_{i2} - \alpha_2 \cdot r_1 \cdot x_{i1} = 0 \tag{3}$$

Resolviendo el presente sistema de ecuación para x_{i1} , x_{i2} y A_i se obtiene:

$$x_{i1} = \frac{\alpha_1 (C_i - cf_i)}{r_1 (\alpha_1 + \alpha_2)} \tag{4}$$

$$x_{i2} = \frac{\alpha_2 (C_i - cf_i)}{r_2 (\alpha_1 + \alpha_2)} \tag{5}$$

$$A_i = b \cdot \left(\frac{\alpha_1 (C_i - cf_i)}{r_1 (\alpha_1 + \alpha_2)} \right)^{\alpha_1} \left(\frac{\alpha_2 (C_i - cf_i)}{r_2 (\alpha_1 + \alpha_2)} \right)^{\alpha_2} \tag{6}$$

El próximo paso es, a partir de (6) aislar C_i en función de A_i

$$A_i = b \cdot \frac{\alpha_1^{\alpha_1} (C_i - cf_i)^{\alpha_1}}{r_1^{\alpha_1} (\alpha_1 + \alpha_2)^{\alpha_1}} \cdot \frac{\alpha_2^{\alpha_2} (C_i - cf_i)^{\alpha_2}}{r_2^{\alpha_2} (\alpha_1 + \alpha_2)^{\alpha_2}} \tag{6'}$$

$$A_i = (C_i - cf_i)^{\alpha_1 + \alpha_2} \cdot \frac{b \cdot \alpha_1^{\alpha_1} \cdot \alpha_2^{\alpha_2}}{r_1^{\alpha_1} \cdot r_2^{\alpha_2} \cdot (\alpha_1 + \alpha_2)^{\alpha_1 + \alpha_2}}$$

$$A_i \cdot \frac{r_1^{\alpha_1} \cdot r_2^{\alpha_2} \cdot (\alpha_1 + \alpha_2)^{\alpha_1 + \alpha_2}}{b \cdot \alpha_1^{\alpha_1} \cdot \alpha_2^{\alpha_2}} = (C_i - cf_i)^{\alpha_1 + \alpha_2}$$

$$A_i^{\frac{1}{\alpha_1 + \alpha_2}} \cdot \left(\frac{r_1^{\alpha_1} \cdot r_2^{\alpha_2}}{b \cdot \alpha_1^{\alpha_1} \cdot \alpha_2^{\alpha_2}} \right)^{\frac{1}{\alpha_1 + \alpha_2}} (\alpha_1 + \alpha_2) = C_i - cf_i$$

$$C_i = A_i^{\frac{1}{\alpha_1 + \alpha_2}} \cdot \left(\frac{r_1^{\alpha_1} \cdot r_2^{\alpha_2}}{b \cdot \alpha_1^{\alpha_1} \cdot \alpha_2^{\alpha_2}} \right)^{\frac{1}{\alpha_1 + \alpha_2}} \cdot (\alpha_1 + \alpha_2) + cf_i$$

$$C_i = a \cdot A_i^\delta + cf_i \tag{7}$$

Donde

$$\begin{cases} a = \left(\frac{r_1^{\alpha_1} \cdot r_2^{\alpha_2}}{b \cdot \alpha_1^{\alpha_1} \cdot \alpha_2^{\alpha_2}} \right)^{\frac{1}{\alpha_1 + \alpha_2}} (\alpha_1 + \alpha_2) \\ \delta = \frac{1}{\alpha_1 + \alpha_2} \end{cases}$$

Se puede observar que la elasticidad de la función de producción respecto a los factores productivos son los determinantes directos de la forma que tome la función de costos. En este sentido, se presentan tres casos posibles:

- (i) $\alpha_1 + \alpha_2 < 1$
- (ii) $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$
- (iii) $\alpha_1 + \alpha_2 > 1$

Si la suma de los exponentes de la función de producción es menor a uno, esto implica que la productividad de los factores es decreciente y por tal motivo los costos tanto medios como marginales son crecientes. En el extremo opuesto, cuando la sumatoria de las elasticidades resulta mayor a uno, la productividad de los factores es creciente y los costos medios y marginales decrecientes: existen economías de escala en costos medios. Por último, si la elasticidad de la oferta respecto a todos sus factores productivos es unitaria tanto el costo medio como el marginal concluyen siendo constantes para todo el dominio de producción.