Conferencia Interamericana de Seguridad Social

Centro Interamericano de Estudios de Seguridad Social

Este documento forma parte de la producción editorial de la Conferencia Interamericana de Seguridad Social (CISS)

Se permite su reproducción total o parcial, en copia digital o impresa; siempre y cuando se cite la fuente y se reconozca la autoría.

VOL. 4 NÚM. 1 PRIMER SEMESTRE 2008
Publicación Semestral

Bienestar y Política Social

Rodolfo de la Torre — POLARIZACIÓN ECONÓMICA Y GOBERNABILIDAD EN MÉXICO

Rosangela Maria Pontili, Ana Lúcia Kassouf — ¿EL ATRASO EN LA EDUCACIÓN PÚBLICA PRIMARIA EN BRASIL ESTÁ MÁS ASOCIADO A LA INFRAESTRUCTURA ESCOLAR O A LAS CARACTERÍSTICAS FAMILIARES?

Nelly Aguilera, César Velázquez — ECONOMÍAS DE ESCALA EN LA INDUSTRIA DE LAS ADMINISTRADORAS DE FONDOS DE PENSIONES EN MÉXICO: UN ENFOQUE SEMIPARAMÉTRICO

Bernardo Lanza Queiroz — INCENTIVOS PARA LA JUBILACIÓN: MONTO DE LA PENSIÓN, SALDO ACUMULADO E IMPUESTO IMPLÍCITO

Alberto Huidobro Ortega — RESEÑA DEL LIBRO POLÍTICAS PÚBLICAS PARA UN CRECIMIENTO INCLUYENTE, EDITADO POR PABLO COTLER

CISS

BIENESTAR Y POLÍTICA SOCIAL
VOL 4, No. 1, pp. 59-76

ECONOMÍAS DE ESCALA EN LA INDUSTRIA DE LAS ADMINISTRADORAS DE FONDOS DE PENSIONES EN MÉXICO: UN ENFOQUE SEMIPARAMÉTRICO

Nelly Aguilera*
Centro Interamericano de Estudios de Seguridad Social
nelly.aguilera@ciss.org.mx

César Velázquez
Universidad Iberoamericana, Ciudad de México
cesar.velazquez@uia.mx

Resumen

Ha sido ampliamente aceptado que las reformas a los sistemas de pensiones han mejorado la viabilidad financiera de los mismos. Sin embargo, al mismo tiempo se ha mostrado que las comisiones cobradas por las administradoras de fondos de pensiones (AFP) son muy altas, implicando altas ganancias para ellas y menores pensiones esperadas para los participantes del sistema. La presencia de economías de escala ha sido sugerida como la razón principal de las altas comisiones. En este artículo argumentamos que los estudios previos que han encontrado economías de escala en el caso de México se basaron en curvas de costos que fueron indebidamente especificadas empíricamente. Estimamos una curva de costo semiparamétrica que nos permite concluir que de existir economías de escala, las escalas eficientes mínimas son bajas, siendo alcanzadas por casi todas la AFP. La presencia o no de economías de escala es altamente importante para los supervisores, ya que puede conducir a diferentes acciones de regulación dirigidas a reducir las comisiones.

Palabras clave: costos, fondos de pensiones, método semiparmétrico.
Clasificación JEL: C14, D24, L11.

Introducción

En la década pasada, diversos países realizaron reformas a sus sistemas de pensiones, cambiando de un sistema de beneficio definido a un sistema de contribución definida con empresas privadas compitiendo por la administración de los fondos. Diversos estudios han sugerido

* Apreciamos altamente los comentarios de un réferi anónimo y la excelente asistencia de investigación de Alejandro Montesinos. Este artículo también se benefició de los comentarios de Juan Carlos Zepeda y Sergio Rodríguez.

que estas reformas han tenido efectos macroeconómicos positivos. Por ejemplo, Corbo y Schmidt-Hebbel (2003), para el caso de Chile, demuestran que la reforma al sistema de pensiones de Chile ha contribuido a la tasa de crecimiento observada de la economía. Un estudio de Gill et al. (2004) estima que la deuda explícita del sistema de pensiones (en 2050) se redujo de aproximadamente 95 por ciento del PIB a 45 por ciento en México, y algunos analistas han sugerido que la inversión de los activos administrados (AA) ha contribuido a que se reduzcan las tasas de interés del país.

Sin embargo, existe también evidencia de que la competencia no ha sido tan fuerte como se pensaba y que las comisiones cobradas por las administradoras de fondos de pensiones (AFP), especialmente en México, son antinaturalmente altas (Whitehouse, 2000, Aguilera, 2004). Estas altas comisiones podrían reducir las tasas de reemplazo esperadas en el largo plazo, y por lo tanto los beneficios de los trabajadores afiliados al sistema. Además, en países como México, donde existe una pensión mínima garantizada, las bajas tasas de acumulación podrían tener un impacto negativo en la posición fiscal de los gobiernos.

Se han dado dos razones que explican las altas comisiones y el alto grado de concentración en la industria. De lado de la demanda, se ha dicho que la elasticidad de la demanda es muy baja debido a la falta de interés de los consumidores por un producto que están obligados a comprar, que eventualmente (porque mucha gente puede optar por beneficios bajo la Ley de 1973) usarán en un futuro remoto (Madero y Mora, 2006), y porque es muy difícil entender el esquema de pecios y rendimientos, y por lo tanto observar qué AFP es la que provee el mejor rendimiento neto.

Del lado de la oferta, se ha dicho que la industria está caracterizada por la presencia de economías de escala que produce una concentración de la industria en un número pequeño de empresas. Trabajos previos han encontrado la presencia de economías de escala. García y Rodríguez (2003) y Meléndez (2004) para el caso de México, y Apella y Maceira (2004) para el caso de Argentina.

La presencia o no de economías de escala es muy importante para las decisiones de política pública. Si existen economías de escala, deberían existir pocas AFP y todas las comisiones deberían ser reguladas como lo propone Meléndez (2004). Si no existen economías de escala, nuevas empresas podrían entrar al mercado y competir para atraer clientes de otras AFP. En este caso, las autoridades deberían trabajar para eliminar cualquier barrera a la entrada que pueda existir, hacer más fácil a los consumidores transferir su cuenta a cualquier AFP que quieran y mejorar el proceso de toma de decisiones de lo trabajadores a través de más y mejor información (Aguilera, 2004) o a desarrollar un sistema en el cual, personas informadas y preparadas decidan en nombre del trabajador la AFP específica que mejor se adecue a su perfil (Valdés, 2004)

Sin embargo, en los últimos tres años muchas empresas pequeñas han entrado al mercado, lo que genera dudas sobre la presencia de economías de escala. Este estudio investigará la presencia de economías de escala en la industria de las AFP para el caso de México pero estimando una función de costos translog semi paramétrica, que es una forma más flexible de la función de costos utilizada en estudios previos. Utilizamos datos mensuales de mayo de 1997 a septiembre de 2006 de las AFP mexicanas.

Los resultados muestran que, si bien la curva de costos medios presenta una forma de L, la escala mínima eficiente se alcanza con aproximadamente 12,000 millones de pesos o 500,000 afiliados. Estos números están muy por debajo de los encontrados por García y Rodríguez y Meléndez. Con nuestros resultados, prácticamente todas las empresas en México han alcanzado la escala mínima eficiente.

Este artículo está organizado de la siguiente forma. En la siguiente sección se presenta una breve descripción del sistema y una revisión de los artículos que han analizado la existencia de economías de escala para el caso de México. La tercera sección explica la metodología utilizada en este estudio y los resultados obtenidos. La conclusiones se presentan posteriormente.

1. Descripción del Sistema y Estudios Previos

1.1 Descripción del sistema

En 1997, siguiendo la experiencia de otros países en Latinoamérica, se reformó el sistema mexicano de pensiones de los trabajadores del sector privado. Se sustituyó un sistema de beneficio definido por un sistema de contribución definida a través de cuentas individuales, con un elemento de solidaridad en la forma de una pensión mínima garantizada y de una aportación gubernamental.[1] La administración de las cuentas individuales recayó en AFP privadas. La reforma buscaba, entre otros, los siguientes objetivos: i) mejorar la viabilidad financiera del sistema; ii) incrementar el ahorro interno de largo plazo de la economía; y iii) hacer al sistema más actuarialmente justo, es decir, mejorar el la relación entre beneficios y contribuciones. El objetivo de este vínculo más alto era producir tasas de reemplazo mayores para aquellos trabajadores que optaran por una participación más larga en el mercado de trabajo formal. Véase Sales et al. (1997) para una explicación más completa de la reforma.

En la actualidad, 36 millones de trabajadores están afiliados al sistema. Sin embargo, sólo cerca del 40 por ciento son trabajadores activos. Los activos en el sistema ascienden actualmente a 650 miles de millones de pesos. Después de 9 años de reforma, el sistema ha alcanzado resultados positivos en diversas variables macroeconómicas: los activos administrados (AA) equivalen ahora aproximadamente a más del 7% del PIB del país, y la deuda explícita del sistema de pensiones en 2050 se redujo de aproximadamente 95 por ciento del PIB a 45 por ciento del PIB (Gill et al., 2004). Véase Cuadro 1.

A pesar de que el sistema es muy joven, existe evidencia positiva en términos microeconómicos para México. Aguila (2005) ha demostrado que los trabajadores de bajo ingreso se han beneficiado de la reforma. La autora encuentra que los trabajadores que ganan hasta 5 salarios mínimos tienen un efecto positivo en pensiones relativo al sistema anterior. Roldán et al. (2006) ha calculado que en ausencia de la reforma 13.2 millones de los 26.5 millones de trabajadores cerca del retiro no tendrían ningún derecho a recibir algún beneficio en el sistema anterior; con la reforma estos trabajadores pueden recibir algunos fondos durante el retiro. Finalmente, James et al. (2005) han probado que en relación a los hombres, las mujeres también ganaron con la reforma porque a pesar de que sus propias anualidades son más bajas que las de los hombres en el nuevo sistema, las mujeres reciben ahora transferencias públicas netas y reciben pensiones conjuntas.

[1] El gobierno aporta una cuota social equivalente al 5.5% del salario mínimo de 1997 e indizado por la inflación.

Cuadro 1
Evolución del Sistema

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006 (3)
Activos administrados(1)(2)	83.63	142.43	199.23	291.08	358.46	429.55	487.62	580.39	648.93
AA/PIB (2)	1.30%	2.08%	2.74%	4.05%	4.72%	5.40%	5.64%	6.41%	7.38%
Afiliados (2)(4)	13.8	15.5	17.8	26.5	29.4	31.4	33.3	35.3	36.5
Número de AFP(5)	17	14	13	13	12	12	13	15	17
Participación de mercado de la más grande (2)(6)	16.10%	15.91%	16.07%	14.10%	17.91%	17.87%	17.48%	16.13%	15.31%
IHH (2)(6)	0.111	0.111	0.11	0.093	0.11	0.109	0.103	0.096	0.092
Comisión promedio(2)(7)	1.47%	1.58%	1.71%	1.78%	1.72%	1.59%	1.55%	1.37%	1.25%

Notas: (1) Miles de millones de pesos de enero 2006 (2) Datos de diciembre (3) Datos de septiembre (4) Millones (5) Promedio anual (6) Calculado usando afiliados (7) Comisión equivalente a 5 años.
Fuente: www.consar.gob.mx and www.banxico.org.mx.

Sin embargo, el sistema ha sido criticado porque las comisiones que pagan los trabajadores por la administración de la cuenta son muy altas y, por lo tanto, están reduciendo los beneficios esperados.[2] Meléndez (2004) muestra que las comisiones cobradas por las AFP de México son más altas que lo que le hubiera costado al Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS), la institución pública encargada de la administración del anterior sistema de beneficios definidos. Aguilera (2004) demuestra que en 2004 varias AFP de México estaban entre las más caras en los países analizados por la autora: México, Chile, Colombia y Perú. CONSAR (2005) demuestra que con la reciente reducción de las comisiones en la mayoría de las AFP dentro de México, la situación relativa del país ha mejorado, pero aún no ha beneficiado significativamente a la gente, ya que en general las comisiones en México siguen siendo más altas que en Colombia, y algunas AFP cobran más que cualquier AFP chilena. Finalmente, es bien sabido que las AFP están entre las compañías más rentables en México.[3]

Esta situación ha generado muchas opiniones. En el Congreso de México, algunos creen que las comisiones deberían ser reguladas como en el caso de Colombia, donde existe una comisión máxima. Otros opinan que el Estado debería tener su propia AFP con comisiones muy bajas para incrementar la competencia.

Desde una perspectiva teórica, los altos precios pueden ser explicados de lado de la oferta y la demanda. Los factores del lado de la demanda están asociados a la inelasticidad de la demanda debido no solo al hecho de que las personas no están interesadas en un producto que están obligadas a comprar, y que consumirán en un futuro distante, sino también porque la gente encuentra

[2] Existe también evidencia de altos cargos para el caso de Chile (Valdés 2004).
[3] La Comisión Federal de Competencia (CFC) (2006) calculó que entre 2000 y 2005 el ROE de las AFP en México era de 35.6%.

muy difícil entender el esquema de precios y rendimientos, que hacen que en la práctica, las decisiones de los consumidores sean complicadas. Esta dificultad de identificar precios y rendimientos ha hecho a los consumidores más propensos a elegir basados en los esfuerzos de venta y la publicidad. Meléndez (2004) identificó el caso para México, y Berstein y Ruiz (2003) para Chile.

Los factores del lado de la oferta están relacionados a la presencia de economías de escala que conducen a una concentración de la industria en pocas empresas, lo cual suaviza la competencia. La existencia de economías de escala ha sido encontrada por García y Rodríguez (2003) y Meléndez (2004) en el caso de México, como veremos a detalle en la siguiente sub sección.

Es cierto que hasta 2004 se observó en México una disminución en el número de empresas y una concentración de la industria. En el Cuadro 1 se puede observar que el número de empresas en la industria se redujo de 17 en 1999 a 13 en 2004. Durante el mismo periodo, la participación de mercado de la AFP más grande aumentó mientras que el IHH disminuyó.[4] El Cuadro 2 muestra las fusiones que han ocurrido en la industria. Si existen o no economías de escala que pueden influir la estructura de mercado es el objeto de este estudio.

1.2 Estudios previos

Como se mencionó anteriormente, existen dos estudios en los cuales se estima la curva de costos de la industria de AFP para el caso de México, García y Rodríguez (2003) y Meléndez (2004). Ambos

Cuadro 2
Historia de Fusiones

Vendedor	Fecha de compra	AA	Participación de mercado	Comprador	Participación de mercado antes de la compra	Participación de mercado después de la compra
Previnter	May-98	305.6	2.30%	Profuturo GNP	11.90%	14.10%
Génesis	Jul-98	141	0.90%	Santander Mexicano	13.60%	14.50%
Atlántico Promex	Sep-98	78	0.60%	Principal	2.20%	2.20%
Capitaliza	Sep-98	31.3	0.20%	Inbursa	2.30%	2.70%
Garante	Feb-02	2,220.10	8.30%	Banamex	10.10%	18.50%
Zurich	Abr-03	801.5	2.90%	Principal	4.90%	7.70%
Tepeyac	Ago-03	935	3.20%	Principal	7.50%	10.70%

Fuente: www.consar.gob.mx.

[4] Existe un límite superior para la participación de mercado en afiliados igual a 20%. Sin embargo, la CONSAR, la autoridad de vigilancia, puede permitir a cualquier AFP tener una participación de mercado más alta si se solicita.

concluyen que existen economías de escala.[5] Sin embargo, consideramos que los artículos están empíricamente mal especificados y por lo tanto sus conclusiones deberían ser puestas en duda. Además, los cambios en la regulación que ocurrieron en los últimos tres años (que discutiremos más adelante) pudieron haber cambiado la estructura de mercado. Por estas razones consideramos conveniente re-estimar la estructura de costos en la industria intentando superar algunos de los errores de especificación de los trabajos previos, y utilizando la información más reciente.

García y Rodríguez (2003) estiman una función en la cual el costo total (la variable dependiente) es igual al costo fijo (estimado como la constante de la regresión), más el número de afiliados en forma cuadrática. Además incluyen el número de "traspasos" (el cambio de una cuenta de una AFP a otra) y el exceso de la tasa de rendimiento como variables de control. Esta función de costos ha sido también utilizada por Chisari et al. (1998). El uso de una función de costos cuadrática, directamente estimada o usando una función de transformación translog, sólo puede tener un punto de inflexión, de allí la típica función de costos medios en forma de U. Pero, como Humphrey y Vale (2004) han dicho, imponer una función de costos cuadrática "puede en muchos casos ser considerado un artefacto" (p. 1673). Esta razón es suficiente para cuestionar los resultados de los autores y para buscar nuevas especificaciones. Meléndez (2004) señala además otras limitaciones de la estimación de García y Rodríguez, incluyendo el hecho de que no incluyen los precios de los insumos en la función de costos.

Meléndez (2004) estima una función translog. Esta función ha sido ampliamente utilizada para estimar funciones de costos de instituciones financieras, especialmente bancos.[6] Sin embargo, algunos estudios como los de McAllister y McManus (1993) y Humphrey y Vale (2004), han señalado las limitaciones de esta forma funcional cuando las instituciones financieras verían en términos de tamaño y mezcla de productos ofrecidos, y han expresado la necesidad del uso de funciones más flexibles en estimaciones empíricas. Dado que la función de costos translog fue originalmente desarrollada como una aproximación local de la "verdadera" función de costos desconocida, argumentan, cuando se extrapola una aproximación local a los datos globales, la función traslog se puede comportar muy pobremente cuando el comportamiento global de la función aproximada difiere de su comportamiento local.

McAllister y McManus (1993) han señalado que la razón por la cual la literatura sobre economías de escala en la industria de la banca ha encontrado diferentes resultados se debe a la muestra utilizada respecto del tamaño de los bancos, y su consecuencia resultante por el uso de la función translog.[7] Demuestran que mientras la función translog produce la típica función de costos medios en forma de U, las estimaciones kernel, fourier y spline producen, como la función de costos translog, rendimientos crecientes a escala para pequeños bancos, pero contrario a las estimaciones translog, rendimientos constantes a escala para bancos grandes. Humphrey y Vale (2004) demuestran que cuando ellos utilizan la función translog de costos para la industria bancaria

[5] Como se mencionó en la introducción, resultados similares han sido encontrados para otros países. Véase por ejemplo Apella y Maceira (2004) para el caso de Argentina.
[6] Véase por ejemplo Berger y Humphrey (1991) y Noulas et al. (1990). Berndt (1991), y Greene (2003) ofrecen una revisión de la función translog.
[7] Otra razón es el hecho de que los estudios ignoran el capital financiero, un insumo importante para llevar a cabo el proceso de intermediación.

Cuadro 3
Resumen de los Estudios Previos

Autor	Función de costos	Otras variables de control	Muestra	Variable de producción: afiliados o AA	Número de afiliados al que se alcanza el punto mínimo	AA al que se alcanza el punto mínimo
García y Rodríguez (2003)	Lineal en costos fijos y cuadrática en el nivel de producción	Número de "Traspasos" y rendimiento en exceso (de la media)	Bimestral II/98 – VI/02	Afiliados	1,081,000	No estimado
Meléndez (2004)	Translog multiproducto	Precios de los insumos, número de "Traspasos", peso del esfuerzo comercial en los costos, rendimiento neto (de las comisiones),dummy para establecer relación con banco. De forma lineal, cuadrática y con diversas interacciones	Trimestral IV/98 – II/03	Afiliados y AA	1,050,000 (1)	180 mil millones de pesos de 2004 (1)
						250 mil millones de pesos de 2004 (2)
					1,150,000 (2)	

Notas: (1) Para AFP que no pertenecen aun un conglomerado financiero, (2) Para AFP que pertenecen a conglomerados financieros.
Fuente: García y Rodríguez (2003) y Meléndez (2004).

noruega, la estimación translog efectivamente produce una curva de costos medios en forma de L, mientras que la estimación lineal spline y fourier producen curvas en forma de M. En particular, McAllister y McManus (1993) concluye que "la estimación de una función global de costos por medio de una función translog sistemáticamente sub o sobre representa los costos de ciertos tipos de bancos, resultando en un sesgo de especificación que contribuye substancialmente a la conclusión tradicional de rendimientos decrecientes a escala entre los bancos arriba del punto medio del rango de tamaño estudiado" (p.390).

Los problemas de la función translog que encontraron McAllister y McManus en el sistema bancario pudieran estar presentes en la estimación de Meléndez.[8] En la muestra las diferentes AFP tienen diferentes tamaños y tienen diferentes estrategias que conducen a diferentes mezclas de insumos. Bancomer, la AFP más grande en su muestra tenía 58.9 mil millones de AA y 2.6 millones de afiliados; Capitaliza, la más pequeña en la muestra, tenía 182 mil pesos de AA y únicamente 61 mil afiliados. Nótese además que, como podemos ver en el Cuadro 3, Meléndez encontró que la escala mínima, medida por afiliados, equivale aproximadamente a 1 millón cincuenta mil cuentas para las AFP sin relación a un banco (y 1 millón ciento cincuenta mil para AFP ligadas a un banco). Los afiliados promedio en la muestra del autor son 1,022,000 afiliados para AFP sin liga a un banco y 1,540,000 para AFP ligadas a un banco. Es decir, los resultados de Meléndez encuentran la conclusión tradicional señalada por McAllister y McManus de que la escala eficiente mínima estará cerca del promedio del rango estudiado.

Finalmente, parece problemático que el punto mínimo de la curva de costos medios, cuando se mide por AA en la estimación de Meléndez, equivale aproximadamente a 17.4 mil millones de dólares (180 mil millones de pesos de 2004). Dado también el hecho que en diversos estudios de la industria bancaria en los Estados Unidos, una industria con mayores costos fijos, los autores concluyen que el punto mínimo se alcanza entre 500 millones y 10 mil millones de dólares en activos (véase por ejemplo, Noulas et al., 1990, y McAllister y McManus, 1993).

Adicionalmente a los problemas de estimación potenciales descritos arriba, en los últimos años, ha habido cambios técnicos y de regulación que también han puesto en duda la existencia de economías de escala.

Madero y Mora (2006) describen los cambios en la regulación que pudieron haber afectado la estructura de costos y la demanda. En el pasado, las AFP tenían que enfrentar altos costos fijos de entrada asociados con los requisitos financieros para empezar una AFP. Estos requisitos financieros se debían a la inversión en tecnología necesaria para administrar las cuentas y las inversiones y por las altas comisiones pagadas por las AFP al gobierno para poder participar en la industria.

Los autores mencionan que la reestructuración de los derechos federales para la supervisión y los cambios en el gobierno corporativo de PROCESAR –la agencia a cargo de administrar los procesos principales del sistema- que ocurrió en 2004, pudo haber provocado una disminución en los costos medios de la industria. En el pasado, PROCESAR pagaba un monto significativo al gobierno federal como derechos, un monto que fue transferido a las AFP como una cuota fija. Además las AFP solían pagar directamente al gobierno una cuota fija y una variable en términos del número de cuentas administradas. Con la reforma, la cuota estipulada que tenían que pagar a PROCESAR se redujo significativamente y cambió a una cuota variable. Los derechos a pagar por AFP, que continuaron pagando directamente al gobierno federal, mantuvieron su estructura con una cuota fija y variable, pero ahora el último elemento se basaba en los AA. Los autores calcularon que la proporción de los pagos ligados a la cuota fija se redujeron de 36% en 2004 a 26% en 2005.

[8] McAllister y McManus (1993) argumentan que la mezcla de productos varía por tamaño de banco y por lo tanto la mezcla de insumos. Es el uso de diferentes mezclas de insumos por diferentes bancos el argumento que utiliza el autor para criticar las estimaciones con especificación translog. Las AFP no tiene mezclas de productos diferentes pero sí diferentes mezclas de insumos. Por ejemplo, las AFP pequeñas no tienen una fuerza de ventas importante, mientras que las AFP grandes basan mucho de su esfuerzo adquisitivo en la fuerza de ventas.

En 2001 y 2002 la CONSAR comenzó a asignar a las AFP más baratas las cuentas de las personas que al momento de inscripción no habían elegido una administradora. Este cambio en la regulación permitió a las AFP que estaban dispuestas a tener cuotas entre las más baratas del sistema, adquirir un número importante de cuentas sin incurrir en gastos de promoción significativos.

Madero y Mora (2006) también señalaron que se hicieron esfuerzos importantes que estaban encaminados a incrementar la sensibilidad de la demanda a comisiones y rendimientos, y a aumentar los rendimientos. Las intervenciones fueron: i) un importante esfuerzo de información, que incluyó, seminarios dados en las áreas de trabajo, y campañas de promoción masiva, entre otras; ii) cambios para facilitar la comparación de las comisiones y rendimientos; y iii) desregulación de los "traspasos".

Zepeda y Roldán (2005) mencionan que en el pasado sólo las AFP que pertenecían a un conglomerado financiero podían explotar las economías de escala en los procesos del sistema: afiliación, administración de cuentas, y administración de fondos. En la actualidad algunas AFP, especialmente las pequeñas y nuevas, subcontratan alguno de estos procesos a firmas especializadas lo que permite que se exploten las economías de escala y que al mismo tiempo las AFP variabilicen sus costos ya que pagan por el servicio en función del número de procesos o AA administrados.

Desde 2003, varias nuevas AFP más pequeñas han entrado al mercado. En la actualidad, existen once nuevas AFP desde 2002. Solo en 2006 ha habido cinco nuevas AFP autorizadas (Véase Cuadro 4). Junto con la entrada de nuevas AFP, observamos una disminución en el IHH y en las comisiones como se puede ver en el Cuadro 1.

Cuadro 4
Nuevos Entrantes al Mercado y Participación de Mercado
(porcentaje)

		Participación de mercado a Septiembre 2006	
Nueva AFP	**Fecha de autorización**	**Afiliados**	**AA**
Azteca	Febrero, 2003	3.6	2.3
Actinver	Febrero, 2003	3.1	1.2
IXE	Junio, 2004	0.5	0.3
Metlife	Diciembre, 2004	0.3	1.5
InverCap	Diciembre, 2004	1.6	1
Afirme-Bajio	Octubre, 2005	0.6	0.2
De la Gente	Febrero, 2006[1/]	n.d.	n.d.
Coppel	Febrero, 2006	0.2	0
Scotia	Agosto, 2006[1/]	n.d.	n.d.
Ahorra Ahora	Junio, 2006	0	0
Argos	Octubre, 2006	n.d.	n.d.

Notas: n.d.: no disponible. 1/ Se espera que inicia a finales de diciembre de 2006.
Fuente: www.consar.gob.mx.

2. Análisis Empírico

El sesgo potencial asociado a la estimación de una función translog, o cualquier estimación de función paramétrica cuadrática de costos, y la importancia que tiene la confirmación o no de economías de escala por razones de regulación nos obliga a volver a estimar una nueva función de costos para la industria de las AFP en México usando una forma funcional más flexible. Usamos una técnica de regresión kernel lo cual "es lo más próximo a dejar hablar los datos por si mismos" (McAllister y McManus, 1993 p. 395).

2.1 Un modelo semi paramétrico de la función de costos

Estimamos una función de costos translog semi paramétrica no restringida de la forma [9]

$$\begin{aligned} \log(CT/Y) = {} & f(\log(Y)) + \alpha_1 \log(w) + \alpha_2 \log(r) + 1/2\,\alpha_{11} \log^2(w) + \\ & 1/2\,\alpha_{22} \log^2(r) + \alpha_{12} \log(w)\log(r) + \alpha_{31} \log(Y)\log(w) + \alpha_{32} \log(Y)\log(r) + \\ & \alpha_4 \log(\text{promotores}) + \delta D + \varepsilon \end{aligned} \qquad (1)$$

donde *CT* son los costos totales que incluyen los costos de administración, operación y ventas, la depreciación y amortización, y el costo de oportunidad del capital invertido (calculado como el capital invertido por el costo ponderado de las fuentes de financiamiento); *w*, y *r* son los precios de trabajo y capital respectivamente, y *Y* representa el nivel de producción, que puede ser el número de afiliados o los AA. Suponemos suavidad de la función *f*. En esta especificación, la variable de producción Y entra no paramétricamente a través de *f* y paramétricamente a través de los términos de las interacciones entre las variables de producción y precios.

El modelo incluye también el número de agentes promotores y una variable dicotómica para 2003, 2004, 2005, 2006.[10] El número de agentes promotores se incluyó para tomar en cuenta el hecho que los costos de venta cambian la forma de la función de costos (Meléndez, 2004, Barberman, Chisari y Quesada, 1999). La variable dicotómica se introdujo para evaluar los cambios en la regulación que ocurrieron en el sistema.

Como se mencionó, la variable *Y* representa el nivel de producción, el cual puede ser el número de afiliados o el saldo en las cuentas de pensiones de cada AFP. García y Rodríguez utilizan afiliados, mientras que Meléndez usa AA y afiliados. La selección de la variable para medir producción no es inocua. En teoría, es posible encontrar la no existencia de economías de escala en términos de afiliados, pero economías de escala en términos de AA. Si la mayoría de los costos variables se determinan por el número de afiliados, al realizar la estimación usando AA, los cuales

[9] Este tipo de función de costos ha sido estimado en otros estudios de economías de escala. Véase Yatchew (2000).

[10] También estimamos el modelo reemplazando la variable dicotómica con una dicotómica de valor uno, para las AFP que entraron desde 2003. Los resultados no variaron significativamente. Meléndez (2004) diferenció entre AFP que pertenecen y AFP que no pertenecen a un grupo financiero. Nosotros no hicimos esto, ya que como menciona Zepeda y Roldán (2005) los nuevos cambios en la regulación redujeron significativamente las posibles ventajas en términos de economías de escala de las AFP, que pertenecen a un grupo financiero.

crecen por la tasa de rendimiento y las contribuciones netas,[11] se puede llegar a un escenario en el que el costo por afiliado sea constante pero el costo por dólar administrado es decreciente en el tiempo, lo que nos puede llevar a la conclusión de que existen economías de escala. La idea de posibles economías de escala en AA pero no economías de escala cuando se usan afiliados fue propuesta por Whitehouse (2000).

Por otra parte, no todos los miembros son los mismos, difieren en el saldos de sus cuentas, en sus salarios (y por lo tanto en sus contribuciones), y en la densidad de las contribuciones; diferentes AFP se enfocan en diferentes segmentos de mercado. Utilizar AA tendrá la misma lógica que se aplica en el sector bancario, hacer comparables a los clientes. Estimamos ambos modelos.

Estimamos el modelo en tres pasos siguiendo a Chevalier y Ellison (1997) y Robinson (1998). Primero estimamos los coeficientes α, después estimamos la δ y finalmente estimamos la función *f*. En la primera etapa, podemos obtener estimadores consistentes de α para cada uno de los dos grupos de datos (antes y después de 2003) realizando regresiones kernel para el *CT* y cada uno de los regresores en *y* ,y después regresando los residuales sobre los residuales. El estimado de $\hat{\alpha}$ que se utilizó se calculó como el promedio ponderado de cada una de las a estimadas para cada categoría, con el peso ponderado dado por el tamaño de la muestra.

En la segunda etapa, para la sub muestra de 2002 y antes, realizamos una regresión kernel de $tc - \hat{\alpha}\, x$ en *y*, definimos esta variable como $\hat{g}^0$, y $\hat{g}^1$ representando la regresión kernel para la sub muestra de 2003 en adelante. Es posible calcular estimadores consistentes de δ usando estas dos funciones. En este caso lo hacemos calculando $\hat{\delta} = \hat{g}^1(x_0) - \hat{g}^0(x_0)$ para un punto (x_0).

Finalmente, para obtener el estimado $\hat{f}$ de la función *f*, realizamos una regresión kernel de $\hat{y} = tc - \hat{\alpha}\, x - \hat{\delta}$ en *y*. En esta y en todas las regresiones kernel se usó el kernel Epanechnikov. Los errores estándares se estimaron realizando repeticiones.

2.2 Datos

Usamos datos mensuales de cada una de las AFP que han operado en México. Los datos se obtuvieron de la página web de la CONSAR, el organismo regulador en México. Los datos de salarios son los del sector manufacturero publicados por la Secretaría del Trabajo y Previsión Social (Secretaría del Trabajo). Para el costo del capital usamos el CAPM:[12]

$$r_{it} = rf_t + \beta_i (rm_t - rf_t) \qquad (2)$$

donde:

r_{it} representa el costo del capital

rf es la tasa libre de riesgo. Se aproximó con Cetes a 28 días.

rm es la tasa mensual de rendimiento del mercado, aproximada por la tasa de crecimiento del índice de precios de la Bolsa Mexicana de Valores.

[11] Neta de comisiones.
[12] Las AFP en México no tienen permitido emitir deuda.

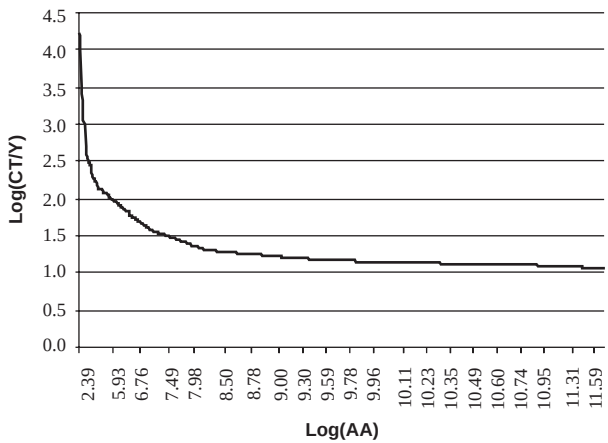
Desafortunadamente, hay dos variables no conocidas r_{it} y β_i. Una práctica usual para calcular r_{it} cuando no hay información pública, es utilizar un estimado de β_i de una firma en una industria con características similares. Al hacer esto se debe reconocer que β refleja el nivel de apalancamiento de las firmas. Por lo tanto, la β debe ser ajustada para reflejar el nivel de apalancamiento de la firma para la cual queremos calcular el rendimiento. Dado que en México las AFP no tienen permitido emitir deuda el nivel de apalancamiento es cero y la β no varía por AFP. Intuitivamente esto significa que todas las AFP enfrentan el mismo costo de capital. Como lo han hecho otros autores como García y Rodríguez (2003) usamos la β de las compañías de telecomunicación y la ajustamos para tomar en cuenta que las AFP tienen apalancamiento cero.[13]

La muestra abarca el periodo de mayo de 1999 a septiembre de 2006. Todas las variables fueron indexadas a pesos de enero de 2006 usando el Índice Nacional de Precios al Consumidor. El número total de observaciones es de 827.

2.3 Resultados

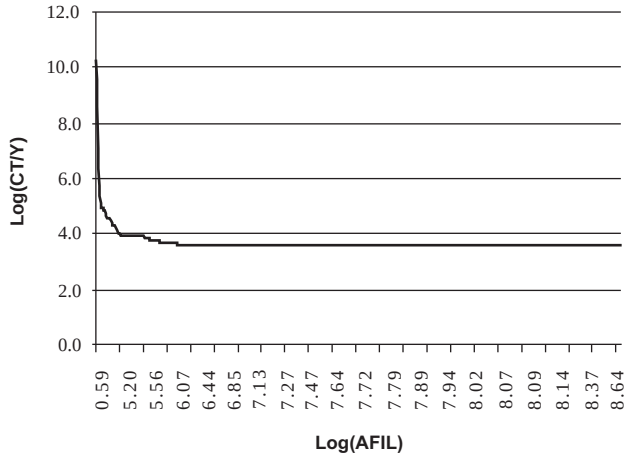
Empezamos por describir la forma estimada de la curva . Como podemos observar, parece haber economías de escala, pero estas se agotan rápidamente. En términos de AA, el resultado indica que las economías de escala se agotan en 12,000 millones de pesos. Si se miden por afiliados, los estimadores muestran retornos crecientes a escala, hasta valores de 500 mil afiliados y retornos constantes a escala para AFP más grandes. Véase Gráfica 1a, y 1b.

Gráfica 1a
Función de Costos Medios Estimada, Cuando el Producto Se Mide por AA



[13] Esta es la razón por la cual solo tenemos un precio del capital para todas la AFP en la ecuación (1). La beta también coincide con la beta de la industria de los seguros de vida en los Estados Unidos, que sabemos ha sido usada por algunas AFP para hacer las proyecciones financieras necesarias para obtener la autorización de la CONSAR para participar en el mercado.

Gráfica 1b
Función de Costos Medios Estimada, Cuando el Producto Se Mide por Afiliados



Los resultados basados en el número de afiliados como variable de producción son diferentes a los de García y Rodríguez (2003) y Meléndez (2004). Los resultados basados en AA contrastan aún más con los resultados de Meléndez (2004) en términos del punto donde mayores reducciones en los costos medios no son significativas. Bajo las estimaciones de Meléndez, ninguna AFP ha alcanzado el punto eficiente. Bajo nuestros resultados la escala eficiente mínima es alcanzada con aproximadamente el 2% de participación de mercado, y sólo las AFP más nuevas no han alcanzado este punto. Véase Cuadros 4 y 5.

Cuadro 5
Número de Afiliados y AA por AFP a Septiembre de 2006

AFP	Afiliados	Participación de mercado (%)	AA (Millones de Pesos)	Participación de mercado (%)
Actinver	1,138,862	3.12	7,802.17	1.18
Afirme Bajío	229,133	0.63	1,090.90	0.17
Ahorra Ahora	2	0	0.04	0
Azteca	1,311,075	3.6	15,198.63	2.3
Banamex	5,580,375	15.31	122,995.66	18.61
Bancomer	4,186,052	11.48	110,887.84	16.77
Banorte Generali	3,181,130	8.73	43,923.04	6.64
Coppel	58,104	0.16	144	0.02
HSBC	1,766,505	4.85	27,788.44	4.2
Inbursa	3,646,523	10	81,124.65	12.27
ING	2,326,708	6.38	48,503.07	7.34

Cuadro 5 (continuación)

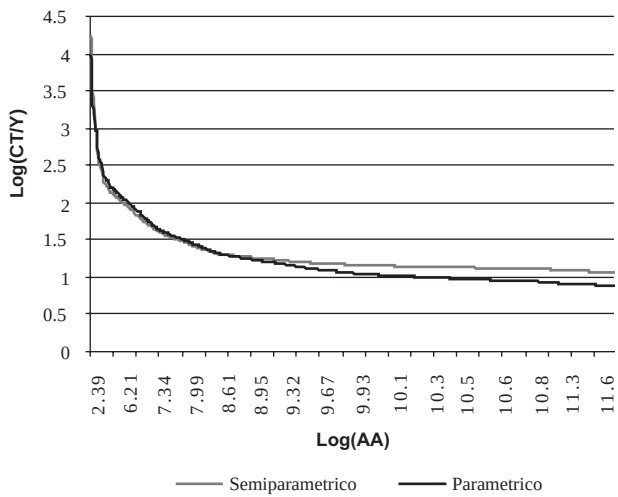
AFP	Afiliados	Participación de mercado (%)	AA (Millones de Pesos)	Participación de mercado (%)
Invercap	565,777	1.55	6,567.43	0.99
IXE	183,214	0.5	2,253.89	0.34
Metlife	110,110	0.3	9,879.96	1.49
Principal	3,338,429	9.16	29,598.49	4.48
Profuturo GNP	3,438,001	9.43	69,211.54	10.47
Santander Mexicano	3,018,047	8.28	44,556.25	6.74
XXI	2,380,976	6.53	39,533.23	5.98
TOTAL	**36,459,023**	**100**	**661,059.24**	**100**

Fuente: www.consar.gob.mx.

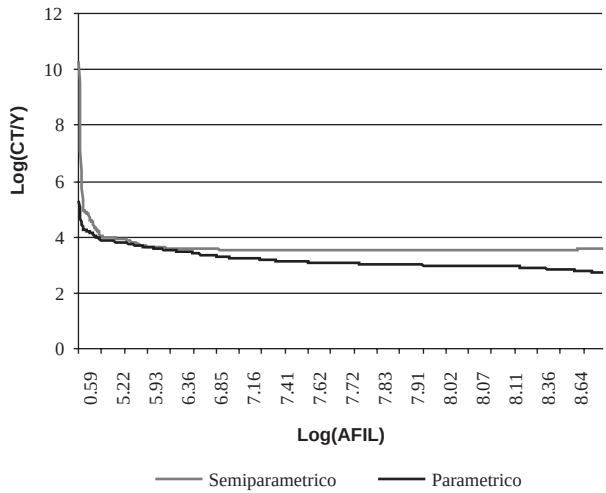
Nuestras estimaciones son más consistentes con el hecho de que las nuevas AFP pequeñas están entrando al mercado.

Para ver si el método de estimación importa, también hemos calculado un modelo paramétrico. La Gráfica 2a y 2b presenta la curva de costos medios de los modelos paramétricos y semi paramétricos. Como se puede observar, las estimaciones paramétricas presentan mayores economías a escala. En el caso cuando se usan afiliados como variable de producción es claro que mientras los resultados semi paramétricos presentan una curva en forma de L, el modelo paramétrico muestra costos medios decrecientes.

Gráfica 2a
Curva de Costos Medios Usando AA: Semi paramétrico y Paramétrico



Gráfica 2b
Curva de Costos Medios Usando Afiliados: Semi paramétrico y Paramétrico



Los Cuadros 6a y 6b presentan los resultados obtenidos por las variables de control y los errores estándares estimados por repetición. Los coeficientes de los salarios y precio del capital son positivos como se esperaban, sin embargo solo el coeficiente del precio del capital cuando la variable dependiente son los afiliados es estadísticamente significativo.[14] El coeficiente de AA*w cuando el producto es medido usando AA es negativo y significativo. Los coeficientes w*r y afiliados*r cuando la producción se mide por afiliados también son significativos. En general, podemos rechazar que la función de costos es loglineal y homotética. Con respecto a la variable dicotómica introducida en el modelo, es negativa, lo que implica que el costo medio desde 2003 es más bajo.

Cuadro 6a
Coeficientes Estimados con AA como Variable de Producción

Coeficiente	Valor	Errores estándar
W	0.2351	0.20793
R	0.0403	0.03603
½ w^2	0.0822	0.06838
½ r^2	-0.0777	0.06231
w*r	0.0168	0.01442
AA * w	-0.0625	0.0161
AA * r	0.0036	0.00369
Promotores	0.068	0.02527
Dicotómica 2003	-0.7598	0.07816

[14] Si los coeficientes de *Y*w*, y *Y*r* son cero, la función de costo es homotética. Si además los coeficientes de w^2, r^2, y w*r son cero, entonces tenemos una función loglineal.

Cuadro 6b
Coeficientes Estimados con Afiliados como Variable de Producción

Coeficiente	Valor	Errores estándar
W	0.3349	0.2145
R	0.1475	0.0441
½ w^2	0.1161	0.077
½ r^2	0.003	0.0782
w*r	0.055	0.0126
Afiliados * w	0.0151	0.0233
Afiliados * r	0.0188	0.0042
Promotores	0.1939	0.0353
Dicotómica 2003	-0.7657	0.0933

3. Conclusiones y Recomendaciones de Política Pública

Este artículo investiga la existencia de economías de escala en la industria de AFP en México. Estimamos un modelo semi paramétrico que permite una forma funcional más flexible para la curva de costos, a diferencia de estudios previos en los cuales la forma funcional fue impuesta a priori.

Los resultados muestran que cuando usamos AA como variable de producción, las economías de escala casi se agotan con 12,000 millones de pesos, aunque el costo marginal es siempre decreciente. Cuando usamos afiliados como variable de producción, la escala eficiente mínima se alcanza con aproximadamente 500,000 afiliados. Estos números están por debajo de los encontrados en los estudios de García y Rodríguez (2003) y Meléndez (2004). Con nuestros resultados, prácticamente todas las AFP en México han alcanzado la escala eficiente mínima. También es importante reconocer que muchos de los cambios en la regulación que ocurrieron en los últimos tres años, pudieron haber reducido los costos medios como muestran los resultados.

La existencia o no de economías de escala es muy importante para las autoridades ya que puede llevar a diferentes acciones encaminadas a reducir las comisiones. Si no hay economías de escala, la propuesta, basada en argumentos del lado de la oferta, que en México se debe eliminar el techo de que una AFP no puede tener más del 20 por ciento del mercado, y acompañar la medida con una alta regulación de comisiones es menos convincente. Por el contrario, la no economías de escala sugiere que las autoridades deberían enfocar sus esfuerzos en volver a los consumidores más sensibles y/o en regular más directamente el proceso de cambio/elección de AFP. Diversas acciones en esta línea han sido sugeridas por Whitehouse (2000), Valdés Prieto (2004) y Aguilera (2004).

Los resultados de este estudio deben incentivar mayor investigación en la materia. Creemos que las estimaciones realizadas para el caso de Chile y Argentina deben rehacerse usando especificaciones más flexibles de la estructura de costos.

Referencias

Aguila, Emma. "Pension Reform and Savings." University College London, 2005. Mimeo.

Aguilera, Nelly. "A Note on International Administrative Charges of Funded Pensions." *Journal Seguridad Social* 251, (Noviembre – Diciembre 2004): 8-13.

Apella, Ignacio y Daniel Maceira. "Economías de Escala y Barreras a la Entrada en el Mercado Argentino de AFJP." CEDES y Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires, 2004. Mimeo.

Berger, Allen N. y David B. Humphrey. "The Dominance of Inefficiencies over Scale and Product Mix Economies." *Journal of Monetary Economics* 28, no. 1 (Agosto 1991): 117-48.

Berndt, Ernst. *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*. Massachusetts: Addison Wesley, 1991.

Berstein, Solange y José Luis Ruiz. "Sensibilidad de la Demanda con Consumidores Desinformados: El Caso de las AFP en Chile." Superintendencia de AFP de Chile, 2003. Mimeo.

Braberman, Daniel, Omar Chisari y Lucía Quesada. "The Pension Fund Industry in Argentina: Cost, Commissions and Alternatives for Regulation." Artículo presentado en la Reunión Annual de LACEA 1999, Santiago de Chile, 1999.

Chevalier, Judith y Glenn Ellison. "Risk Taking by Mutual Funds as a Response to Incentives." *Journal of Political Economy* 105, no. 6 (Diciembre 1997): 1167-200.

Chisari, Omar, Salvador Valdés-Prieto, Lucía Quesada, Pedro Dal Bó y Martin Rossi. "Opciones Estratégicas en la Regulación de las AFJP-Modulo III. Costos, Comisiones y Organización Industria del Régimen de Capitalización." Superintendencia de Administradoras de Fondos de Jubilaciones y Pensiones, 1998.

Comisión Federal de Competencia. "Con el fin de promover la aplicación de los principios de competencia y libre concurrencia en el Sistema de Ahorro para el Retiro (SAR)." Opinión. México, D.F.: CFC, 2006.

Comisión Nacional del Sistema de Ahorro para el Retiro. "Comisiones Cobradas por Afores en México en Comparación con América Latina." Documento Interno, Coordinación de Estudios Económicos, CONSAR, 2005.

Corbo, Vittorio y Klaus Schmidt-Hebbel. "Efectos Macroeconómicos de la Reforma de Pensiones en Chile." Artículo presentado en la reunión Resultados y Desafíos de las Reformas de Pensiones, Cancún, Mayo 2003. Disponible en: http://www.josepinera.com/text/corbo-schmidt.pdf.

García, Manuel y Tonatiuh Rodríguez. "La Organización del Mercado de Ahorro para el Retiro Mexicano Durante su Etapa de Acumulación." Tesis, Instituto Tecnológico Autónomo de México, 2003.

García-Verdú, Santiago. "Una Evaluación del Desempeño de los Fondos de Pensiones Privados Mexicanos." Asociación Internacional de Organismos de Supervisión de Fondos de Pensiones, 2006. Mimeo.

Gill, Indermit, Truman Packard y Juan Yermo. *Keeping the Promise of Social Security in Latin America*. Washington, D.C.: Banco Mundial, 2004.

Greene, William. *Econometrics Analysis*. Quinta edición. Nueva York: Prentice Hall, 2003.

Humphrey, David y Bent Vale. "Scale Economies, Bank Mergers and Electronic Payments: A Spline Function Approach." *Journal of Banking and Finance* 28, no. 7 (Julio 2004): 1671-96.

James, Estelle, Alejandra Cox-Edwards y Rebeca Wong. "The Gender Impact of Social Security Reform in Latin America." *Well-being and Social Policy* 1, no. 1 (Segundo Semestre 2005): 1-31.

Madero, David y Antonio Mora. "Fomento a la Competencia entre las Administradoras de Fondos para el Retiro: Acciones y Resultados en México." Documento de Trabajo 2006-1. México, D.F.: CONSAR, 2006.

McAllister, Patrick y Douglas McManus. "Resolving the Scale Efficiency Puzzle in Banking." *Journal of Banking and Finance* 17, no. 2-3 (Abril 1993): 389-405.

Meléndez, Jorge. "La Industria de las Afore: Análisis de su Estructura y Recomendaciones de Política de Competencia y Regulación." IMSS, 2004. Mimeo.

Noulas, Athanasios G., Subhash C. Ray y Stephen M. Miller. "Returns to Scale and Input Substitution for Large U.S. Banks." *Journal of Money, Credit and Banking* 22, no. 1 (Febrero 1990): 94-108.

Robinson, Peter M. "Root N-Consistent Semiparametric Regression." *Econometrica* 56, no. 4 (Julio 1988): 931-54.

Roldán, Oscar, Enrique Domínguez y David Madero. "Análisis del Efecto sobre las Pensiones de los Trabajadores Derivado de las Reformas 1997-2005." Documento de Trabajo 2006-2. México, D.F.: CONSAR, 2006.

Sales, Carlos, Fernando Solís y Alejandro Villagómez. "La Reforma al Sistema de Pensiones: el Caso Mexicano." *Gaceta de Economía* 2, no. 4 (1997): 11-55.

Valdés-Prieto, Salvador. "Para Aumentar la Competencia entre las AFP." Instituto de Economía Pontífica Universidad Católica de Chile, 2004. Mimeo.

Whitehouse, Edward. "Administrative Charges for Funded Pensions: An International Comparison and Assessment." Pension Reform Primer series, Social Protection Discussion Paper no. 0016. Washington, D.C.: Banco Mundial, 2000. Disponible en: www.worldbank.org/pensions.

Yatchew, Adonis. "Scale Economies in Electricity Distribution: A Semiparametric Analysis." *Journal of Applied Econometrics* 15, no.2 (2000): 187-210.

Zepeda, Juan Carlos y Oscar Roldán. "Las Afores: Empresas de Escala Reducida." Documento de Trabajo 2005-1. México, D.F.: CONSAR, 2005.