



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

XLIII Reunión Anual

Noviembre de 2008

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-99570-6-6

Función de Costos de la Industria Argentina de
AFJP. Un Enfoque Semiparamétrico

Ignacio Apella

Función de Costos de la Industria Argentina de AFJP. Un Enfoque Semiparamétrico[†]

Ignacio Apella

*Centro de Estudios de Estado y Sociedad
Sánchez de Bustamante 27 (1173), Buenos Aires, Argentina.
(e-mail: ignacioa@cedes.org)*

Luis Casanova

*Universidad Nacional de La Plata
Calle 6 (1900), La Plata, Argentina
(e-mail: lpcasanova@yahoo.com.ar)*

Resumen:

El objetivo del presente trabajo es identificar la presencia de economías de escala en el mercado argentino de AFJP. Para ello se plantea una función de costos medios semiparamétrica, con una estructura paramétrica en precio de los factores productivos y variables ambientales, y una estructura no paramétrica en afiliados. A partir de un panel de datos trimestrales entre diciembre de 1995 y junio de 2007, los resultados avalan la hipótesis de economías de escala, alcanzando una Escala Mínima Eficiente en 1 millón de afiliados. Asimismo, parte de tales rendimientos se encuentran asociados con la existencia de costos fijos endógenos.

Abstract:

The purpose of this paper is to identified the presence of economies of scale in the argentine AFJP market. For that, we present a semiparametric average cost function, with a parametric structure in cost of productive factors and ambiental factors, with a nonparametric structure in affiliates. Using a quarterly panel date between December 1995 and June 2007, the results confirm the hypothesis of economies of scale, reaching an Minimum Efficient Scale in 1 million affiliates. Additionally, part of the returns are associated with the existence of endogenous fixed costs.

Código JEL: C14, L1, D24

Palabras claves: Función de Costos, Economías de Escala, Administradoras de Fondos de Pensiones, Estimación Semiparamétrica.

[†] Se agradecen los comentarios aportados por Gustavo Ferro. Cualquier error y omisión como así también las opiniones vertidas en este documento son de absoluta responsabilidad de los autores y en nada comprometen a las instituciones que representan.

I. Introducción

En los últimos años, muchos países de América Latina implementaron algún tipo de reforma de sus sistemas de pensiones. Tales iniciativas abarcaron tanto cambios en los parámetros de los modelos como su reforma estructural. Esta última implica una modificación radical del régimen financiero de los sistemas previsionales, pudiendo ser la introducción (sustituta o paralela al régimen de reparto) de un sistema de fondos de capitalización administrado por empresas privadas.

En esta dirección, en 1994 Argentina incorpora paralelamente al régimen público de reparto, un pilar de capitalización individual administrado por las Administradoras de Fondos de Jubilaciones y Pensiones (AFJP). Asimismo, implementa algunas reformas, particularmente asociadas al cálculo del beneficio, al régimen de reparto.

El pilar de capitalización ofrece a los trabajadores formales el servicio de administración de sus ahorros compulsivos en diferentes activos, a fin de lograr una rentabilidad, incrementar el saldo ahorrado y financiar el consumo durante el retiro. A cambio de tal actividad, las firmas cobran un precio proporcional al salario. Todos los trabajadores formales mayores de 18 años se encuentran obligados a afiliarse al sistema de pensiones teniendo la opción de elección entre el régimen de reparto y el de capitalización. Hasta abril de 2007 aquellos individuos que optaron por el régimen de capitalización no contaban con la posibilidad de traspasar sus ahorros al régimen de reparto, en tanto era posible la relación inversa. Por otra parte, todos aquellos individuos que no ejercen su opción de elección (indecisos), eran transferidos al régimen de capitalización. No obstante, una vez elegido el régimen privado es posible el traspaso entre AFJP.

Mediante la sanción de la Ley 26.222 en febrero de 2007 se introducen algunos cambios al sistema de pensiones permitiendo a los trabajadores elegir entre regímenes con un frecuencia de cinco años, al tiempo que los aportes de los indecisos son dirigidos al régimen de reparto.

A partir de la libre elección de los trabajadores, la participación del sistema de capitalización alcanzó en 2007 al 83 por ciento de los afiliados totales, constituyéndose en el principal componente del sistema de pensiones.

De acuerdo con Apella (2007), la incorporación de un pilar basado en la capitalización individual y administrado por empresas privadas, se sostuvo en la esperanza de creación de un mercado competitivo, con una gran cantidad de participantes, libre entrada y salida e información completa.

Ello permitiría a los consumidores, enfrentados a servicios homogéneos, realizar la elección de aquella firma que maximizara su utilidad asociada con el incremento de los ahorros acumulados.

Sin embargo, el equilibrio de mercado alcanzado dista mucho de aquel vigente en una situación perfectamente competitiva, permitiendo precios por encima del costo marginal, restando excedente al consumidor y menor tasa de capitalización (Apella, 2007).

En el inicio del sistema, 26 firmas fueron autorizadas para operar en el mismo. Sin embargo, dicho número fue reduciéndose gradualmente llegando en 2007 a permanecer activas tan sólo 11 de ellas¹. Ello es producto de un fuerte proceso de fusiones y absorciones.

Paralelamente, se evidencia un crecimiento sostenido de su concentración. En diciembre de 2007, las primeras cuatro firmas concentran más del 60 por ciento del mercado, tanto en términos de afiliados como de aportantes

La dinámica de fusiones y concentración del mercado ha despertado el interés de la comunidad académica de indagar sobre la presencia de economías de escala en la industria,

¹ Al momento de realizarse esta investigación la Superintendencia de AFJP autorizó la fusión entre dos administradoras Unidos AFJP y Prorenta AFJP.

mediante la estimación de su función de costos. Diversos estudios sugieren la presencia de rendimientos crecientes a escala en el mercado de fondos de pensiones como la principal causa de concentración. No obstante, las metodologías utilizadas dejan abierta la posibilidad que exista un sesgo de especificación debido a que en todos estos estudios se ha impuesto una forma funcional a la curva de costos.

A partir de esta limitación, el objetivo del presente trabajo es la estimación de la función de costos para la industria argentina de fondos de pensiones permitiendo una forma funcional más flexible y no imponiéndosela. Para ello, se especifica una función de costos semiparamétrica, compuesta por una estructura paramétrica en el precio de los factores productivos y otras variables de control y una forma no paramétrica en el producto de las firmas.

En la siguiente sección se estudia el marco teórico de análisis. En la tercera sección se analizan algunas características principales del mercado argentino de fondos de pensiones. En la cuarta y quinta sección se presenta el modelo econométrico y los resultados hallados, respectivamente. Finalmente, se discuten algunas reflexiones finales.

II. Marco teórico

El tradicional paradigma Estructura-Conducta-Desempeño (ECD) ilustrado por Sherer y Ross (1990) presenta un modelo sectorial donde la estructura de mercado, caracterizada por el número de oferentes, estado de la tecnología, tasa de concentración, etc., determina la conducta empresarial en términos de fijación de precios, diferenciación de producto, comportamiento cooperativo, etc. Secuencialmente, la combinación de tales estrategias define el desempeño del mercado referido al margen de ganancia, beneficios, excedente del consumidor. Este resultado retroalimenta el modelo afectando la estructura y conducta de las firmas, otorgando un carácter dinámico al mercado.

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.

Desde esta perspectiva, el debate se centra en los factores causantes de tal concentración. Una estructura altamente concentrada provee a sus participantes de mayor poder de mercado para la fijación de precios, llevando 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.

En este sentido, la discusión original sobre la hipótesis de estructura eficiente (Demsetz, 1973; entre otros) 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 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.

Los rendimientos a escala relacionan el efecto sobre el costo medio de producción de diferentes niveles de producto en cada momento del tiempo. Los rendimientos crecientes a

escala o simplemente las economías de escala se presentan cuando los costos medios decrecen a medida que el nivel de producción aumenta.

Bajo rendimientos crecientes a escala, la producción realizada por una única empresa es tecnológicamente más eficiente. En realidad, uno de los argumentos más utilizados en defensa de la monopolización de una industria es que evita una duplicación inútil de los costos fijos (Tirole, 1990). Por tal motivo, Williamson (1968) cuestiona el rechazo de los tribunales a reconocer la defensa de las economías de escala en el caso de las fusiones horizontales.

En este sentido, si la concentración de mercado es producto de la existencia de un crecimiento menos que proporcional de los costos respecto del producto, la participación de un número reducido de empresas con costos medio decrecientes posibilitaría la presencia de menores precios, y por tanto, se convertiría en un resultado eficiente en términos del bienestar general.

Es posible identificar dos fuentes generadoras de rendimientos crecientes a escala. Por un lado, la utilización de combinaciones de factores productivos en el tramo donde la elasticidad del producto es mayor a la unidad. Ello permite que el incremento del producto sea proporcionalmente mayor al aumento de la cantidad de los factores productivos utilizados en el proceso.

Por otra parte, el hundimiento de altos costos para la producción incentiva el aumento de la producción en tanto los costos medios decrecen. Un costo hundido se encuentra fijo y no puede ser recuperado, es decir, no tiene ningún valor de recupero. Asimismo, Sutton (1991) distingue entre aquellos costos hundidos exógenos de aquellos de carácter endógenos.

El primero se encuentra fuera del control del negocio, es decir no se define en la conducta de mercado. Sutton (1991) clasifica al costo de desarrollar la instalación fabril para lograr la escala mínima eficiente (EME) como costo hundido exógeno. La entrada de una firma al mercado requiere incurrir en dicho costo.

En contraste, un costo hundido endógeno es definido a partir del conjunto de estrategias de negocio. Este tipo de costo tiene efectos sobre la disposición a pagar de los consumidores por el producto ofrecido por la empresa. Sutton (1991) incluye en esta categoría a la publicidad. Ésta constituye un costo hundido porque es fijo y tiene limitado valor de recupero, y es endógena porque una proporción importante de tal gasto es el resultado de la propia estrategia de negocio de la firma y el gasto realizado por los competidores².

A partir de ello, la intensidad de la publicidad permite aumentar la concentración del mercado, dada la capacidad de la firma para generar economías de escala. Commanor y Wilson (1974) sugieren que tales economías pueden ser significativas en industrias donde la intensidad de anuncios es alta. Además de probables economías de escala en la publicidad, la fuerte diferenciación de producto en sí misma puede generar una alta concentración³. Las empresas exitosas en diferenciar sus productos tienen mayor probabilidad de ser seleccionadas por la demanda logrando ganar participación en el mercado y lealtad a la marca.

Esta distinción entre costos hundidos resulta importante dado que mantiene efectos diferentes sobre la estructura de mercado, particularmente con el nivel de concentración (Robinson y Chiang, 1996). Por un lado, en un mercado con costos hundidos exógenos, la concentración del mismo puede converger monótonamente a cero mientras el tamaño del mercado aumenta. Ello, producto de que en un gran mercado un equilibrio fragmentado puede presentarse con cualquier número de firmas cada una produciendo en su EME.

Por otra parte, en un mercado con costos hundidos endógenos, la concentración de mercado puede alejarse de cero a medida que aumenta el tamaño de mercado. En este

² El gasto en Investigación y Desarrollo (I&D) es otro tipo de costo hundido endógeno dominante, en donde su nivel es el resultado de estrategias desarrolladas en un juego dinámico no cooperativo. Para una mayor detalle ver Loury (1979).

³ La publicidad constituye un instrumento de diferenciación vertical de producto en tanto afecta la percepción de calidad de los consumidores y posibilita la generación de un comportamiento leal a la marca.

contexto, una firma negocia pérdidas de corto plazo (a través del hundimientos de costos endógenos) para incrementar el beneficio de largo plazo. Mientras que el tamaño de mercado aumenta, también lo hace beneficios futuros esperados. Debido a esta asociación positiva entre tamaño de mercado y beneficios esperados de largo plazo, el aumento del primero conduce a un incremento de la competencia vía gastos comerciales en el corto plazo.

III. El mercado de AFJP en números

La definición de mercado relevante abarca dos dimensiones. La primera de ellas referida a la identificación del producto, que agrupa a los distintos bienes o servicios con competencia efectiva o potencial entre si, y donde puede existir sustitución. La segunda dimensión corresponde al aspecto geográfico, bajo la cual la extensión territorial determina las estrategias de las empresas intervinientes.

Respecto de la primera dimensión, el producto que se comercializa no es la pensión en si misma, sino un servicios financiero relacionado con la administración de un instrumento de ahorro (Haug, 2004). En este sentido, el servicio ofrecido por las AFJP es la administración de ahorros previsionales bajo la formación de un portafolio de activos.

Desde el punto de vista geográfico, se considera que el mercado relevante está constituido por todo el territorio argentino, dado que la mayoría de las empresas compiten en todo el país con algunas excepciones operando en determinadas provincias⁴.

La Tabla 1 presenta algunos indicadores característicos del mercado argentino de fondos de pensiones. Desde la introducción del nuevo sistema en 1994, la cantidad de afiliados experimentó un crecimiento del 135% entre 1995 y 2007, llegando a éste último año a 10.9 millones. No obstante, la cantidad de afiliados que hace efectiva su contribución (aportantes) creció a un ritmo menor (95%), siendo la relación aportantes/afiliados del 41% del total de afiliados en 2007.

Contrariamente a la evolución del tamaño de mercado, la cantidad de administradoras presenta una reducción constante, en tanto aumenta la concentración. Al inicio del mercado, 26 AFJP han sido autorizadas para comenzar sus operaciones. Dicho número fue reducido significativamente: en diciembre de 1997 operaban 19 firmas en el mercado, en tanto en 2007 tan sólo 11 firmas permanecen activas.

⁴ Tal es el caso de Unidos que opera básicamente en la provincia de Córdoba y Met que ingresó al mercado concentrando su atención en las grandes áreas urbanas, principalmente de la Ciudad de Buenos Aires.

Tabla 1
Características del mercado argentino de fondos de pensiones
1995 – 2007

Estadístico \ Año	1995	1997	1999	2001	2003	2005	2007
# Firmas	25	19	14	13	12	12	11
# Afiliados (en miles)	4,666	6,080	7,689	8,752	9,368	10,466	10,972
# Aportantes (en miles)	2,307	3,162	3,577	3,189	3,246	4,195	4,494
Aportantes/Afiliados	49.4%	52.0%	46.5%	36.4%	34.7%	40.1%	41.0%
IC _{4 firma} Afiliados	54.2%	63.6%	67.7%	72.3%	69.8%	62.9%	59.2%
IC _{4 firma} Aportantes	52.6%	64.7%	68.4%	73.8%	70.3%	61.6%	59.5%
Trasposos/Afiliados	2.6%	4.5%	1.1%	1.2%	0.9%	1.0%	0.9%
Promotores/Sucursales	19.40	44.12	9.22	10.48	9.71	8.01	7.04
Salario	4,981	4,488	4,847	5,301	4,138	4,445	3,677
Gasto Operativo (en miles)	204,039	278,041	157,226	141,856	96,244	113,762	132,453
Gasto Comercial/Gasto Operativo	14.6%	20.8%	12.7%	5.6%	2.7%	2.6%	7.0%
Gasto en Personal/Gasto Operativo	28.1%	33.6%	37.3%	43.2%	37.3%	32.4%	23.1%

Fuente: Elaboración propia en base a SAFJP

Por su parte, el índice de concentración a la cuarta firma, tanto en términos de afiliados como de aportantes, alcanza su máximo en 2001 equivalente al 72.3% y 73.8%, respectivamente. A partir de dicho período se registra un descenso de los indicadores de concentración aunque los mismos persisten elevados.

Los costos operativos totales (remuneración al personal, gastos de administración, de comercialización y depreciación de bienes de uso), presentan una tendencia creciente hasta marzo de 1997. A partir de dicho año, éstos comienzan a decrecer, llegando en 2007 a \$ 132.453 millones (US\$ 41.250 millones) ⁵. El cambio de nivel en los costos ocurrido en 1997/98 se presenta al tiempo que se implementa un cambio normativo sobre las facultades de los promotores y sucursales, principales factores de producción.

En este sentido, en noviembre de 1997 comenzó a regir una nueva reglamentación sobre los trasposos en el régimen de capitalización. Esta establece que el trabajador 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. Ello obligó a las firmas a cambiar la combinación de insumos que emplean. Así, con el fin de alcanzar un número similar de trasposos, las administradoras debieron incrementar la proporción de sucursales sobre promotores que venían utilizando. Entre 1997 y 1999 la relación promotores/sucursales pasó de 44.1 a 9.2. El objetivo de esta modificación normativa fue la disminución del gasto comercial y de promoción.

IV. El modelo econométrico

Con el objeto de identificar el tipo de rendimientos a escala en la industria de AFJP, diversos estudios centran su atención en la estimación de la función de costos total de la industria. Todos los antecedentes tienen en común la utilización de modelos paramétricos en sus especificaciones. No obstante, las formas funcionales establecidas y el conjunto de variables consideradas varía en cada caso.

⁵ Se considera un tipo de cambio de US\$1=\$AR3.20

Braberman *et al.* (2000) estudian el comportamiento de los costos de la industria de AFJP para el periodo comprendido entre el tercer trimestre de 1995 y el cuarto trimestre de 1998. La variable de costos económicos utilizada agrega los costos operativos, que surgen de los balances de las firmas, y el costo de oportunidad del capital, estimado a partir de un modelo CAPM para países emergentes. Se excluyen los costos en concepto de contratación de seguros de invalidez y fallecimiento.

Los autores definen una forma funcional aditiva, cuadrática en la cantidad de afiliados - variable establecida como producto - y lineal en los traspasos y rentabilidad. A partir de su estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios controlando por efectos fijos a nivel firma, se sugiere que el costo medio presenta un tramo decreciente para un número pequeño de afiliados. Estas economías de escala se asocian a los elevados costos fijos endógenos generados por el intenso gasto en publicidad realizado por las firmas. Por otra parte, encuentran una EME cercana a los 475 mil afiliados para el total de la industria, nivel que asciende a más de 1.000.000 de afiliados cuando se contemplan sólo a las administradoras grandes⁶.

A diferencia de Braberman *et al.* (2000), Ferro (2003) adiciona a los costos totales el costos de contratación del seguro de invalidez y fallecimiento. Asimismo, la variable de producto utilizada en su especificación es el número de afiliados, y las variables ambientales de control son la rentabilidad de los fondos de jubilaciones y pensiones, la cantidad de promotores y sucursales y una dummy para identificar el cambio regulatorio registrado en 1997. Utilizando un panel de datos trimestrales entre los años 1994 y 2001, el autor estima la función de costos vía Mínimos Cuadrados Ordinarios controlando por efectos fijos a nivel firma. Los resultados hallados también sugieren la presencia de costos medio decrecientes.

Auguste y Urbiztondo (2004) estiman la función de costos de la industria de AFJP, contemplando los costos operativos netos de los gastos de contratación de seguro de invalidez y fallecimiento. A partir de una especificación translog multiproducto, las variables explicativas incorporadas son la cantidad de afiliados y el fondo de jubilaciones y pensiones acumulado como variables de producto, y una variable tiempo a fin de capturar economías de aprendizaje. Utilizando un panel de datos entre los años 1994 y 2002, la estimación por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios con efectos fijos a nivel firma, plantea la presencia de economías de escala en la industria, aunque éstas se agotan cuando la cantidad de afiliados supera los 580 mil.

Finalmente, Apella y Maceira (2006) plantean una función de costos derivada de un esquema de producción del tipo Cobb-Douglas, considerando los costos operativos de las firmas y el costo de oportunidad del capital. Dentro de los regresores incluyen el número de afiliados como variable producto, una variable dummy para capturar efectos de un cambio normativo y otra dummy para diferenciar entre firmas chicas y grandes. Los resultados de las estimaciones arrojan la existencia de economías de escala a lo largo de todo el dominio de producción.

Todos los antecedentes logran consenso en la existencia de economías de escala en la industria privada de fondos de pensiones. No obstante, los resultados encontrados son centro de críticas por cierta rigidez establecida en sus especificación, la cual puede llevar a estimaciones sesgadas y por tanto conclusiones incorrectas (Aguilera y Velásquez, 2008).

Por un lado, los estudios precedentes establecen formas funcionales rígidas como la cuadrática o translog, la que al otorgar a la función de costos medio la forma de U sólo deja margen para la existencia de un único punto de inflexión. Imponer esta forma funcional puede llevar a un sesgo de especificación si la verdadera función de costos medio tiene más de un punto de inflexión o si la misma decrece en todo el dominio.

⁶ Las firmas grandes fueron clasificadas por contar con más de 100 mil afiliados.

El uso de la función translog para estimar funciones de costos es criticada porque la misma es desarrollada como una aproximación local a la verdadera función de costos desconocida, por lo que cuando se extrapola esta aproximación local a datos globales la función translog se puede comportar pobremente cuando el comportamiento global de la función aproximada difiera de su conducta local (Aguilera y Velásquez, 2008). Hastie *et al.* (2001) menciona que otro problema de las estimaciones polinómicas es que mientras los coeficientes estimados se ajustan de modo tal que en una parte del dominio la función exhibe el comportamiento deseado, ello no necesariamente ocurre en el resto del dominio.

Asimismo, el establecimiento de una función de costos logarítmica impone que la misma deba ser decreciente, constante o creciente en todo el dominio de producción, sin permitir el punto de inflexión.

Detrás del avance metodológico asociado a la caracterización de modelos que permiten una representación flexible de la estructura de costos de una industria, yace el objetivo de intentar establecer especificaciones que no impongan restricciones a priori (como elasticidad de sustitución constante, separabilidad y rendimientos constantes a escala) en sus estructuras y que permitan un mejor tratamiento empírico (Appelbaum, 1979). En particular, la flexibilidad de una función se encuentra asociada a la posesión de una cantidad suficiente de parámetros libres de forma tal que permitan una aproximación local de segundo orden a una función de costos cualquiera (Pulley y Braunstein, 1992).

A partir de las limitaciones presentes en las metodologías utilizadas en los estudios precedentes, a continuación se estima la función de costos medio bajo una especificación semiparamétrica propuesta por Robinson (1988) y utilizada por Aguilera y Velásquez (2008). En este sentido, los costos medios de la firma i en el período t puede ser expresada de la siguiente manera:

$$CMe_{it} = f(Afiliados_{it}) + X_{it}'\beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\text{con } E(\varepsilon | X, Afiliados) = 0 \quad (2)$$

El costo medio por afiliados contempla los costos operativos expresados en pesos argentinos de 1999, con fuente en los balances de las administradoras e incluyen la remuneración al personal, los gastos de administración, los gastos de comercialización y la depreciación de bienes de uso. En el presente trabajo se optó por no incluir el costo de oportunidad del capital ni el gasto asociado a la contratación del seguro de invalidez y fallecimiento. El primero por su baja participación en el costo total de la industria⁷ y el segundo debido a que el mismo se financia con un porcentaje del precio que pagan los afiliados.

La variable que representa el nivel de producción de las firmas es el número de afiliados. Alternativamente se puede utilizar los fondos acumulados por las firmas. No obstante, debe tenerse presente que la elección de la variable de escala no es trivial: en función de la estructura de costos de las AFJP es posible encontrar la presencia de economías de escala en términos de activos acumulados y no de afiliados y viceversa (Aguilera y Velásquez, 2008).

Siguiendo a Ferro (2007) el proceso productivo puede reseñarse en adquirir y retener afiliados a los que mantener sus cuentas. El servicio que prestan las AFJP es financiero, gran parte de los costos son administrativos, tales como llevar las cuentas, enviar los resúmenes, etc., que probablemente varía poco con el monto acumulado o los aportes del afiliado. En la

⁷ Ver Apella y Maceira (2004).

industria financiera, que tiene un esquema de costos parecidos al de las AFJP, suele tomarse la cantidad de personas cubiertas por el servicio como una medida de producto (Auguste y Urbiztondo, 2004).

El vector X_{it} contiene un conjunto de variables asociadas con el precio de los factores productivos y “ambientales”. Estas últimas son incorporadas por su potencial impacto en los costos de cada firma, siendo fuente generadora de heterogeneidad al interior de la industria.

La retribución al factor productivo trabajo no es información disponible. Por tal motivo, el salario se aproxima mediante el cociente del gastos en personal de venta de cada AFJP y el número de promotores. Cabe mencionar que esta estimación no determina en forma precisa el salario medio de la firma debido a que en la partida gastos en personal de venta se incluyen conceptos asociados a descuentos que éstos otorgan a los nuevos afiliados que deciden traspasar sus ahorros hacia su firma⁸. En lo que respecta al costo del capital no existe información disponible sobre el mismo y su estimación través de un modelo CAPM no resulta apropiado. Ello debido a que el resultado hallado es equivalente entre todas las firmas ya que éstas no cotizan en bolsa.

Entre las variables ambientales incluidas se incluye la rentabilidad real de los fondos de jubilaciones y pensiones administrados por las AFJP. La incorporación de tal variable tiene por objeto capturar el potencial impacto sobre el diferencial de costos ocasionado por una estrategia de diferenciación vertical de producto en términos de calidad del servicio.

Complementariamente, se incorpora al número de traspasos positivos registrado en el trimestre de referencia. Siguiendo a Braberman *et al.* (2000) los traspasos tienen un impacto positivo sobre los costos totales de las administradoras dado que dependen de su propia estrategia comercial que se encuentra ligada a incentivos para que la fuerza de venta atraiga trabajadores.

Finalmente, se incorpora el logaritmo natural de la variable tiempo con el objeto de capturar economías de aprendizaje en la industria. De acuerdo con Auguste y Urbiztondo, (2004), con el paso del tiempo las firmas aprenden acerca de su negocio y de su productividad al mismo tiempo que van reduciendo algunos costos de arranque, por lo que los costos totales descenderían, *ceteris paribus*, con el paso del tiempo.

No obstante, el estimador de dicha variable podría estar corrigiendo el modelo simplemente del efecto proveniente del crecimiento natural del tamaño de mercado por la incorporación de nuevos trabajadores.

Siguiendo a Robinson (1988), la estimación del modelo se realiza en etapas. Teniendo en cuenta (2), se toma la esperanza condicional de CMe respecto al número de *afiliados*:

$$E(CMe | Afiliados) = f(Afiliados) + E(X | Afiliados)' \beta \quad (3)$$

Dado que $E(\varepsilon | Afiliados) = 0$, de la diferencia entre (1) y (3) se obtiene:

$$CMe - E(CMe | Afiliados) = (X - E(X | Afiliados))' \beta + \varepsilon \quad (4)$$

⁸ En efecto, el salario promedio resulta superior al de la economía en su conjunto. Ello es producto de la contabilización, dentro de la partida de gasto en personal de venta, de transferencias monetarias y en especies que el promotor otorga a los afiliados para incentivar su traspaso.

En una primera etapa, se estiman no paramétricamente las esperanzas condicionales en (4): $E(CMe | Afiliados)$ y $E(X | Afiliados)$. Una vez obtenidas las estimaciones ($\hat{m}_{CMe}$ y $\hat{m}_x$, respectivamente) se realiza una estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios de la siguiente ecuación:

$$CMe - \hat{m}_{CMe} = (X - \hat{m}_x)' \beta + \nu \quad (5)$$

Finalmente, la estimación de $f(Afiliados)$ se obtiene a partir de los resultados de la estimación de (5) de la siguiente forma:

$$\hat{f}(Afiliados) = \hat{m}_{CMe} - \hat{m}_x' \hat{\beta}$$

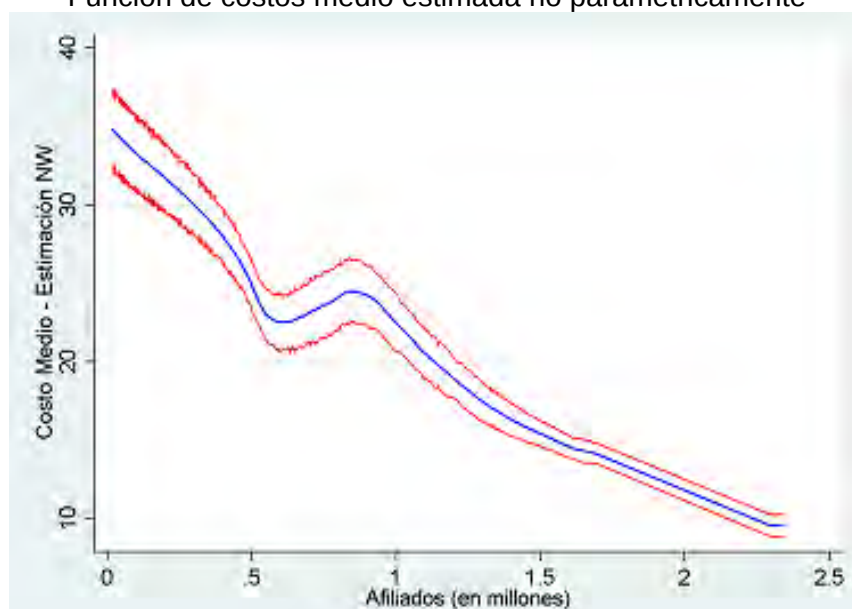
De este modo, los estimadores obtenidos, tanto de la parte paramétrica como de la no paramétrica, son consistentes. Por último, cabe mencionar que los errores estándar de las estimaciones se computan a partir de un procedimiento de re muestreo aleatorio.

V. Resultados econométricos

Una primera aproximación a la relación existente entre el costo medio y la escala de producción (afiliados) se obtiene a partir de la estimación no paramétrica de la función de costos (1) sin contemplar el vector de variables de precios de factores y ambientales, X_{it} . Tal ejercicio se realiza mediante el método de estimación de esperanzas condicionales de Naradaya – Watson utilizando un Kernel de Epanechnikov con un ancho de banda de 0,5⁹. Los resultados alcanzados se presentan en la Figura 1.

⁹ El mismo ancho de banda es utilizado en el resto de las estimaciones.

Figura 1
Función de costos medio estimada no paramétricamente



Se observa que la función $\hat{f}$ es decreciente en todo el dominio de producción, excepto en el tramo que va desde los 620.000 afiliados hasta los 850.000. En dicho intervalo la función estimada es creciente. No obstante, a partir de la información suministrada por los intervalos de confianza al 95%, en el tal tramo del dominio la función de *Costos Medios* son constantes constante. A partir de tal ejercicio, no se encuentra evidencia que la función de costos medios tenga la forma de *U*, lo que daría cuenta de la existencia de una EME.

La estimación presentada no incluye variables de control que identifiquen precios de factores productivos así como otras variables ambientales con potencial impacto en los costos, tales como por ejemplo asociadas a una estrategia de diferenciación de producto. Para contemplar tales variables en la especificación del modelo se realizó una primera estimación semiparamétrica de (1) incluyendo dos variables de control consideradas en la mayoría de los trabajos empíricos: el salario y la rentabilidad real de los fondos de jubilaciones y pensiones. Los resultados se presentan en la Tabla 2 y Figura 2.

Tabla 2
Función de costos medios estimada semiparamétricamente
Parte paramétrica

	Coefficiente
<i>Salario (miles)</i>	3.64*** (2.159)
<i>Rentabilidad (%)</i>	0.09 (0.080)
Observaciones	636

Errores estándar entre paréntesis

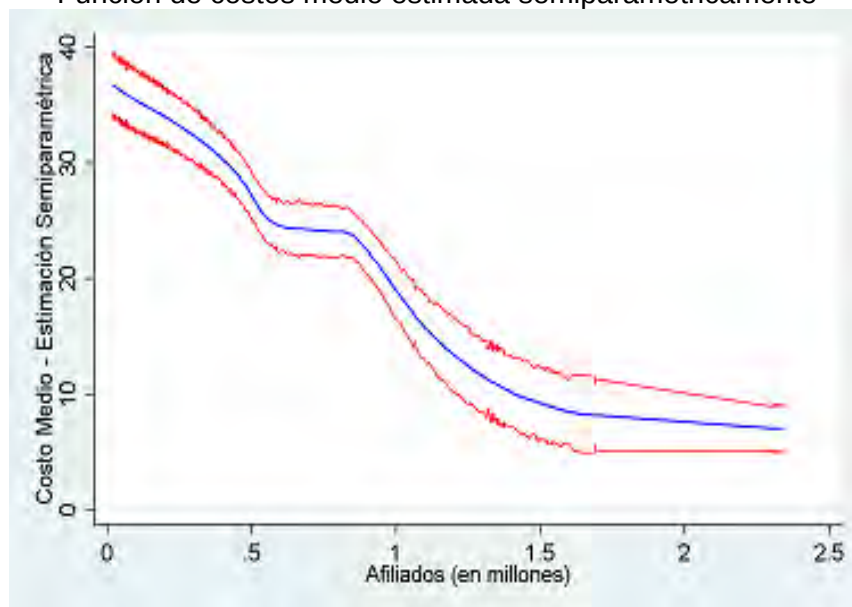
* significativa al 1%, ** al 5%, *** al 10%.

Los estimadores hallados de la parte paramétrica son los esperados: el nivel de salarios resulta significativo y afecta positivamente el costo medio de las firmas, en tanto la rentabilidad real de los fondos de jubilaciones y pensiones tiene un efecto positivo sobre los costos medios, aunque no estadísticamente significativo.

La Figura 2 expone la estimación de los costos medio operativos (CMe). Esta es el resultado de la agregación de la estimación de la parte no paramétrica con la parte paramétrica. Para predecir esta curva las variables salario y rentabilidad fueron establecidas en sus medias muestrales. Ello implica un desplazamiento vertical de la curva $\hat{f}$, por lo que la forma funcional de CMe se deriva de la forma funcional de f .

Se observa que la función estimada es decreciente en todo el dominio de producción. No obstante, entre los 635.000 y 830.000 mil afiliados la función estimada presenta una leve tendencia constante. Considerando un intervalo de confianza del 95% de confiabilidad, se sugiere la existencia de evidencia estadística de costos medios constantes en el tramo mencionado. Asimismo, no se identifica una EME de producción.

Figura 2
Función de costos medio estimada semiparamétricamente



Complementariamente, y con el fin de contemplar potenciales efectos provenientes de otras características de las firmas, tal que generan heterogeneidad, se repite el mismo ejercicio semiparamétrico incorporando al vector X_{it} una variable tiempo (a través del logaritmo natural del mismo)¹⁰ y el número de traspasos registrados.

Los coeficientes estimados de la parte paramétrica (Tabla 3) resultan similares a los hallados previamente. El Salario resulta significativo y positivo al 1% de confiabilidad y la rentabilidad se vuelve significativa al 10%. Asimismo, el logaritmo natural del tiempo tiene signo negativo y significativo. Este resultado avala la hipótesis de existencia de curva de aprendizaje, donde con el paso del tiempo las firmas aprenden sobre el negocio, optimizan la asignación de

¹⁰ Esta variable comprende los naturales positivos tomando valor 1 el primer trimestre, 2 el segundo y así sucesivamente.

recursos y reducen los costos medio de operación. Finalmente, al igual que lo hallado por Braberman *et al.* (2000) los traspasos positivos incrementan los costos medio de las firmas.

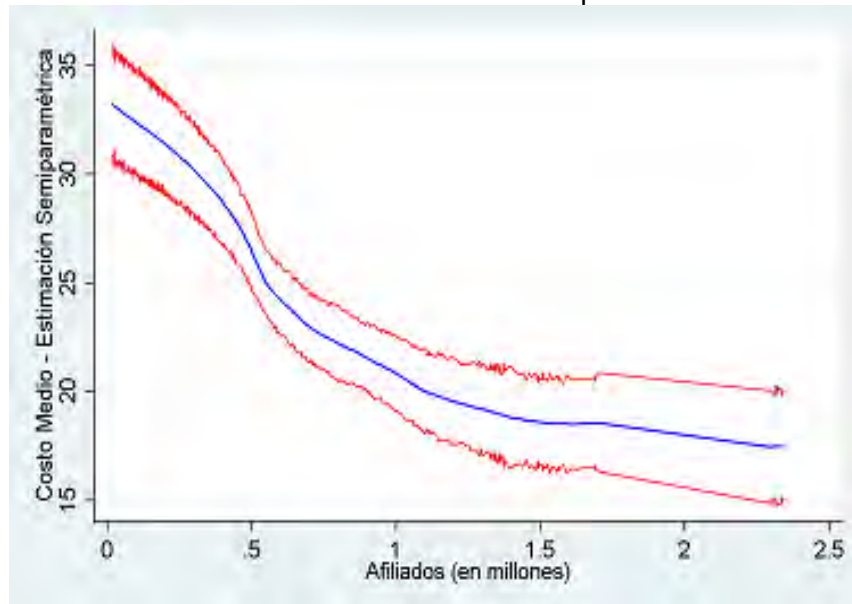
Tabla 3
Función de costos medios estimada semiparamétricamente
Parte paramétrica

	Coefficiente
<i>Salario (miles)</i>	2.14* (0.635)
<i>Rentabilidad</i>	0.05*** (0.027)
<i>ln(tiempo)</i>	-14.10* (0.712)
<i>Traspasos (miles)</i>	0.27* (0.060)
Observaciones	636

Errores estándar entre paréntesis

* significativa al 1%, ** al 5%, *** al 10%.

Figura 3
Función de costos medio estimada semiparamétricamente



La Figura 3 presenta la estimación de los CMe^{11} . Una vez controlado por las variables pertenecientes a la ecuación de costos y ambientales que generan heterogeneidad al interior de la industria, la función de costos medios es no creciente en todo el dominio de producción. Asimismo, se encuentra evidencia de la existencia de *Costos Medios* constantes cuando la escala de operación supera 1.000.000 de afiliados. El descenso que se observa en la función de costos medio cuando el número de afiliados supera los 1.750 miles es producto del importante peso relativo que tienen las observaciones de Orígenes AFJP¹².

Las estimaciones hasta aquí realizadas no consideran posibles efectos sobre el nivel y la forma funcional del cambio normativo registrado en 1997. Tal como fuera discutido en la tercera sección, en el cuarto trimestre de 1997 sucede un cambio normativo sobre las facultades de los promotores y sucursales destinado a reducir los costos en los que se incurría con el objeto de lograr mayores traspasos de afiliados. Ello genera un cambio estructural en el nivel de costos totales de la industria a partir de segundo semestre de 1998: hasta dicho trimestre los mismos mantienen una tendencia creciente, en tanto posteriormente descienden abruptamente (Tabla 1).

Debido a que este cambio normativo puede tener afectos sobre la pendiente de la curva de costos medios se repite el último ejercicio utilizando una submuestra comprendida entre el tercer trimestre de 1997 y junio de 2007. Los resultados de la estimación se presentan en la Tabla 4 y Figura 4.

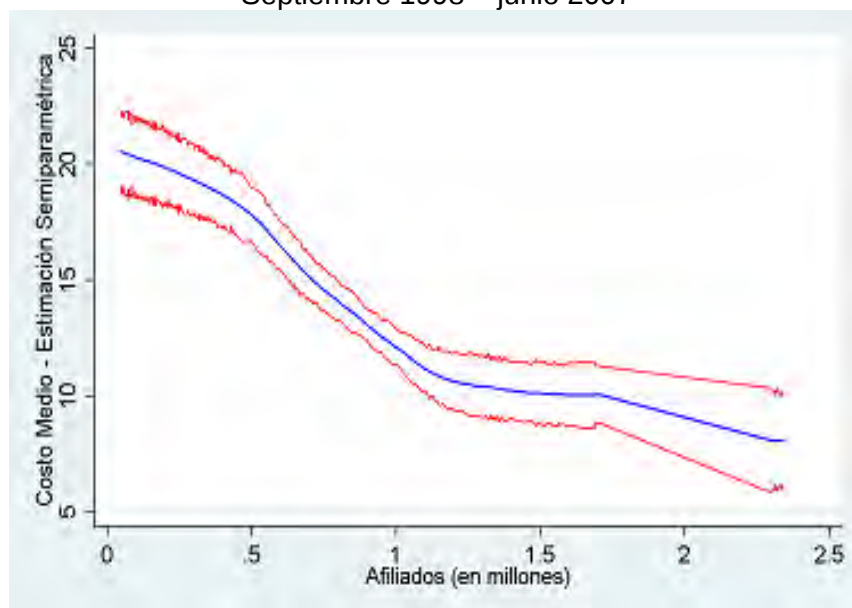
Tabla 4
Función de costos medios estimada semiparamétricamente
Parte paramétrica. Septiembre 1998 – junio 2007

	Coeficiente
<i>Salario (miles)</i>	1.87* (0.535)
<i>Rentabilidad</i>	0.01 (0.025)
<i>ln(tiempo)</i>	-9.65* (0.881)
<i>Traspasos (miles)</i>	0.30* (0.085)
Observaciones	442
Errores estándar entre paréntesis	
* significativa al 1%, ** al 5%, *** al 10%.	

¹¹ El mismo es el resultados de la agregación de $\hat{f}$ y $\overline{X} \hat{\beta}$.

¹² Tal administradora es la número uno en términos de participación en el mercado, habiendo sido la mayor protagonista de la mayor fusión registrada en el mercado en 2001 cuando adquirió la cartera de clientes de Previnter. Tal operación implicó un incremento del 13% en el índice de concentración a la cuarta firma.

Figura 4
Función de costos medio estimada semiparamétricamente
Septiembre 1998 – junio 2007



En este ejercicio se observa que la estimación de los parámetros de la función de costos medios no difiere de los resultados obtenidos en la estimación con la muestra completa (Tabla 3). Asimismo, la estimación de CMe sugiere que los costos medios son decrecientes hasta que el nivel de producción alcanza los 1.000.000 de afiliados, sugiriendo la permanencia de rendimientos constantes a escala a partir de tal nivel. Los resultados alcanzados plantean que luego del cambio normativo las economías de escala aún permanecen en determinado tramo del dominio, tramo que resulta similar al obtenido cuando se considera la muestra completa.

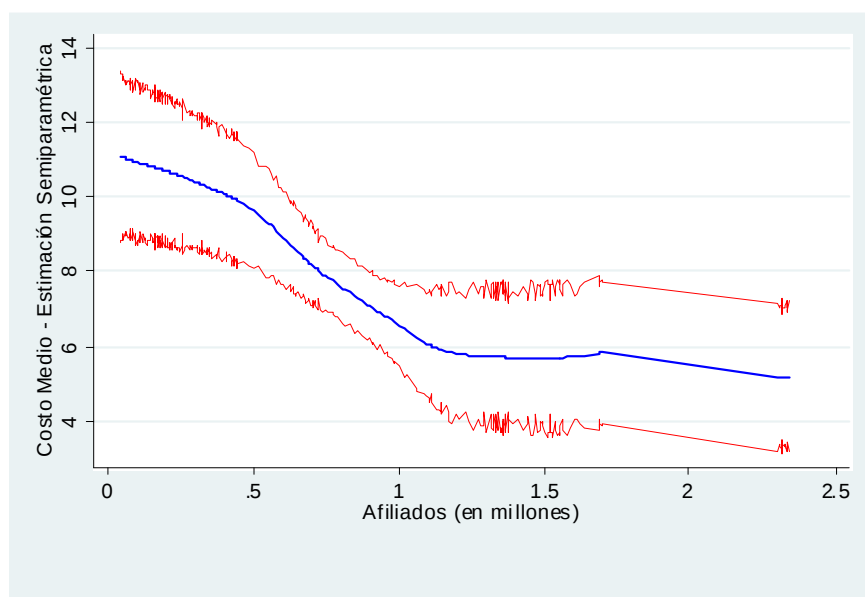
Tal como se mencionara en la segunda sección, la presencia de economías de escala en una industria puede estar asociada a tres fenómenos: i) productividad marginal creciente de los factores productivos, ii) elevados costos fijos exógenos y, iii) intensos costos fijos endógenos.

El mercado argentino de AFJP se ha caracterizado por una fuerte competencia publicitaria y de promoción, a través de su fuerza de venta, con el objeto de maximizar el número de traspasos positivos. A partir de tales estrategias competitivas, el gasto en publicidad y promoción representa en promedio más del 40% de los costos operativos totales de la industria. Con el objeto de identificar el efecto que tal estrategia competitiva tiene sobre la forma funcional de los costos medios, se propone el mismo ejercicio contemplando los costos operativos netos de los gastos en publicidad y promoción. Los resultados se presentan en la Tabla 5 y Figura 5.

Tabla 5
Función de costos medios (neto de costos de promoción) estimada semiparamétricamente
Parte paramétrica. Septiembre 1998 – junio 2007

	Coefficiente
<i>Salario (miles)</i>	0.47 (0.54)
<i>Rentabilidad</i>	0.00 (0.025)
<i>ln(tiempo)</i>	-3.6* (0.868)
<i>Traspasos (miles)</i>	0.14*** (0.084)
Observaciones	442
Errores estándar entre paréntesis	
* significativa al 1%, ** al 5%, *** al 10%.	

Figura 5
Función de costos medio (neto de costos de promoción) estimada semiparamétricamente.
Septiembre 1998 – junio 2007



Los estimadores hallados de la parte paramétrica son los esperados. El salario y la rentabilidad de la firma resultan no significativos en la determinación de los costos medios operativos netos de gastos en publicidad y promoción. El primero se encuentra asociado a que la masa salarial se destina en su mayor proporción al pago de la retribución de los promotores e incentivos.

A partir de ello, la función de costos medios resulta no creciente en todo el dominio de producción, aunque se alcanza los rendimientos constantes a escala a partir de los 800.000 mil

afiliados. Tal resultado representa 200.000 mil afiliados menos que si se considera la totalidad de los costos operativos. Ello permite sugerir la importancia de los costos fijos endógenos, como los gastos en publicidad, en la generación de economías de escala en la industria argentina de fondos de pensiones.

VI. Reflexiones finales

En 1994 se plantea una reforma estructural del sistema argentino de pensiones, bajo la incorporación de un régimen de capitalización individual administrado por empresas privadas. Tal proceso se sostuvo en la esperanza de creación de un mercado con características similares a las de un mercado perfectamente competitivo: gran cantidad de participantes, libre entrada y salida e información completa.

Sin embargo, el equilibrio de mercado alcanzado dista mucho del esperado. Por un lado se observa una reducción gradual del número de oferentes, llegando a 2007 a permanecer activas tan sólo 11 administradoras, con el consecuente incremento de la tasa de concentración. Ello como consecuencia de un fuerte proceso de fusiones y absorciones.

A partir de ello, diversos estudios (Braberman *et al.*, 2000; Ferro, 2003; Auguste y Urbiztondo, 2004; Apella y Maceira, 2006) estiman la función de costos de la industria con el objeto de identificar la presencia de economías de escala que explicara este proceso de concentración. Sin embargo, las metodologías utilizadas dejan abierta la posibilidad que exista un sesgo de especificación dado que ellas imponen una forma funcional a la curva de costos, no permitiendo la necesaria flexibilidad.

A partir de tal limitación, el presente trabajo estima la función de costos medios permitiendo una forma funcional más flexible, especificando una función semiparamétrica, compuesta por una estructura paramétrica en el precio de los factores productivos y otras variables ambientales y una forma no paramétrica en el producto de las firmas, los afiliados.

Los resultados hallados avalan la hipótesis de existencia de economías de escala en la industria argentina de AFJP. No obstante, al igual que lo encontrado por Valdés (2005) para el caso chileno, las economías de escala se presentan en dos dimensiones. Por una parte, la EME para una AFJP resulta superior a 1.000.000 de afiliados. Por tanto, la minimización del costo medio de las firmas implica que el número de administradoras tendría que estar entre diez. A junio de 2007, tal nivel de afiliados es al menos alcanzado por tan sólo 6 firmas (Orígenes, Consolidar, Met, Máxima, Arauca Bit y Nación) del total de 11 empresas operando en el mercado.

Por otra parte, la EME a nivel de la producción pura -sin contemplar las estrategias de publicidad y promoción- se ubica aproximadamente en 800.000 afiliados. A esta escala mínima de producción, la cantidad económicamente eficiente de empresas capaces de producir aumenta a 15. De todas maneras, a junio de 2007 el número de firmas que alcanza al menos este nivel aumenta en una unidad, sumando 7 AFJP.

Este último resultado, destaca la importancia de los gastos de comercialización - publicidad y promoción- en la formación del tipo de estructura de mercado aumentando la escala eficiente.

De acuerdo con Sutton (1991) la parte del costo independiente del nivel producción es la suma del costo fijo de producción y el gasto comercial (publicidad y promoción). En tanto el primero es exógeno, el segundo es denominado endógeno. Esta última clasificación hace referencia a que el nivel del gasto en publicidad y promoción surge como resultado, dentro de un conjunto de estrategias posibles, de la interacción entre las firmas en el mercado. En efecto, la cantidad de anuncios publicitarios o promotores es determinado a partir de la comparación entre el ingreso marginal y su costo marginal.

Debido a las diferencias en la escala de producción de las AFJP, algunas ubicadas en el tramo de rendimientos constantes y otras en el de costos decrecientes, existe una probabilidad positiva que continúe el proceso de fusiones entre las administradoras más alejadas de la escala óptima o, entre éstas y las más grandes.

Complementariamente, las decisiones de gastos en publicidad y promoción pueden estar influenciadas por un aumento de la competencia potencial. La amenaza de entrada de un competidor al mercado incentiva el incremento del esfuerzo publicitario y de promoción con el objeto de desanimar tal estrategia, enviando una señal de mayores costos a hundir necesarios para ganar cuotas de mercado.

En presencia de un mercado con costos fijos exógenos, una vez alcanzado el tramo de rendimientos constantes a escala y con un crecimiento esperado del tamaño de mercado (condicionado a la evolución de la participación de los indecisos sobre los nuevos afiliados, tal que los primeros son derivados al pilar público de reparto a partir del último cambio normativo), la estructura de la oferta otorga lugar para nuevos competidores. No obstante, dada la alta participación de los costos fijos endógenos sobre los costos totales, el efecto esperado sobre la cantidad de empresas es el contrario. Un potencial aumento en el tamaño de mercado implica un mayor beneficio esperado en el largo plazo, que justifica un esfuerzo (costo) presente en publicidad y promoción tanto como para incentivar la salida de las firmas más pequeñas como así también para desincentivar la entrada de potenciales entrantes.

Por tal motivo, no sólo el alto nivel de producción requerido para lograr una EME sino también la importancia de los costos fijos endógenos posibilitan la presencia de barreras a la entrada en el mercado argentino de AFJP.

El ingreso de una nueva firma al mercado, requiere para su supervivencia en el corto plazo del logro de una masa crítica de afiliados que le permita competir y cubrir sus costos operativos y, en el largo plazo, de capacidad para amortizar adecuadamente la inversión que realizó para entrar a la industria.

Siguiendo a Apella y Maceira (2006), las estrategias para competir y financiar los costos operativos vía ingreso por comisiones puede ser el establecimiento de una comisión relativamente alta y/o orientarse al segmento de trabajadores de altos ingresos (debido a que las comisiones son un porcentaje del ingreso).

En el primer caso la nueva firma enfrenta una restricción regulatoria que le impone un tope máximo al precio equivalente al 1% del salario. Por otra parte, la focalización en trabajadores de altos ingresos, si bien el ingreso de Met en 2001 ha mostrado ser una alternativa viable, enfrenta la dificultad que las mayores AFJP son las que cuentan con los aportantes de mayores ingresos por lo que la nueva firma debería estar preparada para afrontar *costos endógenos a la competencia* ya que los *incumbents* valoran a este grupo de trabajadores

En función de la evidencia encontrada en el presente trabajo, es posible esperar no sólo que la concentración de mercado mantenga niveles elevados sino también que aumente.

VII. Referencias bibliográficas

Aguilera, N. y Velázquez, C., 2008, "Economies of Scale in the Pension Fund Manager Industry in Mexico: A Semi Parametric Approach" *Well-Being and Social Policy* (en prensa).

Apella, I., 2007, "Fallas de Mercado y Alternativas de Intervención en el Sistema Argentino de Fondos de Pensiones", *IX Jornadas Argentinas de Estudios de Población, Asociación de Estudios de Población de la Argentina (AEPA), Córdoba, Argentina*.

Apella, I. y Maceira, D., 2006 "Economías de Escala y Barreras a la Entrada en el Mercado Argentino de AFJP", *XLI Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*, Salta, Argentina.

Appelbaum, E., 1979, "On the Choice of Functional Forms", *International Economic Review* 20(2) pp. 449-458.

Auguste, S y Urbistondo, S., 2004, "Costos y Economías de Escala en la Industria de las AFJP", *FIEL 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* 40(158) pp. 253-286.

Bresnahan, T., 1989, "Empirical Studies of Industries with Market Power", en *Handbook of Industrial Organization*, 1(17) Schmalensee y Willig, editores. North Holland, pp. 1012-1057.

Commanor, W. y Wilson, T. 1974, *Advertising and Market Power*. Cambridge: Harvard University Press.

Curry, B y George, K, 1983, "Industrial Concentration: A Survey". *Journal of Industrial Economics* 31(3) pp. 203-255

Demsetz, H., 1973, "Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy", *Journal of Law and Economics*, 16(April), pp. 1-10.

Ferro, G., 2007, "Estimación de Funciones de Producción y Costos en Fondos de Pensión Latinoamericanos", *XLII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*, Universidad Nacional del Sur, Bahía Blanca, Argentina.

Ferro, G., 2003, "Regulación y Costos Variables Endógenos en el Mercado de Fondos de Jubilaciones y Pensiones Argentino". *CEMA, Serie Documentos de Trabajo* 231.

Hastie, T., Tibshirani, R., y Friedman, J., 2001, *The Elements of Statistical Learning. Data Mining, Inference, and Prediction*. Springer, New York.

Haug, C., 2004, "Concentración de la Industria de Pensiones en Costa Rica", *Documento de Trabajo 01, Superintendencia de Pensiones*.

Loury, G., 1979, "Market structure and innovation", *The Quarterly Journal of Economics* 9(3) pp. 395-410.

Pulley, L. y Braunstein, Y., 1992, "A Composite Cost Function for Multiproduct Firm with an Application to Economies of Scope in Banking", *The Review of Economics and Statistics* 74(2) pp. 221-230.

Robinson, P., 1998, "Root N-Consistent Semiparametric Regression", *Econometrica*, Vol. 56 (4) pp. 931-954.

Robinson, W. y Chiang, J., 1996, "Are Sutton's Predictions Robust? Empirical Insights into Advertising, R&D, and Concentration", *Journal of Industrial Economics* 44(4) pp. 389-408.

Scherer, F. y Ross, D., 1990, *Industrial Market Structure and Economic Performance*, Houghton Mifflin Company, Boston.

Sutton, J., 1991, *Sunk Cost and Market Structures: Price Competition, Advertising, and the Evolution of Concentration*. MIT Press, Cambridge.

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

Valdés, S., 2005, "Alternativas para Aumentar la Competencia entre las AFP", en *Foco* 61, Chile.

Williamson, O., 1968, "Economies as an Antitrust Defence: The Welfare Tradeoffs", *American Economic Review*, 58(1), pp. 18-36.