

- REISEN, H. (1997). "Liberalising Foreign Investments by Pension Funds: Positive and Normative Aspects." *Development Centre Technical Paper* N° 120. Paris: Organization for Economic Co-operation and Development.
- REISEN, H., and J. WILLIAMSON. (1997). "Pension Funds, Capital Controls, and Macroeconomic Stability." In SALVADOR VALDES-PRÍETO (ed.), *The Economics of Pensions: Principles, Policies and International Experience*. Cambridge, U.K.: Cambridge University Press.
- ROJAS-SUAREZ, L., and S. WEISBROD. (1996). "Building Stability in Latin American Financial Markets." In R. HAUSMANN and H. REISEN (eds.), *Securing Stability and Growth in Latin America: Policy Issues and Prospects for Shock-Prone Economies*. Paris: Organization for Economic Cooperation and Development, 139-166.
- SHAH, H. (1997). "Toward Better Regulation of Private Pension Funds." *PRE Working Paper* N° 1791, June. Washington, D.C.: World Bank.
- SHARPE, W. F. (1966). "Mutual Fund Performance." *Journal of Business, Supplement on Security Prices*, January.
- SINGH, A. (1993). "The Stock-market and Economic Development: Should Developing Countries Encourage Stock Markets?" In *UNCTAD Review*, N° 4. Geneva: United Nations Conference on Trade and Development.
- SINGH, A. (1996). "Pension Reform, the Stock Market, Capital Formation and Economic Growth: A Critical Commentary on the World Bank's Proposals." *International Social Security Review*, 49 (21): 396.
- TIROLE, J. (1988). *The Theory of Industrial Organization*. Cambridge: MIT Press.
- UTHOFF, A. W. (1997). "Reformas a los Sistemas de Pensiones, Mercado de Capitales y Ahorro." *Revista de la CEPAL*, (63), December.
- VALDES-PRÍETO, S. (1997). "Libertad de Precios para las AFPs: Aún Insuficiente." *Estudios Públicos* (68), Santiago, Chile.
- VITTAS, D. (1996). "Pension Funds and Capital Markets." *FSD Note* N° 71, February. Washington D.C.: World Bank.
- VITTAS, D. (1998a). "The Role of Non-Bank Financial Intermediaries." *PRE Working Paper* N° 1892, March. Washington, D.C.: World Bank.
- VITTAS, D. (1998b). "Investment Rules and State Guarantees for Mandatory Private Pension Funds." In H. J. Blommenstein and N. Funke (eds.), *Institutional Investors in the New Financial Landscape*. Paris: Organization for Economic Cooperation and Development.
- VITTAS, D. (1998c). "Regulatory Controversies of Private Pension Funds." *PRE Working Paper* N° 1893, March. Washington, D.C.: World Bank.
- VON GERSDORFF, H. (1997). "Pension Reform in Bolivia: Innovative Solutions to Common Problems." *World Bank Policy Research Working Paper* N° 1832. Washington, D.C.: World Bank.
- WALKER, E. (1991). "Reflexiones en Torno a Políticas de Inversión Adecuadas para las AFP." *Cuadernos de Economía*, (85), December.
- WALKER, E. (1993a). "Desempeño Financiero de las Carteras Accionarias de los Fondos de Pensiones en Chile: Ha Tenido Desventajas ser Grandes?" *Cuadernos de Economía*, (89), April.
- WALKER, E. (1993b). "Desempeño Financiero de las Carteras de Renta Fija de los Fondos de Pensiones en Chile: Ha Tenido Desventajas ser Grandes?" *Cuadernos de Economía*, (89), April.
- WORLD BANK (1994). *Averting the Old Age Crisis*. World Bank Policy Research Report. New York: Oxford University Press, Inc.

## FUNCION DE COSTOS EN LA INDUSTRIA DE LAS ADMINISTRADORAS DE FONDOS DE JUBILACIONES Y PENSIONES EN LA ARGENTINA: UN ANALISIS DE LAS MODIFICACIONES REGULATORIAS\*

**DANIEL G. BRABERMAN**

Instituto de Economía, UADE, Buenos Aires, Argentina

**OMAR O. CHISARI**

Instituto de Economía, UADE, Buenos Aires, Argentina

**LUCIA QUESADA**

Instituto de Economía, UADE, Buenos Aires, Argentina

**MARTIN A. ROSSI**

Centro de Estudios Económicos de Regulación-Instituto de Economía, UADE, Argentina

### Abstract

*In this paper we address two important issues for the young pension fund industry in Argentina: (i) How can individual funds be ranked according to their efficiency? and (ii) How have recent regulations –mainly, limiting the use of promotion for transferring members and allocating residual members not according to market shares but evenly among the funds– influenced costs? Panel data are used to estimate a cost frontier and relative efficiency is defined accordingly as the distance between firms' actual costs and the frontier. We find that regulation has increased total costs but has not modified relative efficiency to a significant extent.*

\* Los autores agradecemos las observaciones y comentarios de Salvador Valdes-Príeto y de Martin González Rozada en etapas previas de este trabajo. El resultado final, que ellos no observaron, es de nuestra exclusiva responsabilidad.

## I. Introducción

En el contexto de las reformas estructurales y privatizaciones que ocurrieron en los primeros años de esta década, Argentina emprendió también una profunda reforma al sistema previsional a través de la sanción de la Ley 24241, en octubre de 1993. El nuevo sistema, denominado "Sistema Integrado de Jubilaciones y Pensiones", comenzó a funcionar en julio de 1994, y surgió como una respuesta a la crisis del antiguo sistema de reparto.

La combinación de diversos factores había llevado a una crisis de sostenibilidad presupuestaria del sistema jubilatorio argentino, caracterizado por un nivel de jubilaciones insuficiente y un importante peso en el presupuesto público. Entre estos factores, deben destacarse los cambios demográficos que incrementaron la relación pasivos/activos, la creciente evasión de los aportes que aumentó la relación pasivos/activos y una administración de los recursos previsionales sujeta a las necesidades políticas y presupuestarias del gobierno. En los años ochenta esta situación se vio agravada como consecuencia de la crisis financiera del sector público y sus secuelas.

La incorporación de elementos de capitalización individual en el sistema jubilatorio tuvo como objetivo, además de mejorar los ingresos jubilatorios futuros, introducir incentivos contra la evasión, favorecer la formación de ahorro privado, mejorar su canalización a la inversión y reducir el "riesgo político".

En el anterior sistema de reparto, el Estado era el responsable de intermediar la totalidad de los recursos entre los sectores activo y pasivo de la economía. La crisis financiera del Sistema de Previsión Social se fue reflejando en problemas vinculados con la equidad, el control de la evasión y otras distorsiones en cuanto a eficiencia económica.

En síntesis, el ánimo de la reforma, cuyo antecedente más directo es la ley previsional chilena de 1981, es el de generar una masa de fondos de jubilaciones y pensiones que permita brindar un nivel adecuado de jubilaciones manteniendo el equilibrio presupuestario, insostenible bajo el antiguo régimen, y, al mismo tiempo, adoptar principios mínimos de solidaridad social característicos de los sistemas previsionales de los países desarrollados, donde el Estado garantiza una pensión mínima (Valdés-Prieto, 1997).

Dado que los resultados de las inversiones de los fondos previsionales determinan en gran medida la pensión de los afiliados, se ha establecido un conjunto de regulaciones cuyo objetivo principal es limitar el riesgo de la cartera de inversiones del fondo de pensiones y garantizar una rentabilidad mínima a todos los afiliados. La Superintendencia de AFJP es el órgano encargado del control de esas normas regulatorias.

Para que logre cumplir con los objetivos planteados, el nuevo sistema debe otorgar incentivos apropiados para el ahorro previsional voluntario, contribuyendo de ese modo al bienestar social. Esos incentivos requieren que el rendimiento del capital previsional no sea sustancialmente distinto del rendimiento promedio del capital de la economía.

En ese sentido, la implementación del sistema y el funcionamiento de la industria de las AFJP debe hacerse al menor costo posible para que las comisiones (que separan la rentabilidad bruta conseguida de la neta, a la que se acumula el ahorro previsional) puedan ser lo más bajas posibles, pero garantizando la sostenibilidad de la industria y del servicio.

Las AFJP proveen un servicio de formación de portafolio a cambio de una comisión. El cliente puede reconocer, además, algunas variables de calidad asociadas al servicio básico, como las de asesoramiento sobre el sistema de seguridad social y explicación sobre la forma en que la AFJP forma su portafolio.

El objetivo de este trabajo es la estimación de la frontera de costos de las AFJP en la Argentina. A partir de la frontera de costos se evaluará la eficiencia productiva de las AFJP. La eficiencia productiva refleja la habilidad de la firma de producir un bien a un costo mínimo. Es en este sentido que resulta interesante el análisis de la eficiencia productiva en la industria de las AFJP. A medida que las AFJP se hacen más eficientes, se está más cerca de conseguir para el ahorro previsional un rendimiento neto cercano a la productividad marginal del capital. Obviamente, la eficiencia productiva es una condición necesaria pero no suficiente para que el servicio se preste a un bajo precio. Otras condiciones tienen que ver con el poder de mercado de las firmas participantes y con la elasticidad de la demanda, variables que determinan el tipo de competencia que se da en el mercado.

En el período considerado<sup>1</sup>, tercer trimestre de 1995 al tercer trimestre de 1998, ocurrieron dos modificaciones regulatorias: un cambio en el régimen de traspasos (movimiento de un afiliado a otra administradora) y una modificación en la forma de asignar los índices. La categoría índices agrupa a trabajadores que, una vez transcurrido un mes desde el momento en el que se registraron, aún no han elegido administradora.

El cambio en el régimen de traspasos entró en vigencia en noviembre de 1997, fecha en la cual se reglamentó la prohibición de realizar el traspaso a través de promotores. Si bien es probable que el mecanismo de traspasos a través de promotores sea costoso, la limitación del mismo no parece haber sido suficiente para bajar los costos. La razón es que la competencia por afiliados dejó de hacerse con promotores y pasó a realizarse con sucursales y publicidad abierta. Los resultados presentados en este trabajo indican que éstos, de hecho, son sustitutos más caros y, en principio, deberían provocar un cambio estructural en la frontera de costos, desplazándola hacia arriba (i.e. aumentando los costos del sistema).

En segundo término, como consecuencia del aumento de la concentración de mercado y la gran cantidad de índices, se resolvió modificar el método de asignación de estos últimos. A partir de setiembre de 1997 se determinó la asignación de índices en partes iguales por administradora. Este flujo de afiliados hacia las administradoras tendería a modificar la eficiencia relativa entre las administradoras chicas y grandes, a favor de las primeras.<sup>2</sup>

Por lo tanto, dos hipótesis serán testeadas. En primer lugar, que los costos totales del sistema se incrementaron debido al cambio en el régimen de traspasos. En segundo término, que el cambio en el método de asignación de índices

debería perjudicar la eficiencia relativa de las empresas de mayor tamaño. Ambas hipótesis parecen ser corroboradas por el modelo.

El trabajo continúa de la siguiente forma. En la sección II se presenta una breve descripción de la evolución de las principales variables del mercado previsional. En la sección III se realiza un análisis de los costos en la industria. En la sección IV se discuten las distintas metodologías para la estimación de la frontera de costos, mientras que en la siguiente se muestran los resultados de la estimación. Finalmente, se presentan las conclusiones.

## II. Consideraciones Generales del Sector

El régimen de capitalización comenzó a funcionar con 25 AFJP y sólo 2 millones de afiliados, ya que en una primera etapa la mayor parte de los trabajadores prefirió esperar para optar por este sistema. En setiembre de 1998 ya acumulaba 6.9 millones de afiliados, pero el número de administradoras se había reducido a 16. Esto fue acompañado por un aumento de la concentración del mercado, como lo advierten el índice de Herfindahl y la tasa de concentración.

El criterio de asignación de índices desde el inicio del sistema hasta setiembre de 1997 consistió en mantener la proporcionalidad con los afiliados totales. Desde esa fecha se optó por asignar los índices a las distintas AFJP en partes iguales para así reducir la concentración del sistema. El número de trabajadores ingresados al régimen de capitalización por este mecanismo es importante, cerca de un 30% del total. Por otra parte, el incremento sostenido del número de trasпасos entre AFJP se convirtió en una fuente de preocupación para la Superintendencia de AFJP, por su impacto sobre los costos de las administradoras. Es por eso que, en noviembre de 1997, se decidió incrementar las trabas administrativas, para reducir los trasпасos. Sin embargo, no es claro que ésta sea una medida efectiva para reducir los costos de las firmas, sino todo lo contrario, como lo demuestra el aumento del número de sucursales que se produjo a partir del cambio regulatorio.

La comisión promedio, como porcentaje del salario, se mantuvo constante desde comienzos del sistema, si bien el costo del seguro que las AFJP deben contratar se redujo un 60%. La estructura de comisiones, por su parte, reflejó un cambio paulatino, produciéndose un incremento de la comisión fija y una reducción de la proporcional al salario. Esto manifiesta el deseo de las AFJP de atraer trabajadores de altos salarios, dado que son éstos los que contribuyen en mayor medida al financiamiento de la empresa.

La crisis asiática que comenzó a fines del año 1997 hizo sentir sus efectos sobre la rentabilidad del fondo previsional. En efecto, el promedio de rentabilidad hasta octubre de 1997 era del 20% anual, habiendo alcanzado un máximo del 28.78% en agosto del mismo año. A partir de noviembre, la rentabilidad cayó paulatinamente, registrándose en setiembre de 1998 la menor rentabilidad anual, perdiendo 13.09%. Debido a esto, varias administradoras debieron ajustar sus

valores cuota con sus encajes por haber quedado fuera de los límites previstos por la legislación, con tasas de rentabilidad anual negativas.

De acuerdo con los estudios realizados (Chisari y Dal Bó, 1996), la competencia dentro del mercado se da principalmente a través de los promotores y la publicidad abierta que realizan las administradoras. Las comisiones, por su parte, son poco efectivas para atraer nuevos afiliados, ya que los trasпасos no responden a las reducciones de comisiones, según los resultados de estudios econométricos realizados.<sup>3</sup> Esta tendencia no se mantiene cuando se observa el grupo de trabajadores de salarios altos.

Esta particularidad de la demanda es la principal justificación para la persistencia del nivel de comisiones y el incremento de los costos comerciales de las AFJP.

## III. Costos en la Industria Previsional

El objetivo de esta sección es realizar un análisis de los costos de las AFJP, de su estructura y sus determinantes.

A partir de los datos de estados de resultados de las AFJP, e incorporando una estimación del costo de capital no incluido en los costos contables,<sup>5</sup> se puede estimar el costo total de las AFJP.

### 3.1. Estructura de costos

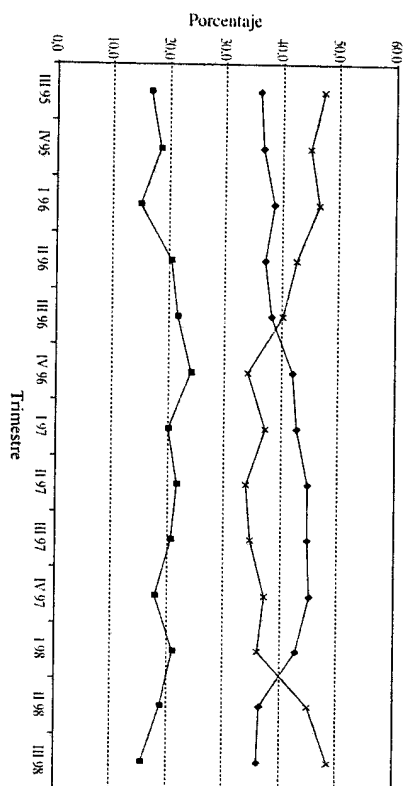
Para el conjunto de la industria, los costos administrativos (incluyendo las remuneraciones al personal administrativo) decrecieron como porcentaje del costo total hasta los trimestres en que sucedieron los cambios regulatorios -tercero y cuarto de 1997. A partir de esa fecha, vuelven a ser los rubros más importantes de los costos, representando cerca de un 50% comparado a un 33% en el segundo trimestre de 1997. Mientras tanto, las remuneraciones al personal de ventas decrecieron su participación de un 44.7% en el segundo trimestre de 1997 a un 36% del costo total en el tercer trimestre de 1998 (ver Gráfico 1).

Sin embargo, se observa una evolución diferente de las participaciones relativas cuando se analizan por separado las AFJP grandes y las chicas. En el caso de las grandes la participación del costo administrativo sufre un comportamiento similar al del agregado, superando inclusive la participación del tercer trimestre de 1995 -del 45.6% al 47.1% en el tercer trimestre de 1998. Como contrapartida, la participación de la remuneración a promotores pasa de un 46% a un 36.8% en el mismo período. También se observa una leve reducción en la participación de los gastos comerciales (ver Gráfico 2).

En el caso de las AFJP chicas (ver Gráfico 3) el rubro más importante durante todo el período analizado es el de los costos administrativos, que a partir de las modificaciones regulatorias vuelven a superar el 60% de los costos. La remuneración al personal de ventas, por su parte, se mantiene siempre en torno al 30% de los costos totales, manifestándose una pequeña tendencia a la baja.

## GRAFICO 1

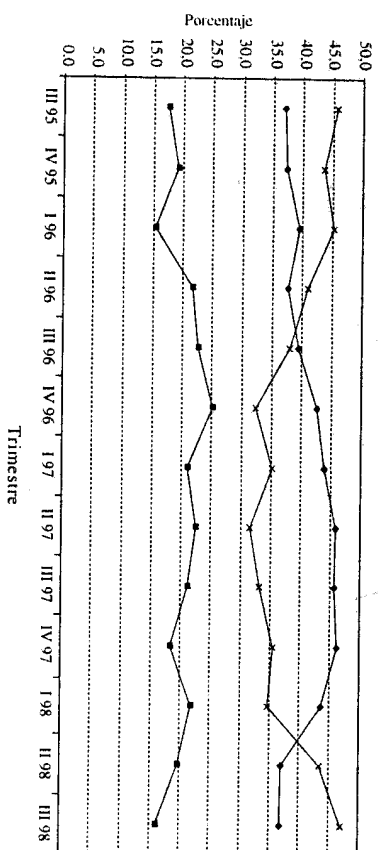
## ESTRUCTURA DE COSTOS: TOTAL AFIP



Fuente: Elaboración propia con datos de SAFIP.

## GRAFICO 2

## ESTRUCTURA DE COSTOS: AFIP GRANDES



Fuente: Elaboración propia con datos de SAFIP.

En todos los casos, la participación del resto de los rubros se mantiene relativamente constante en todo el periodo.

Se observa, sin embargo, una diferenciación importante entre las administradoras grandes y las chicas, en lo que se refiere al costo de capital. La participación en el costo total en las administradoras grandes se mantiene alrededor de un 5.3% en todo el periodo, mientras que en las administradoras chicas el costo de capital representa, en promedio, un 10.2% del costo total.

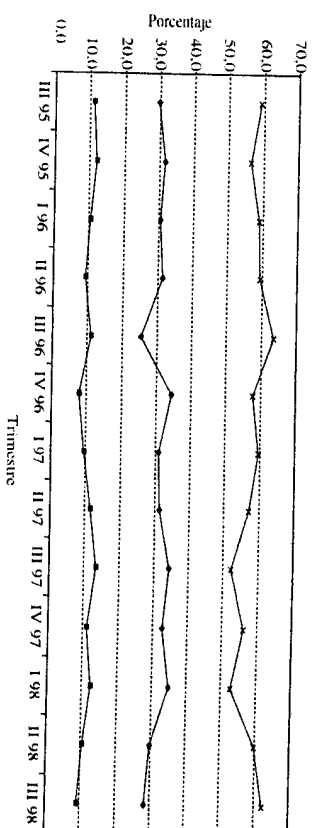
Esto está compensado por las diferencias que se observan en la participación de los costos comerciales, que en el caso de las grandes es siempre superior al 15%, mientras que en las chicas este porcentaje nunca alcanza ese valor.

En conclusión, la estructura de costos, al menos en términos contables, no es independiente del tamaño de la administradora. En promedio, las administradoras grandes gastan más en comercialización y promotores que en administración, mientras que lo contrario se verifica para las administradoras chicas. Veremos luego cómo esto influye en las modificaciones del método de asignación de indirectos.

Es necesario hacer una salvedad respecto de esta clasificación. Es muy probable que, al menos en alguna proporción, los costos reportados como administrativos en los estados de resultados se originen, en realidad, en la función comercial de las AFIP. Por ejemplo, los costos de mantenimiento de las sucursales son gastos que corresponden a la función de ventas; sin embargo, no figuran dentro de los gastos de comercialización. Esto significa que es probable que la participación de los costos comerciales en el total sea más alta.

## GRAFICO 3

## ESTRUCTURA DE COSTOS: AFIP CHICAS



Fuente: Elaboración propia con datos de SAFIP.

### 3.2. Costos fijos exógenos y endógenos

El total de los costos fijos de las AFJP incluye dos tipos de costos. Por un lado los costos fijos típicos de la operatoria de la empresa, incluyendo costos fijos de capital; por otro lado, costos fijos comerciales, que incluyen los gastos en publicidad y al menos una parte de la remuneración al personal de ventas.<sup>6</sup> El modelo de Sutton (1996) predice que si los costos en los que una empresa incurre para aumentar su "potencia de marca", es decir los costos de publicidad, incrementan los costos fijos de esa empresa (lo que resulta un supuesto natural en el caso de la publicidad en los medios masivos de comunicación), se incrementarían las economías de escala. Pero estas economías de escala no provienen de la tecnología de producción sino que son producto del juego competitivo que se establece en el mercado.<sup>7</sup>

Esto es, en un mercado donde la publicidad es un arma importante de competencia existen costos fijos exógenos, es decir, asociados a la tecnología de producción y costos fijos endógenos asociados a los gastos de publicidad y promoción.

En la industria de las AFJP es claro que la publicidad juega un papel fundamental, como se desprende del análisis de la estructura de costos para el agregado de la industria. Así, si los costos fijos endógenos fueran altos, podría creerse, equivocadamente, que las subactividades de costos<sup>8</sup> son tan relevantes que vale la pena que sólo haya un pequeño número de empresas en la industria.

### IV. Metodología para la Medición de la Eficiencia Productiva

Una firma productivamente eficiente es aquella que puede producir un producto a un costo mínimo. Para alcanzar el mínimo costo la firma debe utilizar sus insumos de la manera más eficiente (eficiencia técnica) y, además, escoger la combinación de factores correcta dado el precio relativo de los insumos (eficiencia en la asignación):

En el análisis tradicional de costos, el problema enfrentado por la firma consiste en minimizar la función de costos totales sujeta a la restricción de alcanzar un nivel dado de producto. La solución a este problema genera un conjunto de insumos óptimos que dependen del nivel de producto y del precio de los insumos. De manera equivalente es posible estimar la función de costos de la empresa, la que depende únicamente del producto y los precios de los insumos. La especificación teórica del modelo de costos es la siguiente:

$$C = f(Y_1, \dots, Y_n, P_1, P_K)$$

donde  $C$  es el costo total,  $Y_i$  son los distintos productos de la firma multiproductora,  $P_1$  es el precio de la mano de obra y  $P_K$  es el precio del capital. La forma funcional más utilizada es la Cobb-Douglas<sup>9</sup>.

$$C = A P_L^{\beta_L} P_K^{\beta_K} \prod_i Y_i^{\gamma_i} e^{\epsilon}$$

Aplicando logaritmos naturales a ambos lados de la igualdad,

$$c = \alpha + \beta_L p_L + \beta_K p_K + \sum_i \gamma_i y_i + \epsilon \quad (1)$$

donde  $\alpha = (\ln A)$ ,  $\beta_i$ ,  $\gamma_i$  son parámetros,  $c = \ln(C)$ ,  $p_L = \ln(P_L)$ ,  $p_K = \ln(P_K)$ ,  $y = \ln(Y)$  y  $\epsilon$  es el término de error.

La parte sistemática del modelo determina el costo mínimo que se puede alcanzar, y es lo que se conoce como la frontera. El término de error ( $\epsilon$ ) es descompuesto en dos términos

$$\epsilon_i = u_i + v_i$$

donde  $u_i \geq 0$  y  $v_i$  no se encuentra restringido. Los  $v_i$  captan los efectos del ruido estadístico y se suponen independientes e idénticamente distribuidos como una  $N(0, \sigma_v^2)$ . El componente de error  $u_i$  representa la ineficiencia de costos y se supone distribuido independientemente de  $v_i$  y los regresores. Varias distribuciones han sido propuestas para el término de ineficiencia: media-normal (Aigner, Lovell y Schmidt, 1977), normal truncada (Stevenson, 1980), gamma (Green, 1990) y exponencial (Meeusen y van den Broeck, 1977). La distribución más utilizada en los trabajos empíricos, y la que se utilizará en este trabajo, es la media-normal. Esta distribución impone que la mayor parte de las firmas sean casi completamente eficientes. Sin embargo, no hay ninguna razón teórica que impida que la ineficiencia se distribuya simétricamente, como  $v_i$ .

La estimación de la frontera estocástica requiere correr (1) con Mínimos Cuadrados Clásicos (MCC), lo cual brinda estimaciones consistentes de los parámetros de pendiente. La ordenada de origen debe ser modificada restándole la media de  $u$ . En el caso de la distribución media-normal,

$$E(u) = \sigma_u (2/\pi)^{1/2}$$

El componente de ineficiencia no puede ser observado directamente, pero puede ser inferido a partir del término compuesto de error,  $\epsilon_i$ . Jondrow, Lovell, Materov y Schmidt (1982) presentan una forma explícita para descomponer el término de error cuando el término  $u_i$  se distribuye como una media-normal. Tanto el valor esperado ( $E$ ) como el modo ( $M$ ) de la distribución del término de ineficiencia condicional al término compuesto de error pueden ser utilizados como una estimación de  $u_i$ .

$$E(u_i/\epsilon_i) = \sigma_u \lambda(1 + \lambda^2)^{-1/2} (\phi(\epsilon_i \lambda / \sigma) / \Phi(-\epsilon_i \lambda / \sigma) - \epsilon_i \lambda / \sigma)$$

$$M(u_i/\epsilon_i) = \epsilon_i (\sigma_u^2 / \sigma^2), \text{ si } \epsilon_i \geq 0,$$

$$M(u_i/\epsilon_i) = 0, \text{ si } \epsilon_i < 0,$$

donde  $\sigma = (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)^{1/2}$ ,  $\lambda = \sigma_v/\sigma$ ,  $\Phi(\cdot)$  es la función de densidad probabilística de la distribución normal estandarizada, y  $\Phi(\cdot)$  es la función de densidad acumulada de la distribución normal estandarizada. Los parámetros  $\sigma_v$  y  $\sigma_u$  pueden ser calculados a partir de los momentos de MCC. La eficiencia viene dada simplemente por:

$$\text{Eficiencia} = \exp(-u_i)$$

El *ranking* de las empresas obtenido utilizando este procedimiento (denominado Mínimos Cuadrados Clásicos Modificados, MCCM) siempre será el mismo que el de los residuos de la función de costos, ya que la media o modo condicional a la estimación del residuo  $e_i$  crece siempre con el tamaño del residuo.

Existe un segundo procedimiento de estimación de fronteras estocásticas que consiste en estimar los parámetros de la función de costos directamente por Máxima Verosimilitud (MV) y luego utilizar la fórmula de descomposición del término de error presentada arriba. La ventaja de utilizar MV es que este método tiene en cuenta la distribución asimétrica del término de error para estimar los coeficientes tecnológicos.<sup>10</sup>

Un inconveniente con este enfoque es que las estimaciones de  $u_i$ , a pesar de ser insesgadas, no son consistentes, lo cual es realmente un problema si se tiene en cuenta que el objetivo del trabajo es la estimación de las ineficiencias de las firmas de la muestra. Este problema puede llegar a ser solucionado mediante una estimación con datos de panel. La ventaja fundamental de utilizar datos de panel consiste en que permite una mayor flexibilidad en la construcción del modelo, abriendo un abanico de posibilidades. En este caso el modelo más simple es:

$$c_{i,t} = \alpha + \beta X_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

donde  $X_{i,t}$  es la matriz de variables independientes del modelo (1) y

$$\epsilon_{i,t} = u_{i,t} + v_{i,t}$$

Hay N firmas y  $T_i$  observaciones para cada firma (cuando  $T_i$  no es constante para todas las firmas se tiene lo que se denomina panel desbalanceado).

Si se supone que  $u_{i,t}$  y  $v_{i,t}$  son independientes a través del tiempo y entre las firmas, se obtiene el denominado modelo básico. En este caso el modelo con datos de panel es similar a los modelos de corte transversal discutidos anteriormente (no existe ninguna ventaja por disponer de datos de panel).

Si se supone que  $u_{i,t}$  es constante a través del tiempo, el modelo es

$$c_{i,t} = \alpha_i + \beta X_{i,t} + v_{i,t} \quad (2)$$

donde  $\alpha_i = \alpha + u_i$ . Este modelo tiene la forma estándar de los modelos tratados en la literatura de datos de panel. En caso de no existir regresores invariantes en el

tiempo, no es necesario suponer que los términos de ineficiencia son independientes de los regresores. En este caso el modelo (2) puede estimarse como un modelo de efectos fijos. Más aún, las estimaciones de los términos de ineficiencia pueden ser obtenidas sin necesidad de formular ningún supuesto acerca de la distribución de estos términos. Si se considera a la firma más eficiente de la muestra como 100% eficiente ( $u_j = 0$ ), entonces la estimación consistente de  $\alpha$  es simplemente la menor estimación de  $\alpha_i$ . Por lo tanto,

$$u_i = \alpha_i - \text{Min}(\alpha_i)$$

y la ineficiencia de costos de la firma  $i$ -ésima es simplemente  $e^{-u_i}$ . Sin embargo, en presencia de atributos invariantes de las firmas que sean omitidos en el modelo, éstos serán captados por los efectos fijos y confundidos con el término de ineficiencia. En el caso de existir regresores invariantes en el tiempo, una posibilidad consiste en suponer independencia entre las variables explicativas y la ineficiencia, y estimar (2) como un modelo de efectos aleatorios, por Mínimos Cuadrados Generalizados.

Dada la estimación (efectos aleatorios) de  $\beta$ ,  $\hat{\beta}$ , las constantes individuales pueden ser calculadas a partir de los residuos. Si se definen los residuos como  $\hat{\epsilon}_{i,t} = c_{i,t} - \hat{\beta}X_{i,t}$ , es posible estimar  $\alpha_i$  como la media (a través del tiempo) de los residuos de la firma  $i$ :

$$\hat{\alpha}_i = \frac{\sum \hat{\epsilon}_{i,t}}{T}, \quad i = 1, 2, \dots, N$$

Luego, la estimación del término de ineficiencia es similar al modelo de efectos fijos.

Una ventaja fundamental de disponer de datos de panel es que permite testear cuál de estos modelos (efectos fijos o efectos aleatorios) es el adecuado. Más aún, también es posible contrastar si es preferible tratar a la muestra de panel como si se tratara de una muestra de corte transversal.

Como se verá más adelante, los tests correspondientes llevan a que se elija el modelo de efectos fijos. La frontera resultante, por lo tanto, es paramétrica y determinística.

## V. La Estimación de la Eficiencia Productiva en la Industria de Administración de Fondos Previsionales

En la práctica, la estimación de los costos no es tan sencilla como lo plantea el modelo teórico. La estimación de una función de costos del tipo Cobb-Douglas requiere la información sobre el precio de todos los insumos, incluido el precio del capital. Sin embargo, esta información es muy difícil de obtener. Este proble-

ma es muy común en la literatura (ver Pollitt, 1995 o Huettner y Landon, 1977, ambos aplicados al sector de distribución de energía eléctrica), y el camino usual es la formulación arbitraria de una función de costos sin incluir en ella al precio del capital. Dado que tampoco se disponía en este caso de datos del precio de la mano de obra, la función de costos totales de las AFJP fue estimada como función únicamente de los productos: afiliados, traspasos positivos y rentabilidad. El modelo fue estimado en logaritmos  $Y$ , por lo tanto, los coeficientes deben ser interpretados como elasticidades.

### 5.1. Construcción de las variables

La muestra utilizada consiste en 12 observaciones trimestrales, para todas las AFJP existentes en el mercado, que eran 24 en los dos primeros trimestres, reduciéndose a 20 hacia el segundo trimestre de 1997, a 18 hacia el primer trimestre de 1998 y a 16 en el final del período considerado. Si bien todas las observaciones fueron utilizadas para estimar la frontera, las medidas de eficiencia sólo fueron calculadas para las 16 AFJP que funcionaban al tercer trimestre de 1998.

Se construyó la variable dependiente "Costos", que consiste en la suma de los costos operativos reportados por las AFJP en los balances trimestrales<sup>11</sup> y el costo de capital estimado, calculado como el producto de una tasa de retorno estimada que represente el costo de oportunidad del inversionista y el stock de capital. Los costos totales, entonces, incluyen costos administrativos, costos comerciales y costos de capital. Como ya se ha señalado, los costos del seguro no se considerarán.

Las variables independientes corresponden a los productos de la AFJP. A los efectos de esta estimación se han identificado principalmente cuatro productos: el número de afiliados, el monto de los fondos administrados, la rentabilidad alcanzada como producto de la función administrativa y el número de traspasos positivos conseguidos como producto de la función comercial. Sin embargo, fue necesario realizar algunos ajustes al modelo teórico.

En primer lugar, y para evitar problemas de multicolinealidad, se decidió excluir del análisis la variable "fondos administrados" porque mostraba una correlación superior a 0.95 con la variable "afiliados".

En segundo lugar, se encontró también una correlación superior a 0.9 entre los traspasos de un período y el número de afiliados de ese mismo período, lo que no permitía estimar coeficientes confiables incluyendo simultáneamente ambas variables. Por esa razón, se intentó el análisis incluyendo la variable "traspasos positivos" rezagada un período en lugar de los traspasos positivos del período corriente.

En tercer lugar, la variable "traspasos positivos" fue corregida por un factor que indica la proporción de trabajadores dependientes afiliados a la AFJP. Se realizó esta corrección porque se ha identificado que algunas AFJP no pagan comisiones a sus vendedores si los afiliados que consiguen son trabajadores autónomos.

Finalmente, la variable "rentabilidad" se incorporó como la diferencia entre la rentabilidad alcanzada por cada AFJP y la rentabilidad promedio del sistema. Dado que esta variable tiene valores positivos y negativos, la variable se redefinió como  $[1 + (\text{rentabilidad} - \text{rentabilidad promedio})]$ , de forma tal de tener un número positivo.

La función de costos que se estimó, entonces, es la siguiente:

$$Y_t = f(X1_t, X2_t, X3_t),$$

donde  $Y_t$  son los Costos en el período  $t$ ,  $X1_t$  son los Afiliados,  $X2_t$  son los Traspasos Positivos \* Dependientes/Afiliados y  $X3_t$  es la Rentabilidad.

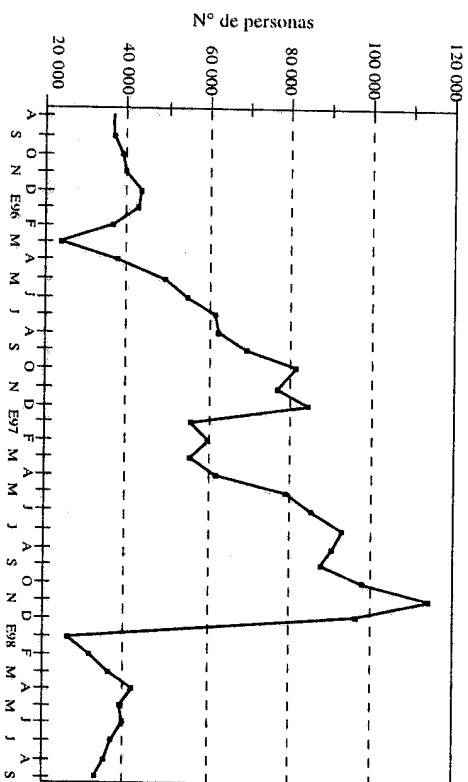
Como parte de la estimación con técnicas de panel, se realizaron los tests correspondientes y se escogió el modelo de efectos fijos. Este modelo es el equivalente con datos de panel al modelo determinístico en trabajos de corte transversal. La elección de un enfoque determinístico no genera mayores controversias ya que en el sector analizado no existen prácticamente *shocks* aleatorios que afecten en forma distinta a las firmas. Esta elección es consistente con lo que se ve en la literatura empírica, ya que si bien en los trabajos teóricos parece existir un sesgo en favor de la utilización de fronteras estocásticas, los supuestos que se deben realizar son tan fuertes que, en la práctica, lo usual es estimar fronteras determinísticas.<sup>12</sup>

### 5.2. El cambio en la reglamentación de traspasos

A partir de noviembre de 1997 comenzó a regir en la Argentina una nueva modalidad para efectuar un traspaso en el Régimen de Capitalización. Hasta ese momento, el afiliado que deseaba cambiarse de AFJP sólo debía contactar a un promotor que se encargaba de realizar el trámite correspondiente. Por lo tanto, para el afiliado, el costo del traspaso era prácticamente nulo. En este contexto, el número de traspasos en el sistema creció sostenidamente desde julio de 1995 hasta finales de 1997. Este aumento causó preocupación en las autoridades por el incremento de los costos administrativos y comerciales que trajo asociado. Con el principal objetivo de reducir los costos de las administradoras, se impuso la obligación del uso de las sucursales para cualquier trámite de traspaso. Es decir, el afiliado a partir de entonces debe dirigirse personalmente a una sucursal de la AFJP a la cual quiere ingresar. Por lo tanto, se han aumentado los costos del traspaso para el afiliado, lo que tiende a desestimular el cambio de administradora.

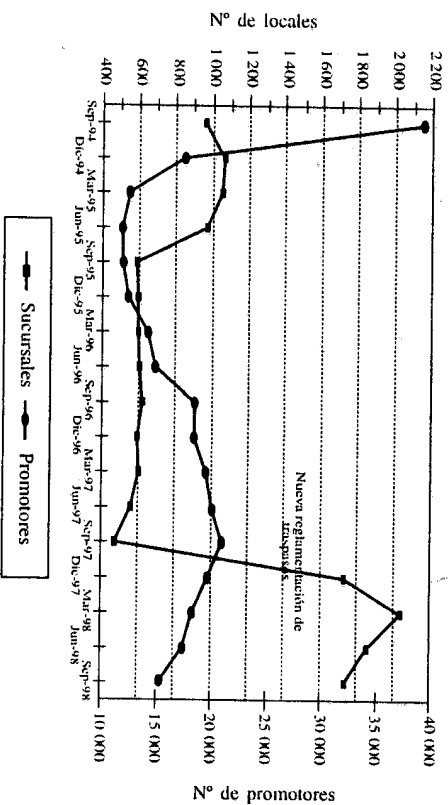
¿Cuáles son los principales efectos que deberían esperarse a partir de esta medida? En primer lugar, es probable que el nivel de los traspasos se reduzca (de hecho, ésta es la consecuencia más directa, ver Gráfico 4) y que haya una sustitución entre sucursales y promotores, como se ve en el Gráfico 5. Vale la pena notar que la reducción de los promotores no fue tan marcada como se esperaba a priori. Esto podría deberse a que los promotores trabajan en las sucursales, además de generar economías de alcance ofreciendo servicios complementarios (por ejemplo, tarjetas de crédito).

GRAFICO 4  
TRASPASOS



Fuente: Elaboración propia.

GRAFICO 5  
EVOLUCION DEL NUMERO DE SUCURSALES Y PROMOTORES



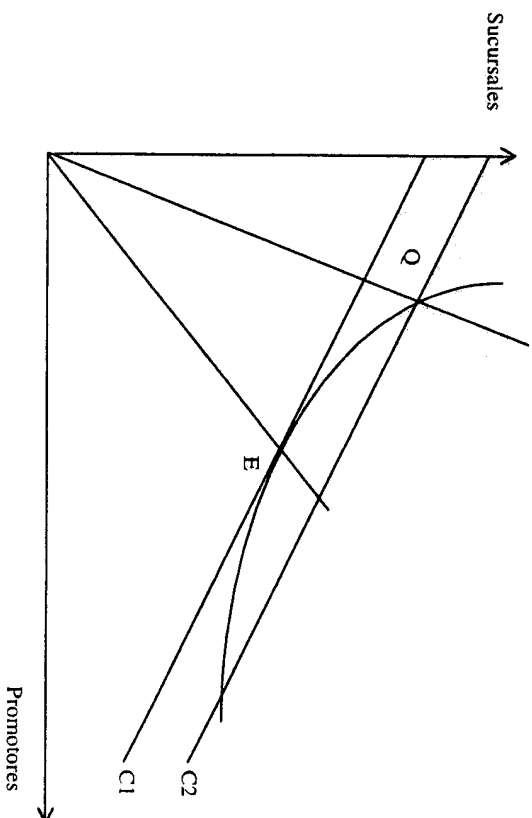
Fuente: Elaboración propia.

La nueva reglamentación de traspasos obliga a las AFJP a modificar la combinación de insumos que utilizan. En efecto, para lograr la misma cantidad de traspasos, las administradoras deberán incrementar el número de sucursales en relación con el número de promotores. En la Figura 1 se muestran los efectos que esta modificación podría tener sobre el costo total.

Supongamos que una AFJP eficiente se encontraba minimizando costos en el punto E de la Figura 1 antes de la modificación. Con la nueva reglamentación, para obtener la misma cantidad de traspasos, la AFJP debe moverse a un punto sobre la misma isocuantas con una proporción mayor de sucursales, digamos al punto Q. Esto implica que el costo total de producción ha aumentado de C1 a C2. Por lo tanto, la AFJP que era eficiente ya no lo es, si la relación de precios de sucursales y promotores no se vio alterada.

Por lo tanto, el cambio regulatorio debería provocar un cambio estructural en la frontera de costos.

FIGURA 1



### 5.3. El cambio en el mecanismo de asignación de indecisos

El criterio de asignación de indecisos desde el inicio del sistema hasta septiembre de 1997 fue el de mantener la proporcionalidad con los afiliados totales, es decir, repartiéndose en directa relación a la participación de mercado de las administradoras. Desde entonces, se adoptó un nuevo mecanismo: asignación de los indecisos a las distintas AFJP en partes iguales en forma aleatoria. El número de indecisos ingresados al régimen de capitalización ha sido importante, cerca de un 30% del total de afiliados.<sup>13</sup> Así, para una gran proporción de éstos ha primado la asignación al azar. Esto influye en los costos de las administradoras ya que reciben una masa de afiliados independientemente de los esfuerzos realizados. Además, la influencia relativa será asimétrica según si la AFJP es grande o chica, i.e., el flujo de indecisos asignados representa una mayor proporción sobre el total de afiliados de una AFJP chica.

### 5.4. El modelo estimado

En la Tabla 1 se presentan los resultados de la regresión de efectos fijos, para el período tercer trimestre de 1995-tercer trimestre de 1998. En la regresión fueron incluidas dos variables cualitativas (*dummies*) que permitiesen captar las diferencias ocurridas a partir del tercer trimestre de 1997 (una variable denominada *DummyP*, adopta valores uno hasta el segundo trimestre de 1997, y cero a partir de entonces, mientras que la otra variable, denominada *DummyA*, adopta el valor uno en el tercer trimestre de 1997 y cero en los demás casos). La primera de estas variables fue construida para contrastar la hipótesis de que hubo un cambio estructural en el modelo a partir del tercer trimestre de 1997. La segunda variable, por su parte, intenta captar si hubo o no una anticipación de los agentes a las medidas adoptadas.

TABLA 1

ESTIMACION DE LA FUNCION DE COSTOS

$$\log Y_{it} = 0.37 \log X1 + 0.17 \log X2 + 0.03 \log X3 - 0.08 \text{ DummyA} - 0.13 \text{ DummyP}$$

(5.24)                      (8.33)                      (0.14)                      (-1.84)                      (-3.88)

Número de trimestres: 13  
Período: Tercer trimestre de 1995-Tercer trimestre de 1998  
Total de observaciones: 261  
R cuadrado ajustado: 0.9807  
Entre paréntesis se presentan los estadísticos "t"

Todas las variables son significativas a los niveles usuales de confianza excepto rentabilidad.<sup>14</sup> En particular, las *dummies* son significativas, rechazándose por tanto la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural. El signo negativo de las variables cualitativas estaría denotando un aumento de los costos a partir del tercer trimestre de 1997 (inclusive).

Para reforzar los resultados, además de *DummyP* y *DummyA* se crearon seis variables de interacción, las cuales intentan captar los diferenciales en los coeficientes asociados a las tres variables explicativas para la muestra completa. De las seis variables adicionales incluidas, dos de ellas resultaron significativas al 5% (ver Tabla 2),

TABLA 2

ESTIMACION DE LA FUNCION DE COSTOS

$$\log Y_{it} = 0.45 \log X1 + 0.14 \log X2 - 0.18 \log X3 + 0.83 \text{ DummyP} + 0.11 \text{ DummyA} -$$

(5.85)                      (5.11)                      (-0.72)                      (2.35)                      (0.13)

$$-0.009 Z1 - 0.004 Z2 + 0.18 Z3 - 0.12 P1 + 0.07 P2 + 0.77 P3$$

(-0.08)                      (-0.04)                      (0.08)                      (-2.62)                      (2.09)                      (1.14)

Número de trimestres: 13  
Período: Tercer trimestre de 1995-Tercer trimestre de 1998  
Total de observaciones: 261  
R cuadrado ajustado: 0.9809  
Entre paréntesis se presentan los estadísticos "t"

donde Z1, Z2 y Z3 son las interacciones entre *DummyA* y afiliados, traspasos y rentabilidad, respectivamente, mientras que P1, P2 y P3 son las interacciones entre *DummyP* y afiliados, traspasos y rentabilidad, respectivamente.

Teniendo en cuenta estos resultados, no es razonable suponer que la eficiencia de las firmas es constante en todo el período analizado. Esto es, nada hace suponer que el cambio en el régimen regulatorio deba ser neutral en términos de la eficiencia relativa. Para testear la hipótesis de neutralidad se estimaron dos fronteras separadas, una para el período tercer trimestre de 1995-segundo trimestre de 1997 y otra para el período cuarto trimestre de 1997-tercer trimestre de 1998. Los resultados de las regresiones pueden ser observados en las Tablas 3 y 4, mientras que en la Tabla 5 se presentan los respectivos *rankings*, pero sólo para las 16 AFJP que operaban en el tercer trimestre de 1998. Las medidas de eficiencia no se muestran ya que, al tratarse de un enfoque determinístico, se podría estar subestimando la eficiencia relativa de las empresas que no se encuentran sobre la frontera.

TABLA 3

## ESTIMACION DE LA FUNCION DE COSTOS

$$\log Y_t = 0.46 \log X_1 + 0.21 \log X_2 + 1.42 \log X_3$$

(4.36)                      (6.43)                      (2.12)

Número de trimestres: 8  
 Período: Tercer trimestre de 1995-Segundo trimestre de 1997  
 Total de observaciones: 174  
 R cuadrado ajustado: 0.9807  
 Entre paréntesis se presentan los estadísticos "t"

TABLA 4

## ESTIMACION DE LA FUNCION DE COSTOS

$$\log Y_t = 0.24 \log X_1 + 0.1 \log X_2 - 0.01 \log X_3$$

(1.68)                      (3.13)                      (-0.04)

Número de trimestres: 4  
 Período: Cuarto trimestre de 1997-Tercer trimestre de 1998  
 Total de observaciones: 69  
 R cuadrado ajustado: 0.9849  
 Entre paréntesis se presentan los estadísticos "t"

El supuesto detrás del modelo de efectos fijos utilizado es que la ineficiencia es invariante en cada subperíodo analizado, lo cual puede ser un supuesto razonable si se considera que sólo se analizan 8 y 4 trimestres, respectivamente, y, además, que es el único atributo invariante.

TABLA 5

## RANKING DE EFICIENCIA DE LAS AFJP

| AFJP   | Posición en el Ranking (III-95 al II-97) | Posición en el Ranking (IV-97 al III-98) |
|--------|------------------------------------------|------------------------------------------|
| Chica  | 3                                        | 1                                        |
| Chica  | 8                                        | 9                                        |
| Grande | 13                                       | 16                                       |
| Chica  | 5                                        | 6                                        |
| Chica  | 10                                       | 5                                        |
| Grande | 11                                       | 10                                       |
| Grande | 14                                       | 14                                       |
| Grande | 7                                        | 11                                       |
| Grande | 12                                       | 13                                       |
| Grande | 15                                       | 12                                       |
| Chica  | 6                                        | 7                                        |
| Chica  | 9                                        | 4                                        |
| Grande | 4                                        | 8                                        |
| Chica  | 2                                        | 2                                        |
| Grande | 16                                       | 15                                       |
| Chica  | 1                                        | 3                                        |

Fuente: Elaboración propia.

En la regresión correspondiente al primer subperíodo, tercer trimestre de 1995-segundo trimestre de 1997 (ver Tabla 3) todas las variables poseen el signo esperado y son significativas a los niveles usuales de confianza. En el segundo subperíodo, cuarto trimestre de 1997-tercer trimestre de 1998 (ver Tabla 4), en cambio, la variable "rentabilidad" no posee el signo esperado y se vuelve no significativa (nótese que esto mismo puede ser observado en la Tabla 1). Este resultado puede explicarse teniendo en cuenta que la capacidad de administrar la cartera activamente se vio fuertemente coartada por el comportamiento caótico que presentaron los mercados financieros a partir del advenimiento de la crisis asiática del 97.<sup>15</sup>

Han sido contrastadas otras especificaciones del modelo (por ejemplo, sin incluir la variable "rentabilidad") y ni las medidas de eficiencia ni el *ranking* han sufrido modificación alguna.

Con el fin de contrastar la hipótesis de neutralidad, se realizó un test de correlación de rangos de Spearman para los *rankings* de eficiencia de los dos subperíodos (Tabla 5). Si bien el mismo arrojó un valor alto (0.832), la comparación de los *rankings* muestra que existen diferencias cualitativas. A saber, las empresas más grandes perdieron terreno (léase eficiencia relativa) a manos de las más pequeñas.

Con respecto a los *rankings* presentados, las AFJP que resultan más eficientes son las chicas, que obtienen para el primer subperíodo 4 de los 6 primeros puestos. Esto podría estar explicado por una proporción menor del gasto en comercialización enfrentado por éstas en comparación de las grandes (ver sección 3.1). El *ranking* de eficiencia del segundo subperíodo refuerza el predominio de las AFJP chicas ocupando la totalidad de los 6 primeros puestos (ver Tabla 5).

La evolución en el *ranking* de las administradoras pequeñas entre las dos etapas puede deberse a la modificación en el mecanismo de asignación de los índices. Al ser importante la proporción de afiliados que se incorporan en las AFJP chicas, es posible que los costos promedio de afiliación se vean reducidos en relación al resto de la industria.

Vale aclarar que eficiencia productiva no es lo mismo que "eficiencia financiera", ya que esta última tiene en cuenta los ingresos de las firmas, además de los costos.

## VI. Conclusiones

La eficiencia productiva es la habilidad de la firma para producir un bien a un costo mínimo. Una firma más eficiente, entonces, tiene un costo unitario menor (para el mismo nivel de producto) y puede, en consecuencia, cobrar un precio más bajo.

Es en este sentido que resulta interesante el análisis de la eficiencia productiva en la industria de las AFJP. A medida que las AFJP se hacen más eficientes, se está más cerca de conseguir para el ahorro previsional un rendimiento neto cercano a la productividad marginal del capital. Obviamente, la eficiencia produc-

iva es una condición necesaria pero no suficiente para que el servicio se preste a un bajo precio. Otras condiciones tienen que ver con el poder de mercado de las firmas participantes y con la elasticidad de la demanda.

En este punto, es necesario aclarar una característica del método utilizado para medir la eficiencia productiva. Dado que se trata de un método comparativo dentro de la industria, sólo permite establecer un orden de eficiencia entre las firmas, pero no permite determinar si la que resulta primera en el *ranking* tiene aún ganancias de eficiencia por hacer.

Otro aspecto que debe tenerse en cuenta cuando se analizan los resultados es la posibilidad de que existan diferencias sustanciales en la calidad del producto que se vende. En este caso, las diferencias de calidad podrían estar dadas por el riesgo de la cartera de inversiones y en los servicios adicionales que se prestan a los afiliados. Dado que el análisis no incluye estas diferencias de calidad, si prestar un mejor servicio resulta costoso, estas diferencias de costos serán interpretadas como ineficiencias.

De los resultados de las estimaciones se puede establecer que las modificaciones en cuanto al régimen de traspasos modificaron la estructura de los costos, aumentándolos. A su vez, también se concluye que el cambio en el método de asignación de indecisos contribuyó en la mejora de la posición relativa en el *ranking* de eficiencia de las AFJP chicas.

Finalmente, el *ranking* de eficiencia de las AFJP puede cruzarse con la información sobre estructura de costos que surge de los balances trimestrales de las AFJP.

Para el conjunto de la industria se observa una relación entre la composición de los costos y el *ranking* de eficiencia, si se consideran las AFJP por tamaño se concluye que los costos comerciales de las grandes son mayores que los de las chicas. Podría concluirse, entonces, que, al menos cuando se agrupa a las administradoras por tamaño, las más eficientes parecen ser aquellas que gastan una proporción menor en comercialización: las AFJP chicas. Esto se relaciona con la conclusión del modelo de Sutton (1996), en el que los gastos en publicidad incrementan los costos fijos de las firmas, haciéndolas menos eficientes.

## Notas

- 1 No se tomaron los datos del primer año de funcionamiento del sistema, ya que muchos de los costos imputados allí corresponden a costos producidos por el lanzamiento del sistema y esto podría producir sesgos en las estimaciones.
- 2 Arbitrariamente, se considerará pequeña a una AFJP con menos de 100 mil afiliados al tercer trimestre de 1997. El grupo está compuesto por: Afianzar, Arca Bit, Ethika, Futura, Generar, Más Vida, Profesión, San José y Unidos.
- 3 Otros estudios de costos fueron realizados en el marco del Informe "Opciones estratégicas en la regulación de las AFJP" (Chisari *et al.*, 1998).
- 4 Se excluyen los costos de seguros para todas las estimaciones de costos realizadas.
- 5 Los costos reportados en la contabilidad de las AFJP no incluyen la remuneración al capital, que sí forman parte de los costos totales en sentido económico. Es por eso que fue necesario realizar una estimación de la tasa de retorno del capital que sería normal en la industria. Siguiendo los lineamientos usuales se utilizó una versión adaptada del CAPM para la realidad latinoamericana

(para abundar en detalles ver Chisari, Rodríguez Pardiña y Rossi, 1999). También se realizó una estimación del stock de capital de las AFJP a partir de algunos rubros del activo. Con estas dos variables se imputó un costo de capital para cada AFJP en cada uno de los trimestres incluidos.

6 En la mayor parte de los casos, las AFJP pagan a sus promotores una parte fija y otra variable con el número de traspasos o el salario de los traspasados. La parte fija de la remuneración a los vendedores no depende, lógicamente, de los traspasos que éstos consiguen, por lo tanto, para esta clasificación de costos, corresponden a costos fijos.

7 Agradecemos los comentarios de Salvador Valdés Prieto, quien nos hizo notar especialmente este punto.

8 En términos generales, existe subaditividad de costos cuando la producción de un bien resulta menos costosa si se realiza en una planta que en más de una.

9 También puede ser estimada una función translogarítmica, aunque para ello se requiere un gran número de observaciones. Por supuesto, las estimaciones de las medidas de eficiencia en parte dependerán del grado en el que la función elegida sea la correcta.

10 Olsson, Schmidt y Waldman (1980) utilizaron el método de Monte Carlo para examinar las ventajas relativas de estos dos métodos de estimación. MV resulta más eficiente que MCCM cuando la muestra es mayor que 400 (aunque MCCM es superior en la estimación de los parámetros de pendiente), mientras que MCCM tiene ventajas sobre MV cuando la muestra es menor que 200. Los datos fueron deflacionados según la evolución del índice de precios mayoristas nivel general, de modo que están presentados en valores constantes del tercer trimestre de 1995.

12 Ver, por ejemplo, OFWAT (1998), p. 40.

13 Esta cifra se condice con resultados econométricos de la estimación de funciones de demanda de AFJP, que muestran baja elasticidad de la demanda a las comisiones y a la rentabilidad relativa. Estimaciones de este tipo se realizaron en el Informe "Opciones estratégicas en la regulación de las AFJP" (Chisari *et al.*, 1998).

14 Como se verá más adelante, esta variable se vuelve no significativa cada vez que se incluye el subperíodo cuarto trimestre de 1997-tercer trimestre de 1998.

15 Los efectos de la crisis asiática se vieron reforzados por el contagio que generó la misma a los distintos mercados, incluyendo la devaluación rusa a mediados de 1998.

## Referencias

- AGNER, D., C. LOVELL y P. SCHMIDT (1977), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models", *Journal of Econometrics*, Vol. 6, N° 1, pp. 21-37.
- CHISARI, O. y P. DAL BO (1996), "Las Regulaciones a la Composición de Cartera y las Inversiones de los Fondos de Jubilaciones y Pensiones: Un Ejercicio de Simulación para el Caso Argentino", *Revista de Análisis Económico*, Vol. 11, N° 1, pp. 43-71.
- CHISARI, O., P. DAL BO, L. QUESADA, M. ROSSI y S. VALDES PRIETO (1998), "Opciones Estratégicas en la Regulación de las AFJP", Informe UADE, abril.
- CHISARI, O., M. RODRIGUEZ PARDINA y M. ROSSI (1999), "El Costo de Capital en Empresas Reguladas Incentivos y Metodología", *Desarrollo Económico*, Vol. 38, N° 152.
- GREENE, W. (1990), "A Gamma-Distributed Stochastic Frontier Model", *Journal of Econometrics*, 46.
- HUETTNER, D. y J. LANDON (1977), "Electric Utilities: Scale Economies and Diseconomies", *Southern Economic Journal*, 44.
- JONDROW, J., C. LOVELL, I. MATEROV y P. SCHMIDT (1982), "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model", *Journal of Econometrics*, Vol. 19, N° 2-3, pp. 233-38.
- MEEUSEN, W. y J. VAN DE BROECK (1977), "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error", *International Economic Review*, Vol. 18, N° 2.
- OFWAT (1998), *Assessing the Scope for Future Improvements in Water Company Efficiency: A Technical Paper*, Office of Water Services, Birmingham, 30 de junio.