



Universidad de la República
Facultad de Ciencias Sociales
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Documentos de trabajo

Eficiencia técnica y apertura comercial en cuatro ramas industriales

Ruben Tansini
Patricia Triunfo

Documento No. 09/98
Diciembre, 1998

ABSTRACT

En este trabajo se analiza del desarrollo de la **eficiencia técnica** de las empresas pertenecientes a cuatro ramas del sector industrial uruguayo: 3111 (Matanza y Preparación de Carnes y Aves), 3521 (Pinturas, Barnices y Lacas), 3522 (Productos Farmacéuticos y Medicamentos) y 3523 (Artículos de Limpieza y Tocador). La modelización de la Función de Frontera se hace con tecnología Translogarítmica incluyendo la restricción de Cambio Técnico Neutral, excepto para la rama 3521 en la que se permite sesgo en la utilización de los factores. El análisis de esos parámetros permite identificar que el sesgo del cambio técnico en esa rama en la Función de Frontera es utilizador de Capital y ahorrador de Mano de Obra. En la modelización de la Función de Frontera, además de los parámetros correspondientes a la formulación translogarítmica se incorporó la modelización del efecto de variables específicas correspondientes a la empresa y a la rama para identificar la incidencia de los mismos sobre el nivel de eficiencia de las empresas.

Se puede concluir que la modelización que incluye la ineficiencia técnica es adecuada para las cuatro ramas consideradas, así como la inclusión de variables que representan características de las empresas que pueden influir el nivel de eficiencia de las mismas en cada rama. Los niveles promedio de eficiencia se incrementan al final del período 1988-1994 en dos ramas industriales (3521 y 3523) mientras se mantiene estable en la 3111 y decrece en la 3522. Asimismo, en las cuatro ramas analizadas se encontró que las empresas con participación de capital extranjero y creciente proporción de las ventas del mercado local, presentan niveles de eficiencia promedio más elevados. Ello se incrementa con la competencia de importados en el consumo de bienes de la rama industrial a la que pertenece la empresa. Sin embargo, la propensión a exportar de las empresas evidenció un efecto negativo en el nivel de eficiencia promedio de las empresas en tres de las cuatro ramas consideradas.

1. INTRODUCCIÓN

Se ha argumentado que en los procesos de apertura externa la eliminación de las restricciones al comercio puede conducir a realizar economías de escala y disminuir la ineficiencia en las empresas, mediante la competencia, resultando en una mejora de la productividad y de la eficiencia en el uso de los recursos. En gran medida los resultados dependerán de la competitividad de las empresas en el punto de partida y de las políticas macro y microeconómicas, en un marco de significativos efectos distributivos entre países, zonas y grupos sociales.

Asimismo, se ha señalado que la *Competitividad Relativa* de las empresas se asocia, por un lado, al incremento de la productividad de los factores e insumos utilizados en el proceso de producción, por ejemplo mediante la utilización más eficiente de los recursos, lo cual se puede representar en reducciones de costo con efecto, fundamentalmente, en el largo plazo. En segundo lugar, a variaciones en los precios relativos, ligados a aspectos coyunturales, como por ejemplo las del tipo de cambio, que ejercen su influencia principalmente en el corto plazo. En tercer lugar, a la estrategia desarrollada por la empresa, incluyendo tanto estrategias de mercado, como desarrollo de procesos y productos, asociado a la generación de ventajas competitivas. La competitividad, entonces, se verá afectada por lo menos por estos tres elementos, que el análisis tradicional basado en la comparación de precios relativos sobre índice de precios agregados, tiene dificultades en diferenciar (Caves, 1990; Pack, 1988).

Si bien a menudo se sostiene que los distintos niveles de productividad y eficiencia con que operan las empresas estarían en la base de las diferencias en competitividad internacional (Frantz, 1988), relativamente poco es conocido sobre la magnitud de las diferencias, su evolución en el tiempo, y, particularmente, sobre sus orígenes y determinantes (Bhagwati, 1988; Caves, 1989; Pack, 1988). Las distintas experiencias de procesos de apertura comercial han incrementado el interés por la evaluación de su impacto, argumentándose que una de las consecuencias esperables de un proceso de apertura comercial es la mejor asignación de recursos entre sectores y mayor eficiencia en su utilización, lo que conduciría a una valorización de la producción doméstica. Sin embargo, existe poca coincidencia sobre los posibles impactos. Si bien en varios estudios de corte transversal se ha encontrado que el crecimiento del producto se asocia con el crecimiento de las exportaciones o con altos ratios exportación-producto, no existe evidencia clara sobre que el crecimiento de la Productividad Total de los Factores se correlacione con la apertura comercial (Harrison, 1996). Es más, en algunos trabajos se señala que la forma de competencia en el mercado y la orientación de mercado sería más relevante que la apertura comercial (Tybout, 1991).

Entre los intentos más atractivos de evaluar la relación de los cambios en la política comercial con la productividad se encuentran aquellos basados en los argumentos provenientes de "Eficiencia-X" (Frantz, 1988). La coincidencia sobre el efecto positivo de la apertura comercial se basa, generalmente, en el argumento de que la protección comercial reduce la eficiencia, en tanto en mercados con barreras a la entrada, en ausencia de competencia internacional, los productores locales gozan de poder monopólico y obtendrían beneficios extraordinarios. Consecuentemente, esas plantas no producirían al nivel de la escala mínima eficiente y/o no alcanzarían el producto máximo de su canasta de insumos. Es más, la existencia de mercados oligopólicos, en un marco de alta protección comercial, se señala que puede atraer productores ineficientes, elevando los costos promedios de producción (Tybout et al., 1991; Rodrik; 1988). De todas formas, la evidencia empírica es casi inexistente. Rodrik concluye que "prácticamente no existe evidencia de la importancia de las economías de escala en los sectores industriales en los países subdesarrollados", mientras Pack (1988) señala que "al presente no existe confirmación de la hipótesis de que los países se beneficiarían con una orientación hacia afuera por un mayor crecimiento en la eficiencia

técnica en el sector manufacturero". Por su lado, Bhagwati (1988) indica que "si bien los argumentos en favor del éxito de la estrategia de promoción de exportaciones basados en economías de escala y Eficiencia-X son plausibles, no existe apoyo empírico para ello. Por lo que uno se pregunta si estas hipótesis no son en realidad un acto de fe".

En este trabajo se analiza la distribución de la eficiencia técnica de las empresas pertenecientes a cuatro ramas industriales uruguayas en el período 1988-1994 y su vinculación con los cambios en la política comercial. La experiencia uruguaya resulta particularmente interesante debido a que desde mediados de la década del setenta se ha venido experimentando una creciente apertura comercial, la que se acelera a partir de 1991 con la firma del acuerdo sobre la conformación de la Unión Aduanera Regional (Mercosur). Por su parte, la conformación del sector industrial se dio en el marco de la sustitución de importaciones, al igual que en la mayoría de los países latinoamericanos. En la sección dos se presenta la información utilizada en el trabajo, así como información general sobre el sector industrial y referida a las ramas consideradas en este trabajo. En la sección tres se presentan los resultados de la estimación de medidas de eficiencia técnica, que se obtienen de la estimación de la Función de Producción de Estocástica de Frontera. Asimismo, se evalúa la incidencia de distintas variables en el nivel de eficiencia de las empresas. Finalmente, en la sección cuatro se presentan las conclusiones.

2. EL SECTOR INDUSTRIAL URUGUAYO Y ORIGEN DE LA INFORMACIÓN

El sector manufacturero uruguayo, que se desarrolló en el marco de una importante protección, se caracteriza por unidades productivas de reducido tamaño, particularmente *vis a vis* con sus grandes vecinos, con un importante nivel de oligopolización y con escasa realización de actividades científico-tecnológicas propias. La estructura industrial, conformada a la sombra de la sustitución de importaciones, condujo a una diversificación sectorial muy importante, con empresas básicamente orientadas al mercado interno de pequeña escala, y otras estrechamente ligadas al procesamiento de materias primas nacionales. A partir de mediados de la década del setenta, en un marco de apertura externa creciente y de políticas de ajuste estructural, este sector ha venido experimentado importantes cambios.

Mientras entre 1988 y 1990 los principales agregados de la industria manufacturera uruguaya no presentan grandes variaciones, a partir de 1990 se constatan cambios significativos en la estructura industrial, simultáneamente a una mayor apertura comercial. Entre 1990 y 1994 se redujo el número de empresas en 27%, mientras que el empleo cayó un 30,5%. Por su parte, las empresas que mantuvieron actividad industrial en el período redujeron el empleo promedio por empresa en casi 30%, mientras incrementaban significativamente el Valor Agregado Bruto (VAB) en dólares corrientes promedio por empresa, lo que condujo a que el VAB por ocupado casi se duplicara en el período. En tanto las remuneraciones por ocupado promedio por empresa se incrementaron a un menor ritmo, la tasa de beneficio se incrementó en 6% en el período, a pesar de la importante expansión de las ventas promedio de las empresas. Por otra parte, la propensión a exportar promedio se redujo al 28% en 1994 como consecuencia de la mayor expansión de las ventas al mercado interno.

Las ramas consideradas en este trabajo muestran comportamientos disimiles en relación con el promedio industrial. El promedio de las empresas de la rama 3111 (Matanza y Preparación de Carnes y Aves) son las únicas de las cuatro consideradas que superan el promedio industrial en términos de empleo durante todo el período, a pesar que se redujo en casi 30%. El Valor Bruto de Producción (VBP) promedio por empresa de las cuatro ramas supera el promedio industrial. La

propensión a exportar promedio de las empresas de la rama 3111 supera significativamente el promedio industrial, mientras el de la 3521 (Pinturas, Barnices y Lacas) lo hacen al inicio del período y luego se ubican muy por debajo de él. Las dos ramas restantes presentan una propensión a exportar significativamente menor al promedio industrial, con una clara tendencia decreciente durante el período.

Respecto al VAB por Personal Ocupado tres ramas prácticamente duplican el promedio industrial, con excepción de la 3111 que en el año 1994 representaba casi la mitad del promedio industrial por empresa, a pesar de haberlo incrementado en casi 60% en el período.

La información proviene de la Encuesta Anual Industrial (EAI) del Instituto Nacional de Estadísticas de Uruguay (INE) y de las encuestas realizadas por el Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales para los años 1988-1990, y 1994. Las empresas consideradas en cada rama industrial son aquellas que componen la muestra de la EAI del INE y sobre las que se disponía de información durante todo el período.

Las variables utilizadas para la estimación de la Función de Producción Translogarítmica Estocástica de Frontera son el VAB (Q_{it}), el stock de capital de las empresas (K_{it}) y la Mano de Obra Ocupada (L_{it}). El VAB y el stock de capital se expresan en dólares corrientes. En el segundo caso es el resultado de adicionarle al stock de capital informado por la empresa en el III Censo Económico Nacional de 1988 las inversiones realizadas cada año, y de descontarle la depreciación y las ventas de cada año en el período 1988-1994. Respecto a la Mano de Obra es la ocupada promedialmente en el año correspondiente.

Por su parte, se definen una serie de variables basándose en las características de las empresas y la rama a la que pertenecen para el análisis de los determinantes de la eficiencia. La variable binaria *EXTRANJERA* toma el valor "1" cuando la participación extranjera en la propiedad de la empresa supera el 20% del valor accionario y cero en otro caso. La variable *PROPEXP*, es el resultado de dividir las exportaciones totales de cada empresa por sus ventas totales cada año. La variable *SHVTAS*, es la participación de la empresa en las ventas en el mercado local de la rama a cuatro dígitos de la clasificación CIU, incluyendo importaciones asignadas a esa rama. *PARTIMPORT*, es la proporción de bienes importados en el consumo de bienes finales vendidos en el mercado local por rama industrial a la que pertenece la empresa.

3. MODELIZACIÓN Y ESTIMACIÓN DE LA EFICIENCIA TÉCNICA

La teoría convencional microeconómica se basa en el supuesto de conductas optimizadoras, por lo que se asume que el productor optimiza desde una perspectiva técnica o ingenieril sin desperdiciar recursos, es decir que el productor se ubicará en el límite de su conjunto de posibilidades de producción. Para ello optimizará desde una perspectiva económica mediante la resolución de un problema de asignación que involucra los precios. Sin embargo, por distintas razones no todos los productores tienen éxito en resolver esos problemas en todas las circunstancias, lo que se representa en la heterogeneidad de los indicadores de performance del sector industrial, lo que se verifica en el caso del sector industrial uruguayo (Departamento de Economía, 1994 y 1996).

Si bien el análisis teórico se basa en que la actividad productiva es un proceso de optimización, definiendo como herramientas básicas la frontera de producción máxima y la frontera de costo mínima, el análisis aplicado se ha concentrado en estimaciones promedios, más que en retomar el concepto de condiciones tecnológicas de frontera. Sin embargo, el análisis de la información sobre

costos y niveles de eficiencia en las ramas industriales revela importantes diferencias, señalando la existencia de niveles de eficiencia técnica distinta (Caves & Barton, 1990). Esas diferencias fueron señaladas inicialmente por Leibenstein al afirmar la posibilidad de incrementar la productividad en las empresas sin cambiar la tecnología, simplemente mediante un uso más eficiente de los insumos, lo que denomino "Ineficiencia-X" (ineficiencia técnica) (Frantz, 1988).

En este sentido la estimación de *Fronteras de Producción* significa una reconciliación con la teoría económica tradicional. Además existen otros puntos de obvio interés. En primer lugar, la mejor práctica no sólo sería mejor que la práctica promedio, sino que puede ser estructuralmente distinta (Jandrow, J.; & Knox Lovell, C., et. all., 1982), lo que debería ser de sumo interés para el tomador de decisiones. En segundo lugar, interesa evaluar la distancia entre la empresa observada y la frontera de producción, así como la identificación de sus determinantes, y cual ha sido el desarrollo de la eficiencia promedio al nivel de ramas y en particular su distribución durante el período (Stern & Tansini, 1994).

La definición de *Funciones de Frontera* o de *Mejor Práctica* se basa en el supuesto que existen diferencias no estocásticas en eficiencia entre las unidades productivas en una rama, por lo que la función promedio clásica resultaría una representación "inadecuada" de la relación entre factores productivos y la producción posible, en tanto una cantidad dada de insumos conduciría a un nivel de producto significativamente más alto si se utilizara la tecnología de las unidades más eficientes en lugar del promedio. La estimación de la *Función de Frontera* (o de *Mejor Práctica*) permitiría la identificación de la dispersión de eficiencia, en tanto su estimación se basa en la combinación de las unidades más eficientes. La ineficiencia será, entonces, la distancia entre la unidad productiva y una tecnología de referencia, o, lo que es lo mismo, la relación entre utilización de recursos y la producción de una unidad productiva observada, con la obtenible con la tecnología de referencia, la que se podrá definir a partir de una función de costos, de producción o de beneficio. Esta podrá ser paramétrica o no paramétrica, pero de todas formas la elección de la representación tecnológica no afectará la definición básica de eficiencia (Försund, Lovell & Schmidt, 1980).

La definición inicial de eficiencia corresponde a Farrell (1957), basándose en una medida radial a la *Frontera Tecnológica*. Esa medida de *Eficiencia Total* se puede descomponer en *Eficiencia de Precios* (o de asignación) y *Eficiencia Técnica*. Esa definición fue luego generalizada por Försund y Hjalmarsson (1987) y Färe, Grosskopf y Lovell (1985), sobre la base de la parametrización. La extendida literatura existente desde entonces para la estimación de eficiencia se puede dividir en dos grandes áreas, considerando la metodología de estimación de la Función de Producción de Frontera o de Mejor Práctica. Por un lado, aquellas estimaciones realizadas por programación matemática, denominada como Data Envelopment Analysis (DEA) y, por otro, las basadas en estimaciones econométricas, identificadas como Funciones de Frontera Estocásticas. Esta última metodología fue propuesta por Aigner, Lovell and Schmidt (1977) y por Meeusen y van den Broeck (1977) aunque independientemente. Las estimaciones de Fronteras Estocásticas se basan en que el término de error es posible descomponerlo en dos partes, una que da cuenta de la ineficiencia técnica y otro que lo hace de los errores de medición de las variables o de otros factores de los cuales no da cuenta la modelización. Esta modelización se desarrolló con el objetivo de mejorar las estimaciones desde el punto de vista estadístico, pretendiéndose diferenciar entre la verdadera ineficiencia y los errores estadísticos (Aigner, Lovell & Schmidt, 1977; Kopp & Mullahy, 1990). En las estimaciones de *Fronteras Estocásticas* se asume que la parte de la diferencia con la Mejor Práctica correspondiente al error convencional, esta compuesto por elementos estocásticos con una distribución normal, mientras el otro, tendrá una distribución truncada determinada por la ineficiencia técnica. La ineficiencia técnica se revela por la distribución de los residuos respecto a la función de producción estimada, por lo que es necesario un supuesto sobre su distribución, para obtener un estimador de la ineficiencia de una unidad productiva (Schmidt, 1986).

La Función de Producción de Frontera se puede representar como:

$$Q_i = f(X_i, \beta) \exp(v_i - u_i) \quad i = 1, \dots, N$$

Donde Q_i es el producto de la empresa i ésima; X_i es un vector de insumos; β es el vector de parámetros a estimar; $f(\cdot)$ es la forma funcional adecuada, como por ejemplo Translogarítmica o Cobb-Douglas, v_i es un error aleatorio simétrico que se asume que da cuenta de los errores de medición u otros que no están bajo el control de la empresa y u_i es un error estocástico asimétrico y no negativo que se asume que da cuenta de la ineficiencia técnica. Los parámetros de esta modelización se pueden estimar por Máxima Verosimilitud, realizando supuestos sobre la distribución de v_i y u_i , las que tradicionalmente se supone que son normal y medio-normal, respectivamente. Esto último podría considerarse como una debilidad de esta estimación, dado que a priori hay que hacer un supuesto sobre la distribución de la eficiencia técnica.

De la modelización anterior y de la Función de Máxima Verosimilitud (Tansini & Triunfo, 1998) se puede obtener una medida de eficiencia de la empresa i ésima, la que se puede expresar como:

$$ET_i = Q_i / [f(X_i, \beta) + v_i]$$

O si se expresa en logaritmos, la eficiencia técnica puede expresarse como:

$$ET_i = \exp(Q_i) / (\exp[f(X_i, \beta) + v_i]) \equiv \exp(u_i)$$

Dado que el objetivo de este trabajo es testear la incidencia de alguna de las características de las empresas en el nivel de eficiencia, interesa relacionar esos indicadores de eficiencia con esas características. Recientemente se ha concentrado el interés no sólo en estimar la eficiencia (o ineficiencia) técnica, sino en la identificación de los factores que contribuyen a explicar el nivel de eficiencia de una empresa. Inicialmente se estimaban las Funciones de Frontera para obtener las medidas de eficiencia de cada empresa, para luego regresar esos indicadores sobre las variables que se consideraban relevantes para la explicación de los mismos, como por ejemplo tamaño, propiedad u otra información relevante de la empresa (Pitt & Lee, 1981). Sí bien los resultados obtenidos mediante esta metodología bietápica significaron importantes avances en el conocimiento del comportamiento de las empresas, trabajos recientes como por ejemplo de Huang & Liu (1994) señalan dudas sobre la consistencia de dicha metodología. Uno de los cuestionamientos más comúnmente señalado es el referido a que si se supone en la estimación de la Función de Frontera Estocástica que las observaciones son producto de un proceso aleatorio de generación de información, luego es de difícil justificación que se utilicen las características que señalarían comportamientos distintos de las empresas para explicar los distintos niveles de eficiencia técnica de ellas. Es decir, en el primer paso se asume que la ineficiencia técnica es una variable que se distribuye independiente e idénticamente, mientras en la segunda estimación, al regresarse la ineficiencia estimada sobre una serie de factores específicos de cada empresa, se estaría suponiendo que la eficiencia técnica estimada no reúne esas características respecto a su distribución.

La introducción en la especificación de la estimación de la Función de Frontera Estocástica de la modelización de los efectos sobre la eficiencia técnica, y su estimación simultánea permitiría superar esta inconsistencia. En general las especificaciones desarrolladas son bastante coincidentes.

Battese y Coelli (1995) desarrollaron esta modelización para Datos Panel, sobre la base de la estimación de los parámetros que potencialmente influyen en el nivel de eficiencia técnica conjuntamente con los cambios temporales de la eficiencia técnica y del cambio técnico. Estos desarrollos permiten mantener el supuesto de que los factores que afectan la eficiencia técnica se distribuyen independientemente. El efecto sobre la ineficiencia técnica de la empresa i ésima en el período t se obtiene por truncamiento de la distribución $N(m_{it}, \sigma^2)$, donde

$$m_{it} = g(Z_{it}, \delta)$$

Z_i es un vector de factores específicos de cada empresa y una constante, en tanto δ es un vector de parámetros a estimar y $g(\cdot)$ es una forma funcional, que por lo general se asume que es lineal. La función de Máxima Verosimilitud de esta expresión y las derivadas parciales con respecto a los parámetros del modelo se presentan en Battese y Coelli (1993).

3.1 Especificación del Modelo y Resultados

En este trabajo se especifica una función de producción Translogarítmica para cada una de las cuatro ramas industriales a cuatro dígitos del sector industrial uruguayo. El producto de cada empresa se asume que es una función de dos insumos: Capital y Mano de Obra. Por lo cual se expresa la Función de Producción de Frontera como:

$$\ln Q_{it} = \alpha + \beta_L \ln(L_{it}) + \beta_K \ln(K_{it}) + 0,5 \beta_{LL} \ln(L_{it})^2 + 0,5 \beta_{KK} \ln(K_{it})^2 + \beta_{LK} \ln(K_{it}) \ln(L_{it}) + \beta_t t + \beta_{tt} t^2 + \beta_{Lt} \ln(L_{it}) \cdot t + \beta_{Kt} \ln(K_{it}) \cdot t + v_{it} - u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

Q_{it} = Valor Agregado Bruto en dólares corrientes

L_{it} = Personal ocupado promedio de la empresa i en el año t .

K_{it} = Stock de capital en Maquinaria y Equipo y en Construcción de la empresa i en el año t .

t = Tendencia temporal = 1, ..., 7

v_{it} = errores iid $N(0, \sigma^2)$, que se asume se distribuye independiente de

u_{it} = representa la ineficiencia técnica, es una variable estocástica que se asume se distribuye independiente, de forma tal que la distribución de la misma se obtiene por truncamiento en cero de una distribución normal con media m_{it} y varianza σ_u^2 , donde:

$$m_{it} = \delta_0 + \delta_1 SHVTAS_{it} + \delta_2 PROPEXP_{it} + \delta_3 EXTRANJERA_{it} + \delta_4 PARTIMPORT_t$$

Se consideran tres variables que se relacionan con el nivel de exposición a la competencia internacional que enfrentan las empresas de la rama, a las que se agrega una que representa la participación de capital extranjero en la propiedad de la empresa.

Para la estimación se sustituye σ_u^2 y σ_v^2 por $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ y $\otimes = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$. Esta transformación, propuesta por Battese y Corra (1977), facilita el proceso de estimación, en tanto \otimes se ubica entre cero y uno, lo que permite localizar la búsqueda de un punto de partida para el proceso interactivo de maximización (Tansini & Triunfo, 1998).

Debe señalarse que las cuatro variables consideradas no son las únicas que posiblemente afecten el nivel de eficiencia técnica de las empresas, dado que es de esperar que características referidas al gerenciamiento, o origen de los insumos, etc. también pueden afectar esa performance. Asimismo, debe tenerse en cuenta que en esta modelización los factores específicos de las empresas considerados afectarán la media del término de error de la ineficiencia técnica.

Dado que es posible que no exista ineficiencia técnica en la rama considerada o que estas variables no sean significativas en cuanto al nivel de eficiencia de las empresas de la rama industrial considerada, se evaluará la hipótesis que ellos sean iguales a cero. En caso de no rechazar la hipótesis de que los parámetros de esas variables sean cero, el modelo se reduce a uno cuyo término de error tendría una distribución normal truncada, donde μ_0 correspondería al parámetro μ especificado por Stevenson (1980), y a la modelización de Frontera Estocástica para datos panel de Aigner, Lovell y Schmidt de 1977. Por su parte, si no se rechaza la hipótesis que todos los parámetros, tanto los aleatorios como los determinísticos, del término de error referido a la eficiencia sean iguales a cero, indicaría que dicho término (u_{it}) es superfluo en la modelización. En ese caso se podría estimar la función promedio tradicional para cada rama, lo que implicaría que todas las empresas son eficientes.

Las estimaciones de Máxima Verosimilitud de las cuatro ramas consideradas se presentan en la tabla A1, incluyéndose los errores estándar asintóticos de los parámetros. Se puede observar que los parámetros referidos a los insumos son en general significativos, no siendo así el caso para los que incluyen la tendencia temporal, en particular en las ramas 3111 (Matanza y Preparación de Carnes y Aves) y 3523 (Artículos de Limpieza y Tocador). Ello argumenta en favor de la evaluación de la existencia de cambio técnico neutral a la Hicks. Una prueba adecuada de ello es testear simultáneamente la hipótesis que los parámetros correspondientes a la interacción de la tendencia temporal con los insumos sean iguales a cero. Ello se puede realizar mediante el test de Relación de Máxima Verosimilitud Generalizado que permite contrastar la hipótesis de que los mismos sean iguales a cero en cada una de las ramas:

$$\lambda = -2 [FMV (H_0) - FMV (H_A)] \approx \chi^2$$

Donde $FMV (H_0)$ es el valor de la Función de Máxima Verosimilitud de la Hipótesis Cero y $FMV (H_A)$ es el valor de la Función de Máxima Verosimilitud de la Hipótesis Alternativa. Esta relación tiene una distribución χ^2 con grados de libertad iguales al número de restricciones impuestas en la Hipótesis Cero.

En el caso de la rama 3111, en tanto el valor de λ es 1,385, no se rechaza la hipótesis de cambio técnico neutral, dado que el valor crítico de χ^2_2 es 5,99 a 5% de significación. Tampoco se rechaza en el caso de la rama 3522 (Productos Farmacéuticos y Medicamentos) y en el de la 3523, en tanto son iguales a 1,439 y 2,9654, respectivamente. Por lo tanto se rechaza la hipótesis de que el cambio técnico haya favorecido la utilización de uno de los insumos considerados en esas tres ramas. Por el contrario, se rechaza la hipótesis de cambio técnico neutral en la rama 3521 (Pinturas, Barnices y Lacas). Considerando estos resultados se presentan las estimaciones de las ramas 3111, 3522 y 3523 con modelización de cambio técnico neutral, en tanto para la rama 3521 se incorpora la posibilidad de la existencia de un sesgo en la utilización de insumos debido al cambio técnico.

Por su parte, si bien no se presentan los resultados se evaluó la existencia de cambio técnico en la Función de Producción de Frontera, ya sea neutral o sesgado simultáneamente, testando la hipótesis de que todos los parámetros correspondientes a la tendencia temporal e interactivos de esta con los insumos sean iguales a cero, rechazándose dicha hipótesis en tanto se superaba en las cuatro ramas el Valor Crítico con cuatro grados de libertad.

También se evaluó si la modelización Translogarítmica era una representación adecuada de la tecnología prevaleciente en cada rama, lo que se realizó contrastando el valor de la función de Máxima Verosimilitud de esa modelización con la Cobb-Douglas mediante el Test de Relación de Máxima Verosimilitud Generalizado. En este caso el valor crítico de σ^2_{10} es 18,3 a 5% de significación, por lo que se rechaza la hipótesis de que la modelización Cobb-Douglas sea más adecuada en los cuatro casos, pues como se observa en la tabla A1 oscilan entre 20,216 y 23,27.

Respecto a los coeficientes asociados a la modelización de la eficiencia técnica se observa que en las dos modelizaciones que consideraremos, es decir cambio técnico neutral en las ramas 3111, 3522 y 3523, y la función Translogarítmica sin restricciones para la rama 3521, tanto los parámetros asociados con las variables que dan cuenta de las características de las empresas como el factor independiente resultan significativos por lo menos al 5%. Ello estaría argumentando que su inclusión es significativa para la modelización. A pesar de que evaluaciones anteriores de las variables no permiten sospechar sobre la existencia de multicolinealidad es adecuado realizar algunas pruebas referidas a los mismos.

El primer test adecuado a la especificación de ineficiencia técnica es evaluar la Hipótesis cero de que no exista ineficiencia en cada una de las ramas industriales, es decir que los parámetros θ sean simultáneamente iguales a cero. Para ello se evalúa la relación entre los valores de las Funciones de Máxima Verosimilitud de aquella incluyendo todos los parámetros con la que no incluye restricciones. En este caso el Valor Crítico de σ^2_6 es 12,6, que como se observa en la tabla A1 es ampliamente superado, por lo que se rechaza la hipótesis de no-existencia de ineficiencia en las cuatro ramas.

El otro aspecto interesante a evaluar es si las cuatro variables consideradas tienen una influencia significativa en el nivel de ineficiencia técnica que presentan las empresas en cada rama industrial. Ello nuevamente se testa mediante la Relación de Máxima Verosimilitud Generalizado, considerando como Hipótesis Cero que los parámetros correspondientes sean simultáneamente iguales a cero. En tanto en los cuatro casos se supera el Valor Crítico σ^2_4 que es 9,49, se rechaza dicha hipótesis.

Otra prueba pertinente en la modelización implementada es evaluar la inexistencia de ineficiencia técnica en cada rama industrial, lo que se realiza también por el test de Relación de Máxima Verosimilitud Generalizado entre la regresión de Mínimos Cuadrados y aquella incorporando la posibilidad de ineficiencia en la modelización. El límite de aceptación de la Hipótesis cero, es decir que no exista ineficiencia, en el caso de cinco grados de libertad de acuerdo a la tabla 1 de Kodde & Palm (1986) es 10,37. Como se observa en la tabla A1 se rechaza la hipótesis de que no exista ineficiencia técnica en las cuatro ramas industriales, dado que esa relación oscila (one-sided error) entre 56,63 y 78,31.

De acuerdo a los resultados obtenidos se puede concluir que la modelización que incluye la ineficiencia técnica es adecuada para las cuatro ramas consideradas. Es más, la inclusión de variables que representan características de las empresas que pueden influir el nivel de eficiencia de las empresas en cada rama se evidencian como significativas. De todas formas debe considerarse

que las variables incluidas no son las únicas posibles de afectar la performance de las empresas, simplemente se evidencia que este set de variables afecta el nivel de eficiencia de las empresas entre otras posibles.

Como se observa en la tabla A1 en las ramas 3111 y 3521 \otimes es igual a 1,0 lo que reafirma el resultado anterior respecto a la existencia de ineficiencia técnica. Debe recordarse que se definió que $\otimes = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$, lo que consecuentemente indicaría que la totalidad de la distancia de las observaciones a la Función de Frontera lo explica la ineficiencia técnica, y por ello se podría utilizar una modelización determinística, la que implica el supuesto de que no existen errores aleatorios. En las otras dos ramas \otimes es igual a 95,14% y 30,53%, lo que si bien confirma la existencia de ineficiencia técnica, señala que existen otros componentes respecto a la distancia de la frontera.

Si se consideran los niveles promedio de eficiencia de las cuatro ramas industriales, se observa que dicho promedio se incrementa al final del período respecto al inicio en dos ramas industriales (3521 (Pinturas, Barnices y Lacas) y 3523 (Artículos de Limpieza y Tocador)) mientras se mantiene muy estable en la 3111 (Matanza y Preparación de Carnes y Aves) y decrece en la 3522 (Productos Farmacéuticos y Medicamentos). En particular en el caso de las ramas en que se incrementa la eficiencia promedio va acompañado de un aumento de la Desviación Standard, lo que estaría indicando que ese desplazamiento no es homogéneo en todas las empresas.

Tabla 1. EFICIENCIA PROMEDIO POR AÑO

	3111		3521		3522		3523	
	Prom. %	Desv. St.						
1988	32.18	0.203	62.93	0.236	78.32	0.098	69.63	0.235
1989	34.44	0.261	64.12	0.258	74.08	0.099	67.32	0.233
1990	16.52	0.149	42.20	0.326	67.14	0.163	65.51	0.235
1991	33.94	0.209	55.80	0.207	74.97	0.122	71.72	0.250
1992	32.93	0.199	65.39	0.254	72.89	0.121	69.74	0.260
1993	32.87	0.211	72.50	0.284	72.80	0.164	69.86	0.279
1994	32.63	0.180	77.09	0.296	67.67	0.242	72.07	0.287

En particular, debe considerarse que ha existido un desplazamiento de la Función de Frontera durante todo el período. En el caso de la rama 3521 ese cambio técnico es ahorrador de mano de obra y utilizador de capital. Por su parte, es de recordar, dado que existió desplazamiento de la Frontera se podría estar frente a un incremento de la eficiencia al considerar cada una de las empresas, pero que no lo hacen a la misma velocidad que se desplaza la Mejor Práctica. Si se considera la performance de las empresas, por ejemplo, en 1990 con la Mejor Práctica en 1988 podría encontrarse un incremento de la eficiencia promedio respecto a ella, en caso de existir cambió técnico en la Frontera, como es el caso presente.

Si se consideran los parámetros de las variables específicas respecto al nivel de eficiencia técnica, se observa que en los cuatro casos son significativos por lo menos al 5%. Si bien los signos que presentan las variables y su significación respecto a la ineficiencia deben considerarse individualmente, no debe olvidarse que son un set que se evaluó en las cuatro ramas, y pueden estar asociados a otras variables omitidas en el mismo. Es más, en trabajos anteriores y pruebas realizadas para éste se evidenció que la combinación no es independiente de la significación de esos parámetros. En particular debe considerarse que sus valores representan el efecto del factor específico a cada empresa sobre el desplazamiento de la distribución pretruncada de u_{it} , cuya

varianza es el producto de $(\otimes.\ast^2)$. En el caso de la rama 3111 sería $(\otimes.\ast^2) = (0,448 \times 1.0) = 0,448$. Para interpretar adecuadamente el valor de estos parámetros debería considerarse las derivadas parciales del predictor de la eficiencia técnica respecto a cada uno de los factores específicos a cada firma.

Como se observa en la tabla 2 la participación de las ventas de la empresa en el total de ventas de productos de la rama contribuirían a reducir la ineficiencia técnica de las empresas. El signo negativo del parámetro debe interpretarse como que cuanto mayor sea la participación de la empresa en las ventas en el mercado local menor es el nivel de ineficiencia. Esta variable puede tener dos lecturas. En la primera se asociaría con el poder de mercado de la empresa, en cuyo caso parecería contradictorio con la interpretación de que su capacidad de fijar precios por su relevancia en el mercado se asociara con mayor eficiencia. Sin embargo, debe considerarse que la rama 3111 es donde se localiza el promedio de participación en las ventas más elevado y se ubica entre 11,5% y 9,8%, dependiendo de los años. En las restantes ramas ese promedio no supera el 5%, independiente de los años. Por esto, si bien podría ser relevante el poder de mercado no se estaría en una situación cercana al monopolio en ninguna de las ramas.

La segunda interpretación se liga a la existencia de escalas mínimas óptimas por lo que una mayor colocación de bienes en el mercado a la empresa le permitiría ubicarse más cerca de la escala técnica óptima, contribuyendo a la reducción de la capacidad ociosa. Esto último parece más adecuado, si se considera que el mercado local es bastante pequeño y por lo general, salvo en el caso de la rama 3522 (Productos Farmacéuticos y Medicamentos) y en menor medida en la 3523 (Artículos de Limpieza y Tocador), no se esperan importantes imperfecciones de mercado.

Tabla 2. INCIDENCIA DE LAS CARACTERÍSTICAS DE LAS EMPRESAS EN EL NIVEL DE INEFICIENCIA

VARIABLES	Rama 3111	Rama 3521	Rama 3522	Rama 3523
PART. EN LAS VENTAS DE LA RAMA	(-)	(-)	(-)	(-)
PROPENSIÓN A EXPORTAR	(+)	(+)	(-)	(+)
EXTRANJERA	(-)	(-)	(-)	(-)
PART. DE IMPORT. EN VENTAS	(-)	(-)	(-)	(-)

La propensión a exportar como se observa en la tabla 2 contribuye negativamente al nivel de eficiencia en tres de las cuatro ramas industriales. Esto podría parecer sorprendente, en tanto se esperaría que en el mercado internacional las empresas por ser tomadoras de precio deberían sentir las presiones internacionales para reducir costos y consecuentemente por una utilización más eficiente de los recursos. Sin embargo, debe considerarse que en el caso de la rama 3111 las razones de competitividad se basan en las ventajas comparativas naturales que el país posee para la producción agropecuaria en esos rubros. Si bien, esta rama tiene una propensión a exportar que oscila entre 28% y 33%, las empresas de la rama no concentran su interés en el proceso industrial, sino que están fuertemente influenciadas por el precio de los insumos para su capacidad de competencia internacional. Consecuentemente la razón de su inserción internacional depende mucho más de esa ventaja natural que la eficiencia tecnológica que alcance en la producción. En particular, esto parece pertinente cuando se considera que dichas ramas exportan principalmente commodities, y consecuentemente los procesos tecnológicos utilizados en el proceso industrial son bastantes conocidos y la capacidad de diferenciar productos depende principalmente de la calidad de los insumos. Además de ello, como se observa en la tabla 4 si se considera el promedio de eficiencia de las empresas exportadoras de la rama 3111, si bien se observa que las exportadoras mantienen un nivel de mayor, excepto en 1990, presentan una tendencia decreciente durante el

período conjuntamente al incremento de la varianza. Es más en 1994 el nivel promedio se ubica por debajo del inicial. Por el contrario, las empresas no-exportadoras presentan una tendencia creciente, con niveles promedios más elevados al final del período. Estos desarrollos explicarían la incidencia negativa de la propensión a exportar en la rama 3111.

Tabla 3. PROMEDIO Y DESVIACIÓN STANDARD POR RAMA INDUSTRIAL. TODO EL PERÍODO 1988-1994

Variables	Rama 3111	Rama 3521	Rama 3522	Rama 3523
Part. En las vtas. de la rama.	3,10 % (0,08 %)	10,78 % (0,54%)	4,94 % (0,12 %)	3,22 % (0,21 %)
Propensión a exportar de la empresa	21,11 % (3,19%)	18,03 % (9,08 %)	2,78 % (1,19 %)	5,67 % (1,25 %)
Part. De Import. En vtas. de la rama	1,69 % (0,33 %)	9,54 % (2,02 %)	29,26 % (2,70 %)	16,08 % (3,52 %)

Respecto a la rama 3521 (Pinturas Barnices y Lacas) es de señalar que reduce la propensión a exportar promedio casi a la tercera parte en el período (tabla 3). El promedio de las exportadoras se ubica por encima de las exportadoras excepto en dos años, pero la varianza de las primeras se incrementa al final del período. Asimismo, las empresas no-exportadoras recuperan el nivel de eficiencia promedio más rápidamente que las otras, sumado a su menor varianza.

En la rama 3522 (Productos Farmacéuticos y Medicamentos) la propensión a exportar es en la única en que presenta signo positivo. Es de notar que la propensión a exportar de esta rama es muy baja, tendiéndose a reducir durante el período. En esta rama se compite principalmente en base a diferenciación de producto y en el mercado local. Sin embargo, la orientación exportadora podría contribuir a una mejor utilización de las economías de escala, lo que explicaría esa incidencia positiva. Asimismo, es de notar que si bien en cinco de los siete años el promedio de eficiencia es mayor en las no-exportadoras, estas presentan una marcada tendencia negativa a partir de 1990.

En la rama 3523 (Artículos de Limpieza y Tocado) la propensión a exportar también evidencia una incidencia negativa respecto a la eficiencia promedio. En este caso, en cinco de los siete años es superior el promedio de las no exportadoras, y más estable, conjuntamente a que se verifica el incremento de la varianza de la eficiencia de las empresas exportadoras al final del período.

TABLA 4. EFICIENCIA PROMEDIO ANUAL DE EMPRESAS EXPORTADORAS Y NO-EXPORTADORAS, EN (%)

	3111		3521		3522		3523	
	Export.	No-Export.	Export.	No-Export.	Export.	No-Export.	Export.	No-Export.
1988	43.16	22.67	57.46	72.04	78.32	78.33	67.12	71.00
1989	42.87	23.20	65.96	58.59	75.16	73.25	71.74	64.23
1990	15.89	17.26	55.58	20.38	68.62	66.25	68.55	63.38
1991	38.67	29.85	61.88	45.66	67.76	80.58	70.50	72.39
1992	38.70	27.15	62.44	70.29	72.65	73.13	67.25	71.96
1993	38.39	27.34	75.70	70.58	68.63	75.89	67.84	71.28
1994	37.96	28.49	78.21	75.97	67.09	68.12	72.03	72.11

Por su parte, la característica de que participe el capital extranjero en la propiedad de la empresa presenta un efecto positivo en el nivel de eficiencia técnica de las empresas, señalando el signo negativo del parámetro que la ineficiencia técnica promedio de esas empresas en el período es menor que en las restantes. Estas empresas, en distintos trabajos sobre el sector industrial uruguayo, han evidenciado un comportamiento distinto al de las nacionales, en particular en aquellas variables que se podrían señalar como indicadores de dinamismo. Tal es el caso de las inversiones y de las actividades de Investigación y Desarrollo y Control de Calidad, en las que superan ampliamente a las de propiedad nacional. Asimismo, se ha señalado que estas empresas generan un efecto de arrastre (“spillover effect”) en las otras empresas (Kokko, Tansini & Zejan, 1996) lo que probablemente en este tipo de análisis sea aún más relevante, en tanto, si bien la Función de Producción de Frontera se ve afectada por el conjunto de las observaciones, aquellas más dinámicas en la incorporación del cambio tecnológico es esperable que tengan una mayor influencia en sus desplazamientos, y en particular sobre su pendiente.

Asimismo, la participación de importaciones en el consumo aparente de bienes de la rama a la que pertenece la empresa tiene un efecto positivo en el nivel de eficiencia de las empresas. En particular debe considerarse que en las cuatro ramas industriales la participación de importaciones se incrementó durante el período. Si bien, en el caso de la rama 3111 ese nivel es muy bajo se expande de 1,5% en 1988 a 2,2% en 1994, mientras en las restantes tres ramas al final del período oscila entre 30% y 22%, en tanto al inicio lo hacía entre 10% y 21%. Es de notar que esta participación creciente se da en un contexto de incremento de las ventas en el mercado local, lo que estaría evidenciando un proceso dinámico, dado que las empresas consideradas expanden más aceleradamente las ventas locales que las destinadas al exterior.

Si bien la participación creciente de las importaciones en el consumo local se puede tomar como indicador de la competencia externa en las distintas ramas, debería incorporarse a ella la oferta volcada por las empresas con participación de capital extranjera en el mercado local. En particular, cuando la reducción de las barreras aduaneras y la creciente colocación de productos de esas empresas en el mercado externo estarían indicando que las mismas deberían ubicarse a niveles de precio similares a los del mercado de destino. Obviamente, estas empresas actúan como mecanismo de transmisión de las señales de los mercados en que participan, dependiendo del nivel local de protección de que gocen.

4. CONCLUSIONES

Las estimaciones de Funciones de Producción Estocástica de Frontera para cuatro ramas industriales (3111 (Matanza y Preparación de Carnes y Aves), 3521 (Pinturas, Barnices y Lacas), 3522 (Productos Farmacéuticos y Medicamentos) y 3523 (Artículos de Limpieza y Tocador) permitió obtener medidas de Eficiencia Técnica para cada empresa en el período 1988-1994. Basándose en las pruebas de Relación de Máxima Verosimilitud Generalizada se rechazó la hipótesis de tecnología Cobb-Douglas en las cuatro ramas consideradas. Asimismo, se rechazó la hipótesis de Cambio Técnico Neutral, excepto para la rama 3521 (Pinturas, Barnices y Lacas). Por ello las funciones de Frontera consideradas son modelizadas con tecnología Translogarítmica incluyendo la restricción de Cambio Técnico Neutral, excepto para la rama 3521 en la que se incorporan parámetros que permiten la posibilidad de sesgo utilizador o ahorrador de uno de los factores considerados en esa rama. El análisis de esos parámetros permite identificar que el sesgo del cambio técnico en esa rama en la Función de Frontera es utilizador de Capital y ahorrador de Mano de Obra.

En la modelización de la Función de Frontera, además de los parámetros correspondientes a la formulación Translogarítmica se incorporó la modelización de efecto de variables específicas correspondientes a la empresa y a la rama para identificar la incidencia de los mismos sobre el nivel de eficiencia de las empresas. De esa forma se evita el desarrollo en dos etapas para evaluar los determinantes de ineficiencia técnica, lo que podría conducir a inconsistencia en la estimación. Es decir en la metodología utilizada se estima por Máxima Verosimilitud los parámetros de la función de Frontera, conjuntamente con aquellos correspondientes a la modelización de cuatro variables en los niveles de eficiencia de las empresas.

Las pruebas realizadas respecto a la existencia de ineficiencia en las ramas industriales confirman que la incorporación de dicha posibilidad aumenta el valor explicativo de la modelización. En primer lugar se testeó la posibilidad de no existencia de ineficiencia técnica en las cuatro ramas, lo que fue rechazado por lo menos al 5% de confianza. Este resultado indica que la estimación de Funciones de Producción en la forma tradicional no es adecuada, dado que al hacerlo por Mínimos Cuadrados se está suponiendo que todas las empresas son eficientes. Por su parte, se evaluó la posibilidad de que los parámetros correspondientes a las variables que se pretende identificar su incidencia sobre el nivel de Eficiencia Técnica fueran simultáneamente iguales a cero. Esta hipótesis también fue rechazada para las cuatro ramas, por lo que se concluye que dichas variables contribuyen a explicar el nivel de ineficiencia técnica de las empresas a nivel de rama industrial.

De acuerdo a los resultados obtenidos se puede concluir que la modelización que incluye la ineficiencia técnica es adecuada para las cuatro ramas consideradas. Es más, la inclusión de variables que representan características de las empresas que pueden influir el nivel de eficiencia de las mismas se evidencian también como significativas. De todas formas debe considerarse que las variables incluidas no son las únicas posibles de afectar la performance de las empresas, simplemente se comprobó que este set de variables afecta el nivel de eficiencia de las empresas entre otras posibles.

Si se consideran los niveles promedio de eficiencia de las cuatro ramas industriales, se observa que dicho promedio se incrementa al final del período en dos ramas industriales (3521 (Pinturas, Barnices y Lacas) y 3523 (Artículos de Limpieza y Tocador)) mientras se mantiene estable en la 3111 (Matanza y Preparación de Carnes y Aves) y decrece en la 3522 (Productos Farmacéuticos y Medicamentos). En particular en el caso de las ramas en que se incrementa la eficiencia promedio va acompañado de un incremento de la Desviación Standard, lo que estaría indicando que ese

desplazamiento no es homogéneo en todas las empresas. Otro aspecto a destacar es que en las cuatro ramas industriales decrece significativamente el promedio de eficiencia en 1990, para luego recuperarse. Esto ya se había constatado en un trabajo previo referido al conjunto del sector industrial, pero en tanto se realizó para muestras transversales para los años 1988, 1990 y 1994 no se podía extraer conclusiones significativas (Tansini & Triunfo, 1998)

Por su parte, se observa que el hecho de que en la propiedad de la empresa participe capital extranjero, así como la participación de importaciones en la rama a la que pertenece inciden positivamente en el incremento de la eficiencia de las empresas en las cuatro ramas industriales. Algo similar ocurre con la participación de la empresa en las ventas de la rama a la que pertenece. Es decir que en las cuatro ramas analizadas se encontró que las empresas con participación de capital extranjero y mayor participación en las ventas del mercado local, presentan niveles de eficiencia promedio más elevados. Ello se incrementa con la participación de importados en el consumo de bienes de la rama industrial a la que pertenece la empresa. Respecto a la participación en las ventas locales, dada la apertura creciente de la economía y los bajos niveles promedio que evidencian las empresas, debería interpretarse que la cercanía a escalas técnicas óptimas sería el factor relevante para incrementar el nivel de eficiencia promedio de las empresas.

Sin embargo, la propensión a exportar de las empresas se evidenció como que tiene efecto negativo en el nivel de eficiencia promedio de las empresas en tres de las cuatro ramas consideradas. En el caso de la rama 3111 (Matanza y Preparación de Carnes y Aves) podría estar ligado al hecho que esas empresas se apoyan principalmente en las ventajas comparativas que el país posee en la producción agropecuaria, lo que reduciría la presión sobre el proceso productivo en cuanto a la reducción de costos. Es más, en este caso si existe diferenciación de producto en el mercado internacional, lo que reduciría aún más la presión competitiva, dependerá en gran medida de la calidad y precio del insumo principal, dado la exportación mayoritaria de “commodities” que realizan las empresas de esta rama. Por su parte, en las ramas 3521 (Pinturas, Barnices y Lacas) y 3523 (Artículos de Limpieza y Tocador) también se registra que la propensión a exportar tiene efecto negativo en el nivel promedio de eficiencia de las empresas. En este caso, debe considerarse que la inserción externa de estas empresas es muy baja y decreciente, así como que en el mercado local es esperable que la competencia se centre en diferenciación de productos. Estos dos elementos podrían estar indicando que se han reducido las presiones competitivas aún en las empresas que anteriormente destinaban una importante proporción de sus productos a la exportación. Es de señalar que en el trabajo anteriormente señalado para todo el sector industrial (Tansini & Triunfo, 1998) de corte transversal, ya se había identificado que las empresas con mayor orientación al mercado internacional se asociaban con niveles promedio de eficiencia menores.

TABLA A1. ESTIMACIONES DE FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN DE FRONTERA ESTOCÁSTICA PARA LAS CUATRO RAMAS INDUSTRIALES

	RAMA 3111			RAMA 3521		
	Translog	Cobb-Douglas	Hicks-Neutral	Translog	Cobb-Douglas	Hicks-Neutral
Intercept	6.302	9.289	7.410	8.351	6.322	9.051
	0.287	0.662	0.102	0.016	0.170	14.772
LnL	2.467	1.287	2.209	0.252	0.438	3.488
	0.148	0.039	0.041	0.121	0.234	5.174
LnK	0.074	0.004	0.040	0.478	0.515	-0.635
	0.031	0.006	0.027	0.041	0.097	3.413
LnL ²	-0.364		-0.320	-0.951		0.257
	0.027		0.072	0.041		0.866
LnK ²	0.017		0.015	-0.161		0.138
	0.002		0.004	0.011		0.393
LnL*lnK	-0.010		-0.009	0.437		-0.259
	0.006		0.006	0.024		0.581
T	0.053	0.046	-0.042	-0.399	-0.057	-0.171
	0.072	0.047	0.089	0.024	0.101	0.407
T ²	0.017		0.008	0.011		0.021
	0.006		0.013	0.000		0.056
LnL*t	-0.020			-0.339		
	0.017			0.012		
LnK*t	-0.005			0.117		
	0.003			0.005		
* ²	0.438	0.427	0.448	2.760	1.615	1.601
	0.062	0.036	0.055	0.222	0.535	2.006
⊗	1.000	0.842	1.000	1.000	1.000	1.000
	0.006	0.154	0.000	0.000	0.000	0.000
Intercept	1.867	1.959	2.050	-1.401	-0.089	0.477
	0.140	0.325	0.143	0.299	0.590	1.068
SHVTAS	-21.944	-4.340	-19.464	-6.386	-1.044	-4.856
	2.772	2.215	2.228	1.121	1.190	10.621
PROPEXP	1.427	2.052	1.450	3.593	1.773	0.904
	0.270	0.211	0.317	1.017	0.822	0.706
EXTRANJERA	-0.878	-1.081	-0.905	-6.030	-2.571	-3.390
	0.372	0.267	0.164	0.778	0.669	2.094
PARIMPORT	-8.761	-34.779	-18.895	-3.512	-0.565	-0.843
	1.325	9.035	2.482	1.116	0.746	2.786
Máxima Verosimilitud	-168.907	-157.269	-169.599	-47,1433	-37.035	-33.626
one-sided	76.968	76.693	78.312	64.410	42.217	56.359
R.M.V	No C. Tecnico	34.253	Se Rechaza		31.396	Se Rechaza
R.M.V	Cobb-Douglas	23.276	Se Rechaza		20.22	Se Rechaza
R.M.V	Hicks-Neutral	1.385	No se Rechaza		27.035	Se Rechaza

TABLA A1. ESTIMACIONES DE FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN DE FRONTERA ESTOCÁSTICAPARA LAS CUATRO RAMAS INDUSTRIALES (cont.)

	RAMA 3522			RAMA 3523		
	Translog	Cobb-Douglas	Hicks-Neutral	Translog	Cobb-Douglas	Hicks-Neutral
Intercept	6.218	11.605	8.327	10.315	8.438	11.405
	0.996	0.295	1.133	1.222	0.967	1.158
lnL	1.210	0.816	1.108	-0.196	0.877	0.019
	0.446	0.061	0.414	0.289	0.177	0.281
lnK	0.334	-0.07	0.102	0.165	0.057	0.071
	0.143	0.011	0.105	0.150	0.086	0.122
lnL ²	0.041		0.022	0.203		0.177
	0.137		0.131	0.040		0.109
lnK ²	0.008		0.012	0.005		0.006
	0.004		0.004	0.004		0.004
lnL*lnK	-0.040		-0.018	-0.027		-0.008
	0.026		0.022	0.038		0.034
t	0.272	0.194	-0.010	0.236	0.139	0.237
	0.214	0.010	0.102	0.127	0.050	0.081
t ²	0.030		0.024	-0.013		-0.016
	0.013		0.012	0.011		0.010
lnL*t	0.028			0.009		
	0.014			0.023		
lnK*t	-0.031			0.005		
	0.013			0.007		
* ²	1.413	0.355	1.561	0.145	0.635	0.155
	0.195	0.074	0.298	0.033	0.565	0.031
⊗	0.945	1.000	0.951	0.273	0.224	0.305
	0.021	0.001	0.014	0.156	0.164	0.173
Intercept	-6.635	0.687	-6.918	1.047	0.428	1.316
	1.690	0.501	3.211	0.271	0.875	0.252
SHVTAS	-11.339	-18.618	-12.053	-6.343	-0.105	-8.211
	2.963	2.578	5.916	2.762	0.999	3.168
PROPEXP	-5.801	-0.432	-5.760	1.701	0.550	1.497
	1.469	1.677	2.721	0.474	1.002	0.449
EXTRANJERA	-1.300	-0.422	-1.273	-1.355	-2.292	-1.290
	0.415	0.187	0.454	0.284	0.474	0.235
PARTIMPORT	-16.877	-4.333	-16.564	-2.451	-0.042	-3.177
	4.396	1.474	8.188	1.282	0.997	1.200
Máxima Verosimilitud	67.4764	57.2989	68.1961	-43,1433	-33.035	-44.626
one-sided R.M.V	76.968	76.693	78.312	64.410	42.217	56.359
	No C. Tecnico	27.452	Se Rechaza		29.453	Se Rechaza
R.M.V	Cobb-Douglas	20.355	Se Rechaza		20.2166	Se Rechaza
R.M.V	Hicks-Neutral	1.439	No se Rechaza		2.9654	No se Rechaza

Bibliografía

Aigner, D.; Lovell, C. & Schmidt (1977) "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models." **Journal of Econometrics**, 6.

Battese & Corra (1977) "Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia." **Australian Journal of Agricultural Economics**, 21.

Battese & Coelli (1993) "A Stochastic Frontier Production Function Incorporating a Model for Technical Inefficiency Effects". Department of Econometrics, University of New England.

Battese & Coelli (1995) "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data". **Empirical Economics**, 20.

Bauer, P. (1990) "Recent Developments in the Econometric Estimation of Frontiers." **Journal of Econometrics**, 46.

Bhagwati, J. (1988) "Export-promoting Trade Strategy: Issues and Evidence." **The World Bank Research Observer**, 1.

Caves, R. (1989) "International Differences in Industrial Organization". In Eds: Schmalensee, R. & Willig, R. **HANDBOOK OF INDUSTRIAL ORGANIZATION**.

Caves, R. & Barton, D. (1990) **EFFICIENCY IN U.S. MANUFACTURING INDUSTRIES**. MIT Press, USA.

Departamento de Economía (1994) **Encuesta sobre Dinamismo Económico e Inserción Internacional 1988-1990** FCS, Montevideo, Uruguay.

Departamento de Economía (1996) **Encuesta sobre Dinamismo Económico e Inserción Internacional 1990-1994** FCS, Montevideo, Uruguay.

Farrell, M. (1957) "The Measurement of Productive Efficiency." **Journal of the Royal Statistical Society**, 120.

Frantz, R. (1988) **X-EFFICIENCY: THEORY, EVIDENCE AND APPLICATIONS**. Kluwer Academic, USA.

Førsund, F., Knox Lovell, C. & Schmidt, P. (1980) "A Survey of Frontier Production Function and of Their Relationship to Efficiency Measurement". **Journal of Econometrics**, 13.

Førsund, F & Hjalmarsson (1987) **ANALYSIS OF INDUSTRIAL STRUCTURE. A PUTTY-CLAY APPROACH**. The Industrial Institute for Economic and Social Research.

Färe, R.; Grosskopf, S. & Lovell, C. (1985) **THE MEASUREMENT OF EFFICIENCY OF PRODUCTION**. Kluwer-Nejhoff, USA.

Harrison, A. (1996) "Openness and growth: A Time- Series, Cross Country Analysis for Developing Countries." **Journal of Development Economics**, 48.

- Jandrow, J.; Knox Lovell, C., Materov, I. & Schmidt, P. (1982) "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function." **Journal of Econometrics**, 19.
- Kodde, D. & Palm, F. (1986) "Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions." **Econometrica**, 54.
- Kokko, A.; Tansini, R. & Zejan, M. (1996) "Local Technological Capability and Productivity Spillovers from FDI in the Uruguayan Manufacturing Sector." **Jornal of Development Studies**, 32.
- Leibenstein, H. (1966) "Allocative Efficiency vs. X-Efficiency." **American Economic Review**, 56.
- Meeusen & van den Broeck (1977) "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error." **International Economic Review**, 18.
- Pack, H. (1988) "Industrialization and Trade." In: **HANDBOOK OF DEVELOPMENT ECONOMICS**, Eds:Chenery, H. & Srinivasan, T., North-Holland, Amsterdam.
- Pitt, M. & Lee, L. (1981) "Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry" *Journal of Development Economics*, 9.
- Rodrik, D (1988a) "Imperfect Competition, Scale Economies and Trade Policy in Developing Countries, Mimeo, Harvard University.
- Rodrik, D (1988b) "Closing the Technology Gap: Does Trade Liberalization Really Help." Mimeo, Harvard University.
- Sterner, T. & Tansini, R. (1994) "Transfer an Adapation of Technology: The Dairy Industry in Sweden and Uruguay." **The Journal of Productivity Analysis**, 5
- Schmidt, P. (1986) "Frontier Production Functions." **Econometric Review**, 4.
- Tybout, J. (1991) "Researching the Trade-Productivity Link." World Bank, Working Paper RPO 674.
- Tansini, R. & Triunfo, P. (1998) "Eficiencia Técnica y Apertura Externa en el Sector Manufacturero Uruguayo." Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Documento de Trabajo No. 4/98, Montevideo, setiembre de 1998.

ÍNDICE

1. Introducción	1
2. El sector manufacturero uruguayo y origen de la información	2
3. Modelización y estimación de la eficiencia técnica	3
3.1 Especificación del modelo y resultados	6
4. Conclusiones	13
Bibliografía	17