

Eficiencia y productividad en la industria manufacturera colombiana 1978-1991*

*Juan Mauricio Ramírez***

I. INTRODUCCION

Este artículo estudia la evolución de la eficiencia técnica en la industria manufacturera colombiana entre 1978 y 1991 y hace un análisis econométrico de sus determinantes enfatizando el rol de variables comerciales, de política económica y de estructura industrial. Con este fin se utiliza información para una muestra de 2344 establecimientos industriales que permanecieron en la industria entre 1974 y 1991 y que representan cerca del 70% de la producción bruta total durante el período.

La sección I presenta el marco teórico de la investigación. La sección II resume los resultados de la estimación de las fronteras de producción y de los niveles de eficiencia técnica. En la sección III se realiza el análisis econométrico de los determi-

nantes de la eficiencia técnica a nivel de establecimiento industrial. La sección IV sintetiza las principales conclusiones.

En conjunto, los resultados empíricos sugieren que la industria incrementó sus niveles de eficiencia en los últimos años de la década de los ochenta, y principios de los noventa. Sin embargo, dichos aumentos en eficiencia y productividad sólo contribuyeron a explicar un 15% del crecimiento anual en la producción industrial del período. De otro lado, se encuentra que los establecimientos industriales más eficientes tenían una mayor proporción de trabajo calificado, y estaban ubicados en sectores de mayor propensión exportadora, y menores restricciones cuantitativas a las importaciones. Sin embargo, la distinción de los establecimientos por sector, tamaño y tipo de industria constituyen, junto con la proporción de trabajo calificado, los principales determinantes de las diferencias en los niveles de eficiencia.

II. EFICIENCIA, PRODUCTIVIDAD Y POLITICA COMERCIAL

Se han utilizado dos aproximaciones principales para analizar el vínculo entre comercio y pro-

* El presente trabajo sintetiza los principales resultados de la investigación "Eficiencia y Cambio Técnico en la Industria Manufacturera Colombiana 1978-1990", presentado a Fonade. Se agradece al DANE la disponibilidad de la información a nivel de firma, y a Luis H. Rodríguez de la Unidad de Estudios Industriales de Planeación Nacional, por la información de precios y comercio exterior. Se agradece también la asistencia de Doris Polanía para la obtención de la información.

** Investigador de Fedesarrollo.

ductividad a nivel microeconómico. La aproximación tradicional basada en la metodología de Solow usa una función de producción promedio para representar la tecnología de una firma típica. Una aproximación diferente es la consideración de heterogeneidad en la productividad y en los patrones de eficiencia entre firmas individuales (Tybout, 1992).

A. Estudios basados en el cálculo residual de la productividad

El análisis empírico tradicional del crecimiento de la productividad total factorial (PTF) está basado en la metodología de Solow para calcular el residuo. Dichas mediciones, sin embargo, son probablemente sesgadas en la medida en que las firmas tengan poder de mercado o existan economías de escala, como lo señala Hall (1989).

Por lo tanto, estudios empíricos acerca del vínculo entre comercio y productividad basados en esta metodología pueden presentar sesgos en sus resultados si las políticas comerciales tienen efectos significativos de escala o de estructura de mercado. Harrison (1990) encuentra para el caso de Costa de Marfil que los estimativos de crecimiento de la productividad son extremadamente sensibles al supuesto de competencia perfecta:

..."Mientras que parece haber una estrecha relación entre reforma comercial y productividad cuando se asume competencia perfecta en los mercados de bienes, dicha relación desaparece casi completamente cuando se introducen markups variables en el tiempo..." (p. 26).

Ramírez (1993a) utiliza información de la industria manufacturera colombiana a nivel de sectores a cuatro dígitos en el período 1979-1989 para estimar el crecimiento de la productividad total factorial incorporando la posibilidad de competencia imperfecta, economías de escala, economías externas, ajustes por utilización de la capaci-

dad y markups variables en el tiempo, siguiendo los desarrollos metodológicos de Hall (1988), Domowitz et. al. (1988), Caballero y Lyons (1990), y Harrison (1990).

La principal conclusión del estudio es que al tomar en cuenta poder de mercado, economías de escala y cambios en la utilización de la capacidad, el crecimiento de la productividad total factorial es significativamente menor al que se obtiene cuando se supone competencia perfecta y rendimientos constantes a escala. Esta sobre-estimación del crecimiento de la productividad es más severa en el caso de los bienes de capital: mientras que el cálculo residual muestra una variación de -0.5%, en la estimación insesgada ésta fue de -2.5%. De similar magnitud son los sesgos en los sectores de maquinaria y equipo (variación de 0.2% frente a (-2.3%).

B. Heterogeneidad en productividad y eficiencia entre firmas

El análisis del efecto del comercio y de las políticas comerciales sobre la productividad al considerar firmas heterogéneas en términos de productividad y eficiencia, constituye una de las áreas más promisorias e inexploradas en la investigación empírica. Las metodologías formalmente más desarrolladas para incorporar la heterogeneidad entre firmas son aquéllas basadas en la estimación de fronteras de producción. Sin embargo, son todavía escasos los estudios empíricos de fronteras de producción orientados al análisis del vínculo entre comercio, eficiencia y productividad. Mientras algunos estudios se han concentrado en la estimación de fronteras de producción para una muestra estable de firmas, otros han explorado el efecto de las políticas comerciales sobre los procesos de entrada y salida de firmas y sobre los cambios sectoriales en eficiencia y productividad.

Una de las principales críticas a las políticas proteccionistas señala que debido a la ausencia de competencia las firmas tienden a ser técnicamente

ineficientes, es decir, producen por debajo del máximo producto que sería posible obtener con los insumos que utilizan. Al mismo tiempo, la excesiva entrada de firmas pequeñas inducida por la protección impondría un tamaño de escala ineficiente.

Políticas de libre comercio y de incremento en la competencia externa generarían ganancias en eficiencia y productividad ligadas a la racionalización de la estructura industrial a través de dos mecanismos básicos (Backinezos, 1991): 1. la mayor competencia colocaría a las firmas más ineficientes por fuera del mercado, y 2. las firmas que permanecieran en el mercado se verían presionadas a ser más eficientes y a expandir la escala de producción para aprovechar economías de escala inexploradas.

Las evidencias empíricas en torno a estos efectos provenientes de estudios que han estimado fronteras de producción no son concluyentes, aunque varias de ellas han corroborado los efectos benéficos de políticas de apertura sobre la productividad y la eficiencia (ver por ejemplo Liu, 1993, para el caso de Chile).

III. FRONTERAS DE PRODUCCION

La ineficiencia técnica es la magnitud en la cual la producción de una empresa está por debajo de la frontera de eficiencia. Esta frontera está determinada por los niveles de producción máximos asociados a diferentes combinaciones de insumos observados en un conjunto de firmas. Se debe enfatizar que dicha frontera de eficiencia está determinada por observaciones de establecimientos industriales reales y no constituye una norma teórica de eficiencia. Puesto que se trata de una medida relativa, el patrón contra el cual se comparan los diferentes establecimientos pertenecientes a una industria, son aquellos establecimientos más eficientes a los cuales se les asigna un grado de ineficiencia igual a cero.

La existencia de ineficiencia técnica refleja conductas empresariales subóptimas en el sentido que

se utiliza una excesiva cantidad de insumos y por lo tanto no se minimizan los costos asociados a la obtención de un nivel dado de producción.

La metodología para la estimación de fronteras de producción que se presenta a continuación sigue básicamente los planteamientos de Schmidt y Sickles (1984), Cornwell, Schmidt y Sickles (1990) y Liu (1993).

A. Modelo básico

Una función de producción Cobb-Douglas con niveles de ineficiencia específicos a cada firma (i) e invariables en el tiempo (t) puede ser expresada como:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + v_{it} - u_i \quad (1)$$

$$u_i \geq 0, \quad i = 1, \dots, N \quad \text{y} \quad t = 1, \dots, T$$

donde y y x representan el producto y los insumos respectivamente (en términos logarítmicos), v es un término de error aleatorio y u es un índice de ineficiencia técnica. La frontera de eficiencia está compuesta por todas aquellas observaciones para las cuales $u_i = 0$.

La disponibilidad de datos de panel (combinación de observaciones transversales con series de tiempo) permite la estimación del modelo anterior sin necesidad de hacer supuestos distributivos restrictivos acerca del término de ineficiencia (u). Tan sólo se requiere suponer que es independiente e idénticamente distribuido con media cero y varianza constante. También se supone que no está correlacionado con las variables independientes en la ecuación, lo que significa que los empresarios no observan ni anticipan los niveles de ineficiencia cuando toman sus decisiones de producción y demanda de insumos (Liu, 1993)¹.

¹ Como se verá a continuación, este supuesto no es necesario si el modelo es de efectos fijos.

La ecuación (1) puede ser transformada en un modelo de panel con intercepto variable (α_i):

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + v_{it} \quad (2)$$

$$\alpha_i = \alpha - u_i$$

La estimación de este modelo depende de que el intercepto α_i , es decir, el término de ineficiencia específico a cada firma, sea tratado como un "efecto fijo" o como un "efecto aleatorio".

1. Modelo de efectos fijos

La primera alternativa es suponer que el término de ineficiencia a nivel de firma tiene las características de un efecto fijo no probabilístico, específico a cada firma, y constante en el tiempo, implicando que "la ineficiencia de hoy se correlaciona con la ineficiencia de ayer o de mañana" (Schmidt, 1985).

En este caso el modelo se estima por mínimos cuadrados con variables dummies (una dummy específica a cada firma). Para la estimación del modelo se aplican mínimos cuadrados a las variables expresadas como desviaciones con respecto a la media en el tiempo para cada establecimiento. Una gran ventaja del estimador de efectos fijos es el ser consistente aún si el efecto fijo α_i está correlacionado con las variables independientes.

Diferencias en los interceptos estimados reflejan diferencias relativas en el grado de eficiencia a nivel de planta. Siguiendo a Liu (1993), la frontera estimada está dada por:

$$\hat{\alpha} = \max [\hat{\alpha}_i] \quad (3)$$

Mientras que los niveles de eficiencia a nivel de planta pueden ser expresados como:

$$\hat{u}_i = \hat{\alpha} - \hat{\alpha}_i \quad (4)$$

2. Modelo de efectos aleatorios

Los índices de eficiencia, que en el modelo anterior son tratados como parámetros fijos, pueden

ser considerados alternativamente como variables aleatorias. En este sentido el conjunto de N firmas utilizadas en la estimación serían consideradas como una muestra aleatoria extraída de un población más grande (Judge et. al., 1982).

La estimación eficiente del modelo con efectos aleatorios utiliza mínimos cuadrados generalizados. A diferencia del modelo de efectos fijos, para que la estimación sea consistente se requiere que el término de ineficiencia y los niveles de insumos no estén correlacionados.

3. Escogencia del modelo

Siguiendo el análisis de Hsiao (1985), se puede afirmar que el modelo de efectos fijos trata de hacer inferencias condicionales, o basadas en las características de la muestra, mientras que el modelo de efectos aleatorios trata de hacer inferencias incondicionales acerca del comportamiento poblacional. Dicha inferencia incondicional es posible porque el modelo de efectos aleatorios establece unos supuestos específicos acerca de la distribución poblacional del término de ineficiencia.

En la medida en que se crea que el término de ineficiencia es aleatorio, es posible ganar eficiencia en la estimación utilizando un modelo de efectos aleatorios. Si de otra parte, el efecto es fijo o si se sospecha que puede existir una correlación entre los niveles de ineficiencia y las variables independientes, es preferible optar por un modelo de efectos fijos.

La escogencia entre un modelo de efectos fijos y un modelo de efectos aleatorios puede ser sometida a una prueba estadística. Hausman (1978) construye un test que permite evaluar económicamente la validez de la hipótesis nula de que el nivel de ineficiencia específico a la firma no está correlacionado con las variables independientes.

B. Estimación de niveles de eficiencia variables en el tiempo

Cuando las firmas son sometidas a variaciones considerables en el entorno macroeconómico y en las condiciones de competencia que enfrentan, es probablemente inapropiado asumir que sus niveles de ineficiencia permanecen inalterados. De aquí la importancia de extender el análisis a los casos en los cuales los niveles de ineficiencia son variables en el tiempo.

Los diferentes estudios empíricos que incorporan esta perspectiva (ver por ejemplo Liu, 1993) se basan en la metodología desarrollada por Cornwell, Schmidt y Sickles (1990). Ellos introducen niveles de ineficiencia variables en el tiempo a través de la incorporación de una función flexible del tiempo en la función de producción con coeficientes que varían entre firmas. La especificación de esta función implica que los niveles de ineficiencia y la productividad total factorial varían en forma diferente para cada firma:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta x_{it} + v_{it} \quad (5)$$

$$\alpha_{it} = \theta_{i1} + \theta_{i2}t + \theta_{i3}t^2$$

La frontera de eficiencia está dada por:

$$\hat{\alpha}_t = \max_j [\hat{\alpha}_{it}] \quad (6)$$

Y la ineficiencia a nivel de firma para cada período es expresada como:

$$\hat{u}_{it} = \hat{\alpha}_t - \hat{\alpha}_{it} \quad (7)$$

Puesto que en la estimación del modelo se incluyen tanto las empresas que están en la frontera como aquellas que están por debajo de la frontera, esta medida de eficiencia promedio toma en cuenta los cambios en el intercepto estimado en ambos tipos de empresas, y por lo tanto es una medida tanto de los desplazamientos de la frontera como de los cambios en eficiencia a nivel de firma.

Nishimizu y Page (1982) sugieren que los desplazamientos de la función de producción en las firmas que están en la frontera constituyen una medida del "cambio tecnológico", mientras que los desplazamientos de la función de producción en las firmas que están por debajo de la frontera constituyen una medida de los "cambios en eficiencia" en tanto se trata de movimientos hacia la frontera de producción (o alejándose de la frontera tecnológica en los casos de incrementos en ineficiencia). La agregación de ambos cambios a nivel sectorial constituye el "crecimiento de la productividad total factorial" o la contribución del residuo al crecimiento.

IV. ESTIMACION DE LOS NIVELES DE EFICIENCIA

A. Estimación de las funciones de producción

En esta sección se presentan los resultados de la estimación de fronteras de producción Cobb-Douglas a nivel de los sectores CIIU a tres dígitos. El modelo estimado supone, tal como se discutió en la sección II, que no todas las firmas son totalmente eficientes y que los grados de ineficiencia (u_i) varían entre ellas:

$$Q_{it} = \alpha + \beta_0 L_{it} + \beta_1 CI_{it} + \beta_2 K_{it} + v_{it} - u_i \quad (8)$$

$$u_i \geq 0, \quad i = 1, \dots, N \quad \text{y} \quad t = 1, \dots, T$$

donde Q es la producción bruta, L es el trabajo medido en unidades de eficiencia, CI es consumo intermedio, K es el stock de capital, y v es un término de error aleatorio. Todas las variables están en logaritmos y son calculadas a nivel de firma. Con el fin de estimar económicamente el modelo, éste se transforma en un modelo de panel con intercepto variable a nivel de cada firma, y se estima como un modelo de efectos fijos (ver sección III. A.).

El modelo se estima para un total de 2344 firmas distribuidas en 27 sectores (excluyendo los sectores de refinerías de petróleo, 353, y de fabricación

de derivados del petróleo, 354), para el período 1978-1991.

Se presume que los niveles de eficiencia son específicos a cada firma y constantes durante todo el período. Este supuesto es parcialmente relajado por medio de la introducción de dummies de tiempo, que permiten que los niveles de eficiencia varíen en el tiempo en forma diferente entre los sectores (a 3 dígitos), aunque no en forma diferente para cada firma al interior de ellos. El supuesto de que todas las plantas siguen una misma trayectoria de crecimiento de la productividad se modifica en la sección siguiente que permite diferentes tasas de crecimiento de la productividad a nivel de establecimiento.

Los resultados de la estimación del modelo se utilizan para probar estadísticamente las siguientes hipótesis:

i. Existen rendimientos constantes a escala:

$$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 = 1$$

ii. Los efectos fijos no son significativos (no existen diferencias significativas en eficiencia y productividad a nivel de firma):

$$\alpha_i = \alpha$$

iii. La estimación de efectos fijos y efectos aleatorios es igual (los niveles de ineficiencia no son observables por los directivos empresariales, y por lo tanto no existe correlación entre los niveles de ineficiencia y la escogencia de insumos). Con el fin de probar esta hipótesis se calcula el Test de Hausman sobre la base de los resultados del modelo de efectos fijos y de la estimación de un modelo de efectos aleatorios.

El cuadro 1 muestra los resultados de la estimación del modelo de efectos fijos con dummies de tiempo que comparan el crecimiento de la productividad en los períodos 1983-1985 y 1986-1991 con respecto al período 1978-1982.

Como se puede ver, los signos obtenidos son correctos y en la mayoría de los casos significativamente diferentes de cero. Las elasticidades empleo-producto varían desde un límite inferior de 0.044 en las industrias básicas de metales no ferrosos (sector 372) hasta uno de 0.514 en la fabricación de objetos de barro, loza y porcelana. Las elasticidades producto-capital van desde 0.014 en la fabricación de productos de caucho (sector 355) hasta 0.249 en la fabricación de vidrio (sector 362) y en metales no ferrosos (372). Las mayores elasticidades producto son las asociadas al consumo intermedio como cabe esperar dada la alta participación del consumo intermedio en el valor del producto en la mayoría de los sectores.

Existen evidencias mixtas de rendimientos no constantes a escala. Nueve sectores presentan rendimientos decrecientes a escala, especialmente significativos en los sectores de bebidas (313), fabricación de productos de caucho (355), y fabricación de equipo profesional y científico (385). Los sectores con evidencias de rendimientos crecientes a escala son fabricación de calzado (324), industrias básicas de hierro y acero (371), fabricación de productos metálicos (381), y fabricación de maquinaria eléctrica (383). Todos los sectores de la industria metalmecánica y de fabricación de maquinaria presentan parámetros de escala estimados mayores a uno, aunque no son siempre significativos.

Por otra parte, en todos los casos se rechaza la hipótesis de que no existe diferencia en los niveles de productividad a nivel de firma. Este importante resultado apoya por lo tanto la hipótesis de que la estructura industrial es heterogénea y evidencia la necesidad de utilizar instrumentos analíticos que tomen explícitamente en cuenta la heterogeneidad industrial, como es el caso de la estimación de fronteras de producción.

Finalmente, para 23 de los 27 sectores se rechaza la hipótesis de que los niveles de ineficiencia no están correlacionados con la escogencia de insumos

Cuadro 1. MODELO DE EFECTOS FIJOS

CIU	Ln(L) b1	Ln(CI) b2	Ln(K) b3	N	Escala	Test F ^a	R ²	Test F ^b	Test de Hausman ^c
311	0.061 *	0.811 *	0.055 *	4847	0.93	55.25 *	0.89	23.62 *	155.56 *
312	0.120 *	0.777 *	0.126 *	1119	1.02	2.60	0.84	26.51 *	12.76 *
313	0.102 *	0.618 *	0.138 *	1164	0.86	12.70 *	0.60	43.42 *	48.21 *
314	0.087	0.813 *	0.135 *	105	1.03	0.60	0.79	42.25 *	8.23
321	0.206 *	0.682 *	0.076 *	2110	0.96	4.81 *	0.86	21.25 *	55.82 *
322	0.278 *	0.504 *	0.136 **	2449	0.92	24.30 *	0.68	16.99 *	199.49 *
323	0.199 *	0.728 *	0.170 *	330	1.10	2.83 **	0.92	9.66 *	11.95 *
324	0.200 *	0.769 *	0.207 *	647	1.18	21.17 *	0.92	27.21 *	39.34 *
331	0.210 *	0.648 *	0.130 *	755	0.99	1.32	0.80	11.67 *	41.44 *
332	0.360 *	0.541 *	0.091 *	679	0.99	0.20	0.77	14.81 *	8.81
341	0.102 *	0.704 *	0.167 *	913	0.97	0.18	0.88	26.62 *	15.32 *
342	0.195 *	0.657 *	0.117 *	1696	0.97	0.01	0.80	18.75 *	34.60 *
351	0.197 *	0.625 *	0.053 *	722	0.88	12.60 *	0.74	25.55 *	19.27 *
352	0.151 *	0.717 *	0.071 *	2132	0.94	20.31 *	0.85	19.58 *	71.87 *
355	0.050 *	0.773 *	0.014	322	0.84	28.60 *	0.81	22.99 *	39.11 *
356	0.139 *	0.745 *	0.061 *	1324	0.95	7.28 *	0.87	41.70 *	4.76
361	0.514 *	0.444 *	0.136	239	1.09	2.64 **	0.82	22.96 *	11.48 *
362	0.243 *	0.480 *	0.249 *	319	0.97	0.35	0.77	57.70 *	14.61 *
369	0.259 *	0.520 *	0.245 *	1686	1.02	1.47	0.70	22.60 *	60.15 *
371	0.277 *	0.634 *	0.227 *	288	1.14	5.20 *	0.91	24.83 *	12.35 *
372	0.044	0.723 *	0.249	221	1.02	0.47	0.82	36.99 *	2.37
381	0.173 *	0.705 *	0.186 *	2825	1.06	5.28 *	0.85	22.92 *	41.55 *
382	0.210 *	0.655 *	0.187 *	1744	1.05	0.41	0.80	32.00 *	12.46 *
383	0.189 *	0.712 *	0.203 *	1166	1.10	15.49 *	0.85	25.04 *	6.43
384	0.188 *	0.708 *	0.107 *	1074	1.00	0.21	0.88	26.32 *	8.08
385	0.256 *	0.529 *	0.088	348	0.87	7.32 *	0.78	23.82 *	17.03 *
390	0.227 *	0.554 *	0.204 *	893	0.99	0.33	0.71	45.48 *	27.87 *

* Se rechaza la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5%.

** Se rechaza la hipótesis nula a un nivel de significancia del 10%.

^a Hipótesis nula: Rendimientos constantes a escala ($b_1+b_2+b_3=1$)

^b Hipótesis nula: No existen efectos fijos ($\alpha=\alpha_i$). Implica que no existen diferencias significativas en los niveles de eficiencia a nivel de firma.

^c Hipotesis Nula: Estimaciones con efectos fijos y con efectos aleatorios son iguales. Implica que no existe correlación entre los niveles de eficiencia y la escogencia de insumos.

Para definición de las variables ver texto.

Fuente: Cálculos del autor.

debido presumiblemente a que ellos no serían observados por los directivos y por lo tanto no podrían ser tomados en cuenta en las decisiones de producción. La existencia de dicha correlación

invalida el uso de modelos de efectos aleatorios. Con base en este resultado se utilizan los resultados del modelo de efectos fijos para el cálculo de los niveles de eficiencia a nivel de firma.

B. Estimación de niveles de eficiencia variables en el tiempo

Para el cálculo de niveles de eficiencia variables se utiliza el modelo presentado en la sección III. B. (ecuaciones 5 a 7), el cual expresa el efecto fijo (es decir, los niveles de eficiencia asociados a cada firma) como una función flexible del tiempo:

$$Q_{it} = \alpha_{it} + \beta_0 L_{it} + \beta_1 Cl_{it} + \beta_2 K_{it} + v_{it} \quad (9)$$

$$\alpha_{it} = \theta_{i1} + \theta_{i2}t + \theta_{i3}t^2$$

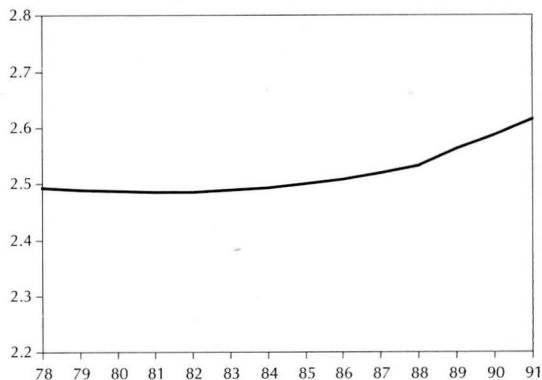
1. Tendencias globales

El gráfico 1 muestra la evolución de la eficiencia técnica promedio para el total de la industria. Los valores representan promedios (ponderados por la participación en la producción) de los índices de eficiencia técnica a nivel de firma. Se observa en particular, una tendencia ascendente de la eficiencia técnica promedio para el conjunto de la industria manufacturera, la cual habría aumentado 5.78% entre 1982 y 1991. Las ganancias de eficiencia se obtuvieron especialmente en los últimos años de la década de los ochenta. Con todo, esta cifra representa un incremento anual de sólo 0.57% por año². Si se toma en cuenta que el crecimiento del producto bruto para las firmas seleccionadas fue de 3.71% por año, se concluye que los incrementos en eficiencia y productividad constituyeron solamente un 15.4% del crecimiento global.

Otra forma de analizar la eficiencia es en términos de la distribución de empresas con respecto a la frontera tecnológica. Esta medida describe en qué

² Esta cifra es comparable con estimaciones del crecimiento de la productividad total factorial de 0.78% en el mismo período (Ramírez, 1993). Esta cifra toma en cuenta sesgos potenciales asociados a la existencia de competencia imperfecta y rendimientos crecientes. Cálculos residuales del crecimiento de la productividad asumiendo competencia perfecta y rendimientos constantes a escala arrojan un crecimiento anual de 1.65% entre 1983 y 1989.

Gráfico 1. EFICIENCIA PROMEDIO (Industria manufacturera)

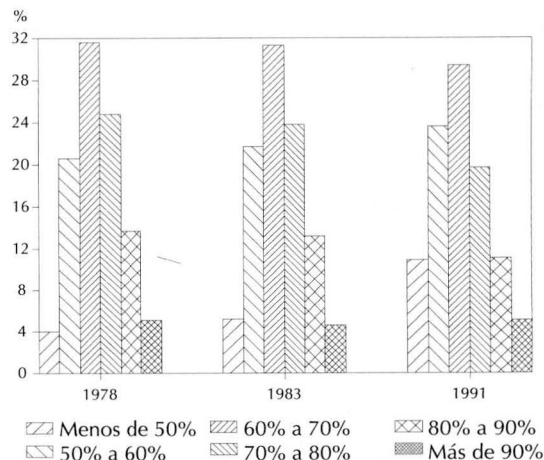


Fuente: Cálculos del autor.

posición relativa se ubica cada empresa en términos de eficiencia con respecto a las más eficientes. El gráfico 2 muestra la distribución de empresas en términos de eficiencia relativa para tres años: 1978, 1983 y 1991.

Cabe destacar el relativo ensanchamiento de la franja de los menos eficientes y la contracción de la participación de las empresas de segmentos más

Gráfico 2. DISTRIBUCION DE EMPRESAS (Niveles de eficiencia relativa)



Fuente: Cálculos del autor.

eficientes, en particular, aquellas que operan con niveles de eficiencia de entre 70% y 90%. Este resultado no significa necesariamente que las empresas sean en promedio más ineficientes sino que aquéllas que están en la frontera se vuelven más eficientes como puede ocurrir en épocas de mayor innovación y crecimiento de la productividad.

2. Eficiencia en empresas eliminadas del mercado

En algunos casos los rezagos en eficiencia con respecto a la frontera coloca a las empresas al borde de su eliminación del mercado. A manera ilustrativa, y sin pretender realizar un análisis exhaustivo de la dinámica de la eficiencia en las empresas eliminadas del mercado, se identificó un grupo de quince empresas que salieron del mercado entre 1987 y 1991. El gráfico 3 muestra que para el conjunto de estas empresas la eficiencia había estado disminuyendo durante los ochenta. El gráfico 4 desglosa esta tendencia en casos ilustrativos de algunas de estas empresas individualmente y sugiere un "umbral de salida del mercado" correspondiente a un nivel de eficiencia entre el 40% y el 50%. En efecto, durante todo el período de análisis para las 2344 empresas, el menor nivel de eficiencia relativa calculado fue de 39.3% en

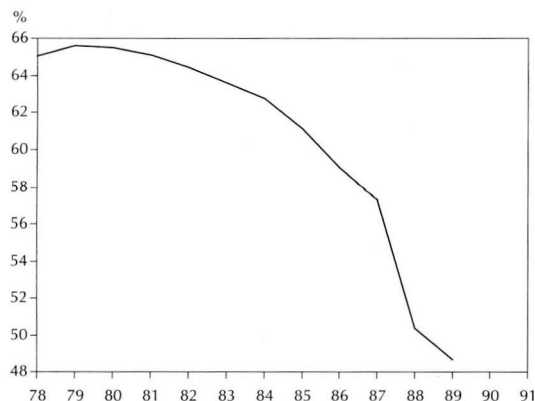
una empresa que salió del mercado en 1987. El gráfico anterior también sugeriría que el mecanismo de selección del mercado actúa con una cierta temporalidad: los más ineficientes tienden a salir primero. Sin embargo, la verificación empírica de estas hipótesis requeriría un estudio dirigido al análisis de los procesos de productividad y eficiencia en las firmas que salen del mercado, lo cual está por fuera de los alcances de este artículo.

3. Eficiencia por tamaño de empresas

La comparación de los niveles de eficiencia técnica promedio por tamaño de empresas (gráficos 5 y 6) permite extraer las siguientes conclusiones:

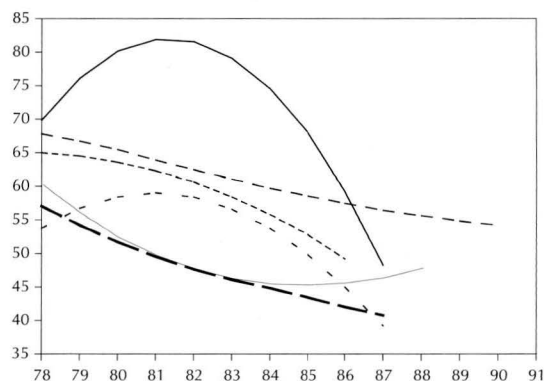
i. Las empresas más eficientes no son las más grandes, sino las de tamaño medio, en particular las que ocupan entre 200 y 500 trabajadores. Durante el período 1978-1991 su eficiencia técnica promedio fue de 3.02, frente a 2.88 de las de más de 800 trabajadores, y 2.87 de las que ocupan entre 500 y 800 trabajadores. Los niveles de eficiencia técnica de las empresas más pequeñas fueron 2.68 (entre 100 y 200 trabajadores), 2.60 (entre 50 y 100 trabajadores), y 2.28 (entre 10 y 50 trabajadores).

Gráfico 3. EFICIENCIA RELATIVA PROMEDIO (Empresas salientes)



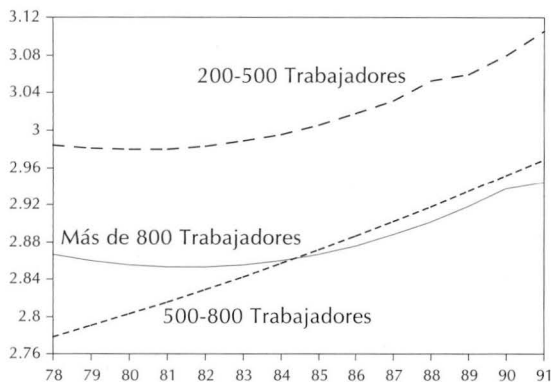
Fuente: Cálculos del autor.

Gráfico 4. EFICIENCIA RELATIVA (Muestra de firmas salientes)



Fuente: Cálculos del autor.

Gráfico 5. EFICIENCIA PROMEDIO POR TAMAÑO (Empresas grandes)



Fuente: Cálculos del autor.

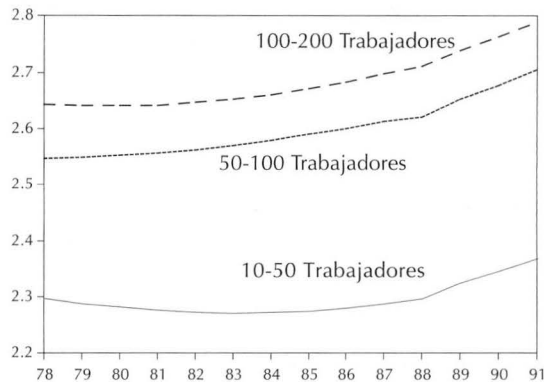
ii. Las empresas que ocupan entre 500 y 800 trabajadores "alcanzaron" a las empresas más grandes (de más de 800 trabajadores) en términos de eficiencia, y luego las superaron desde la segunda mitad de los ochenta. En efecto, dichas empresas tuvieron la tasa más alta de crecimiento de la eficiencia con un 6.9% frente a 2.7% en las empresas de más de 800 trabajadores entre 1978 y 1991.

iii. Entre todos los grupos de empresas, las empresas pequeñas (de 10 a 50 trabajadores) fueron las que se vieron más adversamente afectadas en términos de eficiencia por las condiciones recesivas de principios de los ochenta. Sin embargo, también ha sido rápida su recuperación a partir de 1988.

4. Eficiencia por sectores

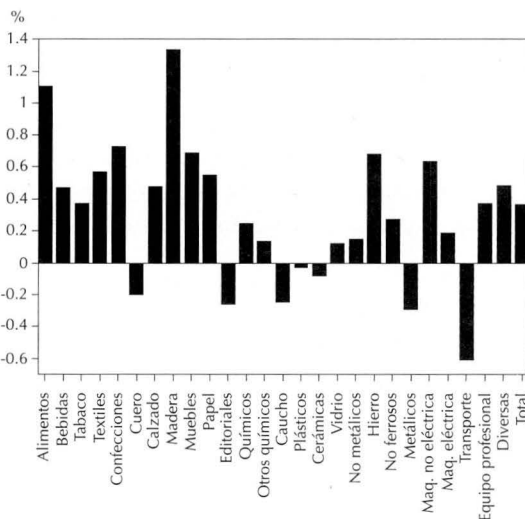
El gráfico 7 muestra la tasa de crecimiento anual promedio de la eficiencia a nivel sectorial en el período 1978-1991. El sector con mayor crecimiento de la eficiencia promedio fue la industria de la madera (CIU 331), con una tasa de crecimiento anual de 1.34%, y luego alimentos (311-312) con 1.10%. El de menor crecimiento fue el

Gráfico 6. EFICIENCIA PROMEDIO POR TAMAÑO (Empresas pequeñas y medianas)



Fuente: Cálculos del autor.

Gráfico 7. CAMBIOS EN EFICIENCIA (Crecimiento anual promedio 1978-1991)



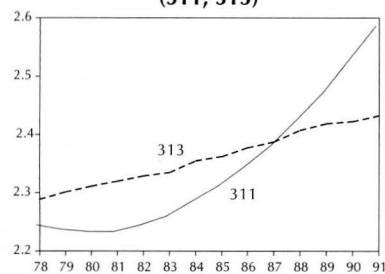
Fuente: Cálculos del autor.

sector productor de equipo y material de transporte (384), con -0.61%.

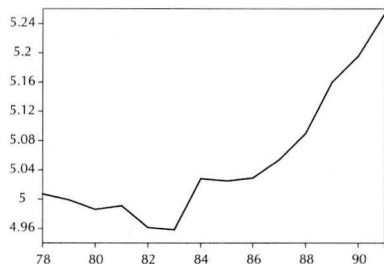
El gráfico 8 muestra que existe una gran diversidad en la evolución del grado de eficiencia promedio durante el período. Sin embargo, hay algunos patrones comunes a un conjunto de sectores:

Gráfico 8. EFICIENCIA PROMEDIO

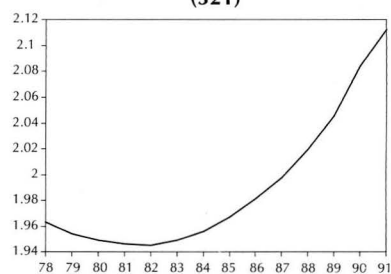
Alimentos y bebidas
(311, 313)



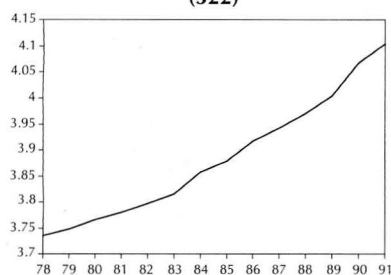
Tabaco
(314)



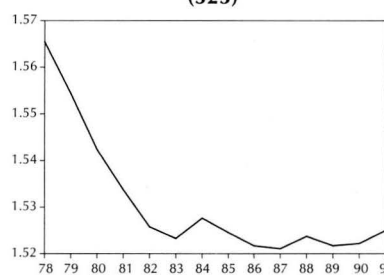
Textiles
(321)



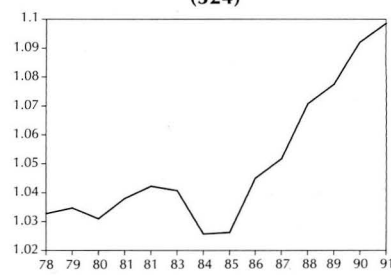
Prendas de vestir
(322)



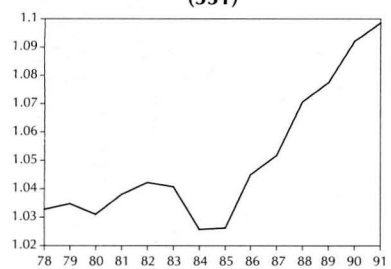
Cuero
(323)



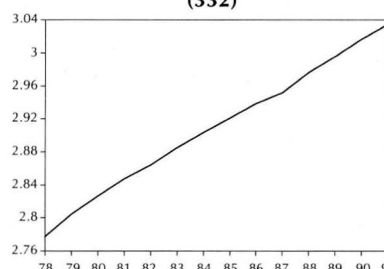
Calzado
(324)



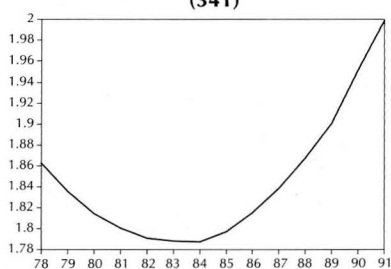
Madera
(331)



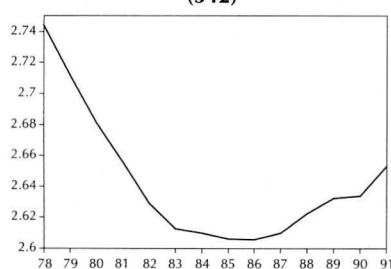
Muebles
(332)



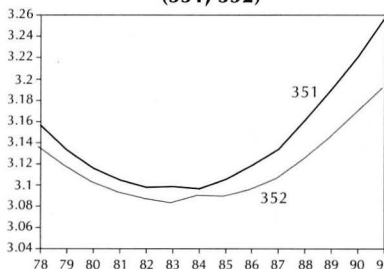
Papel
(341)



Imprentas y editoriales
(342)



Químicos
(351, 352)



Caucho
(355)

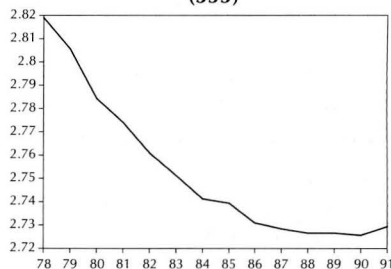
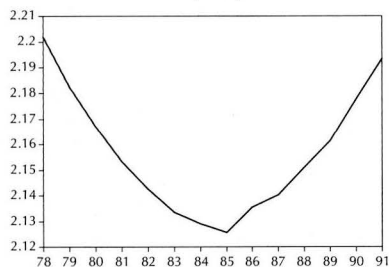
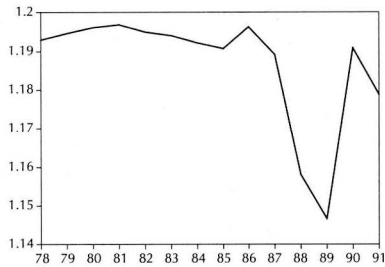


Gráfico 8. EFICIENCIA PROMEDIO

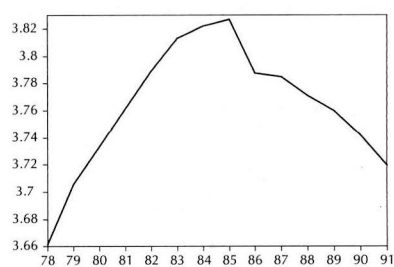
Plásticos
(356)



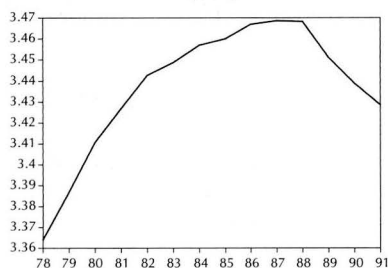
Barro, loza y porcelana
(361)



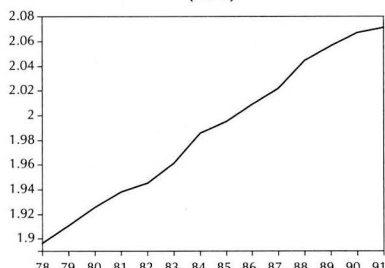
Vidrio
(362)



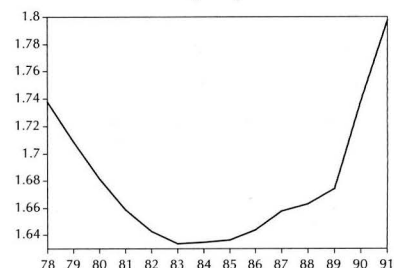
Otros minerales no met.
(369)



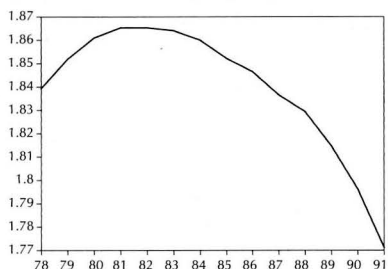
Metalicas básicas
(371)



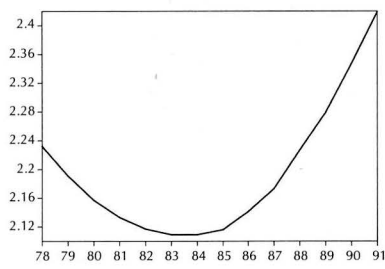
Metales no ferrosos
(372)



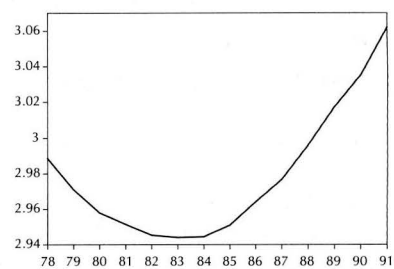
Productos metálicos
(381)



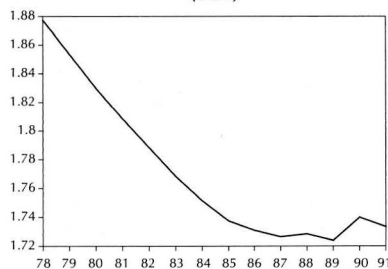
Maquinaria no eléctrica
(382)



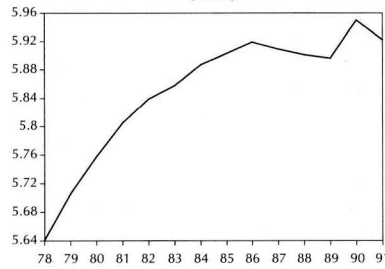
Maquinaria eléctrica
(383)



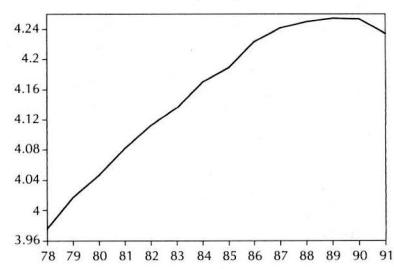
Equipo de transporte
(384)



Equipo profesional
(385)



Manufacturas diversas
(390)



a) Eficiencia en "U":

Se observa una caída en la eficiencia promedio en los primeros años de la década de los ochenta, seguida de una recuperación posterior. Este comportamiento en "U" de la eficiencia es especialmente marcado en papel (341), químicos (351 y 352), plásticos (356), metales no ferrosos (372) y fabricación de maquinaria (382 y 383).

b) Eficiencia en "U Invertida":

Algunos sectores tuvieron una evolución opuesta de la eficiencia promedio. Esta se incrementó durante finales de los setenta y principios de los ochenta, y decreció posteriormente. Este fue el caso de la fabricación de vidrio (362), otros minerales no metálicos (369) y productos metálicos (381).

c) Eficiencia decreciente:

Para varios sectores la tasa de eficiencia promedio disminuyó en forma continua durante el período. El caso más significativo es el de equipo y material de transporte (384) cuyo nivel de eficiencia disminuyó 8.5% entre 1978 y 1989. Los otros casos fueron caucho (355, con una caída de 3.5%) y cuero (323, con una caída de 2.9%).

d) Eficiencia Creciente:

Finalmente, en algunos sectores la tasa de eficiencia relativa creció en forma continua durante todo el período. El caso más sobresaliente es el de la industria de la madera (331), con un crecimiento cercano al 20% entre 1978 y 1991, prendas de vestir (322, con un incremento de 9.3%), y fabricación de muebles (332, con una tasa del 9%); otros sectores con un comportamiento similar son industrias básicas de hierro y acero (371) con un incremento en la eficiencia promedio de 9.2%, manufacturas diversas (395, con una tasa de crecimiento cercana al 7%) y fabricación de equipo profesional (385, con un incremento de 5.3% durante el período).

Una medida de eficiencia relativa es la relación entre el nivel de eficiencia promedio del sector (ponderada por la producción bruta a nivel de firma) y el nivel de eficiencia de las empresas más eficientes del sector en cada período.

En el cuadro 2 se puede observar que a principios de la década de los noventa la eficiencia relativa promedio en 12 (de 27) sectores industriales era inferior al 70% (en relación con los niveles de eficiencia de las firmas ubicadas en la frontera), y en 20 era inferior al 75%. Sólo en dos sectores los niveles de eficiencia promedio eran superiores al 80% (industrias metálicas básicas e industrias del tabaco). Los niveles de eficiencia promedio en relación con la frontera eran particularmente bajos

Cuadro 2. EFICIENCIA RELATIVA PROMEDIO 1990-1991 (%)

SECTOR	CIU	EFICIENCIA
Ind. básicas de hierro y acero	371	86.9
Industrias del tabaco	314	82.1
Industrias del cuero	323	79.1
Maquinaria eléctrica	383	78.0
Sustancias químicas	351	77.2
Muebles	332	76.4
Equipo profesional	385	75.8
Vidrio	362	74.2
Manufacturas diversas	390	73.3
Industrias de la madera	331	73.2
Papel	341	72.9
Productos minerales no metálicos	369	72.2
Otros productos químicos	352	71.8
Productos de caucho	355	71.1
Prendas de vestir	322	70.4
Imprentas y editoriales	342	69.7
Calzado	324	68.4
Industrias de bebidas	313	67.9
Textiles	321	67.8
Otros alimentos	312	67.7
Alimentos	311	67.1
Equipo y material de transporte	384	65.4
Productos plásticos	356	64.2
Objetos de barro, loza y porcelana	361	63.9
Ind. básicas de metales no ferrosos	372	61.9
Maquinaria no eléctrica	382	61.0
Productos metálicos	381	52.5

Fuente: Cálculos del autor.

FEDESARROLLO
Nit. 860.028.669-9

en la fabricación de maquinaria no eléctrica (382, 61%) y de productos metálicos (381, 52%).

Esto sugeriría que en los inicios del proceso de apertura existía un amplio margen para obtener mejoras en productividad y un mayor crecimiento industrial a través de mejoras en eficiencia. En la medida en que el cambio en las condiciones de competencia originadas por las reformas comerciales haya logrado incentivar un mejor uso de las tecnologías existentes e intensificar los procesos de difusión tecnológica y de prácticas tecnológicas óptimas, los incrementos en eficiencia habrían contribuido al buen desempeño del sector industrial.

Sin embargo, se debe tener en cuenta que las ganancias de eficiencia que pudieran estar asociadas a una política de apertura externa es una ganancia en niveles y no en tasas de crecimiento. En efecto, una vez los ajustes de eficiencia tienen lugar (i.e., las firmas se desplazan hacia la frontera y las más ineficientes salen del mercado), las fuentes de crecimiento de la productividad pasan a depender de los procesos de innovación y cambio técnico en la frontera, y de la posible existencia de rendimientos crecientes asociados al capital humano y físico, a la existencia de complementariedades inter-sectoriales, a procesos de aprender-haciendo con efectos de transmisión sobre otras actividades productivas ('spillover effects') y a la especialización en insumos intermedios entre otros³.

V. EFICIENCIA, ESTRUCTURA INDUSTRIAL Y VARIABLES DE POLÍTICA

En esta sección se hace un análisis de los posibles determinantes de las diferencias en eficiencia técnica y de su evolución en el tiempo a nivel de firma. Con este objetivo se definen las siguientes variables explicativas:

³ Estos factores han sido extensamente analizados a nivel teórico (y escasamente a nivel empírico) en la literatura reciente sobre crecimiento endógeno (Ramírez, 1994a).

1. A nivel de firma: Cambios en utilización de la capacidad (aproximados por los cambios en el consumo de energía eléctrica), importancia de los procesos de aprendizaje (aproximados por la tasa de trabajo calificado a no calificado), y antigüedad (año de fundación de la empresa).

2. A nivel sectorial (4 dígitos): estructura industrial (índice Herfindahl de concentración), importancia de las economías externas (utilizando como variable proxy el crecimiento de la producción bruta del sector CIIU a 4 dígitos al cual pertenece la firma).

3. Política comercial y grado de apertura comercial: tasas sectoriales de protección efectiva (a 3 dígitos CIIU para 1979, 1984, 1985 y 1989), un índice sectorial de restricciones cuantitativas a las importaciones (definido como la proporción de posiciones en licencia previa a 3 dígitos CIIU para 1979, 1984, 1985 y 1989, y ajustado para los otros años), orientación exportadora (tasa de exportaciones a producción bruta) y tasa de penetración de importaciones (participación de las importaciones en las ventas domésticas, a 3 dígitos).

4. Variables de clasificación: estas variables (dummies) permiten formular hipótesis y analizar la relación entre la eficiencia y el conjunto de variables explicativas agrupando las firmas por características que pueden ejercer una influencia específica a cada grupo y diferente entre grupos. Entre dichas variables de clasificación se consideran: a) sector CIIU a 3 dígitos al cual pertenece la empresa; b) tamaño de la firma en tres categorías (menor a 200 trabajadores, de 200 a 500, y más de 500 trabajadores); c) industrias tradicionales e industrias de desarrollo tardío.

A. Modelo econométrico

En primer lugar se estima un modelo econométrico por mínimos cuadrados ordinarios con la siguiente estructura:

$$E = \alpha_0 + \alpha_1 LCLNC + \alpha_2 \Delta U + \alpha_3 (X/Q) \quad (10)$$

$$+ \alpha_4 (M/Q) + \alpha_5 CONC + \alpha_6 ERP + \alpha_7 QR$$

$$+ \alpha_8 \Delta Y^* + \alpha_9 AFUND + u$$

donde:

E = Nivel de eficiencia técnica.

$LCLNC$ = Tasa de trabajo calificado a no calificado.

U = Cambios en la utilización de la capacidad.

X/Q = Orientación exportadora (X: exportaciones; Q: producto).

M/Q = Tasa de penetración de importaciones (M: importaciones).

$CONC$ = Índice de concentración de Herfindahl.

ERP = Tasa de protección efectiva.

QR = Índice de restricciones cuantitativas a las importaciones.

Y^* = Proxy de economías externas.

$AFUND$ = Año de fundación de la firma.

Este modelo es estimado para el total de las 2344 firmas entre 1981 y 1989, distinguiendo entre industrias tradicionales e industrias de desarrollo tardío, y por tamaño de empresas (pequeña, mediana y gran industria).

B. Resultados

1. Análisis de regresión

El cuadro 3 muestra los resultados de la estimación del modelo econométrico. Los resultados del modelo que utiliza el total de la muestra sugiere que las firmas más eficientes son las más antiguas, las que tienen mayores tasas de trabajo calificado a no calificado y las que están ubicadas en sectores de mayor propensión exportadora y, paradójicamente, en sectores más concentrados⁴ y con me-

nor presencia de importaciones competitivas. Este último resultado, pareciera tener también relación con el hecho de que son sectores con mayor protección efectiva, pero con una menor presencia de restricciones cuantitativas a las importaciones.

Este resultado ya había sido señalado por Ramírez (1993b) quien encuentra que a diferencia de la protección arancelaria, las restricciones cuantitativas a las importaciones tienen un marcado efecto negativo sobre el crecimiento de la productividad. De esta manera, la preferencia por instrumentos arancelarios como forma de control a las importaciones aparecería corroborada desde el punto de vista de sus efectos sobre la eficiencia.

Finalmente, tanto las economías externas como la utilización de capacidad ejercen un efecto positivo sobre la eficiencia.

Se debe señalar, sin embargo que el conjunto de variables independientes explican una proporción bastante baja de la varianza en los niveles de eficiencia entre firmas (coeficiente de determinación de 0.045). La estimación del modelo por grupos de empresas muestra que el modelo en su conjunto explica una proporción mayor de la variación en los niveles de eficiencia en las industrias de desarrollo tardío (R^2 de 0.21).

Tomando en cuenta las estimaciones que diferencian entre tamaños de empresas o tipo de industria (tradicional o nueva) se deben enfatizar los siguientes resultados:

i. La relación positiva entre eficiencia y propensión exportadora es especialmente significativa en las industrias de desarrollo tardío y en la pequeña (y mediana-pequeña) empresa. Ni en las industrias tradicionales, ni en la gran empresa existen evidencias significativas de dicha relación.

ii. Un resultado de gran interés es que la relación positiva que se encontró entre grado de concentra-

⁴ Un valor más bajo del índice de Herfindahl significa un mayor grado de concentración (con un límite inferior de 1).

Cuadros 3. DETERMINANTES DE LA EFICIENCIA
Variable dependiente: Eficiencia Técnica 1981-1989

	Total		Industrias tradicionales		Industrias tardías		Por tamaño ¹		
						I	II	III	
Constante	3.55	*	2.93	*	4.04	*	4.02	*	3.74 *
t	79.53		46.88		73.19		30.93		24.63
LCLNC	0.14	*	0.08	*	0.13	*	0.12	*	0.16 *
t	14.45		5.61		11.75		4.98		3.93
U	0.03	*	0.03		0.05	*	0.02		0.00
t	2.57		1.53		3.00		0.69		0.03
CONC	-0.00	*	0.03	*	-0.05	*	0.00		0.03 *
t	-3.62		22.14		-35.95		0.98		4.79
Y*	0.09	*	0.14	*	-0.29	*	-0.07		-0.04
t	2.60		3.06		-5.91		-0.57		-0.31
ERP	0.00	*	-0.00		-0.00	*	0.00		-0.00
t	5.84		-0.14		-5.43		0.30		-1.43
QR	-0.22	*	0.26	*	-0.02	*	-0.01		0.15
t	-6.87		5.76		-0.46		-0.10		1.08
X/Q	0.21	*	-0.07		0.23	*	-0.03		-0.07
t	8.71		-1.52		9.21		-0.09		-0.20
M/Q	-0.04	*	-0.18	*	-0.05	*	-0.12		-0.41 *
t	-3.02		-10.28		-3.15		-1.69		-5.36
d(X/Q)	-0.05		-0.03		-0.17	*	0.09		1.49 *
t	-1.06		-0.34		-3.04		0.17		1.91
d(M/Q)	-0.01		0.17	**	-0.12	**	-0.09		0.38
t	-0.22		1.77		-1.72		-0.31		1.03
AFUND	-0.01	*	-0.01	*	-0.01	*	-0.01	*	-0.01 *
t	-22.48		-11.64		-20.87		-7.85		-6.03
R ² Aj.	0.05		0.08		0.21		0.04		0.13

* Coeficiente Significativo al 5%.

** Coeficiente Significativo al 10%

¹ I: Entre 10 y 200 Trabajadores

II: Entre 200 y 500 Trabajadores

III: Más de 500 Trabajadores

Fuente: Cálculos del autor.

ción y eficiencia técnica para el total de la muestra esconde en realidad una relación mucho más compleja: el grado de concentración tiene un efecto negativo muy significativo sobre la eficiencia en las industrias tradicionales, pero también un efecto positivo muy significativo sobre la eficiencia en las industrias de desarrollo tardío.

iii. En ningún caso, la tasa de importaciones aparece positivamente relacionada con los niveles de

eficiencia, y en cambio dicha relación es significativamente negativa en la gran empresa y tanto en industrias tradicionales como en industrias tardías.

2. Análisis de varianza

El modelo utilizado para el análisis de varianza generaliza el modelo de regresión de la sección anterior, para tomar en cuenta, conjuntamente

con las variables explicativas, el efecto de las diferentes variables de clasificación que se definieron previamente: a) sector CIIU a 3 dígitos, b) tamaño de las firmas (especificada en seis niveles), c) industrias tradicionales y de desarrollo tardío, y d) dummies de tiempo que recogen el impacto de shocks macroeconómicos comunes a los sectores industriales.

El cuadro 4 muestra el incremento en la suma de los cuadrados para el modelo en la medida en que cada variable es adicionada. Se puede ver que el modelo global explica el 88.6% de las variaciones en los niveles de eficiencia técnica a nivel de firma.

En orden de importancia las variables que en mayor grado explican las variaciones en eficiencia relativa a nivel de firma son: a) la dummy específica a cada sector (CIIU3), b) la dummy por tamaño

de empresas (DSIZE), c) la tasa de trabajo calificado a no calificado (LCLNC), d) el año de fundación de la firma (AFUND), e) la dummy de tiempo (TIME), y f) la dummy que distingue entre industrias tradicionales y tardías (COMPID).

VI. CONCLUSIONES

Las estimaciones del estudio muestran que la industria manufacturera colombiana era, en promedio, más eficiente a principios de la década de los noventa que diez años antes. Sin embargo, dichos incrementos en eficiencia sólo explican un 15% del crecimiento industrial del período.

En los inicios del proceso de apertura, el nivel de eficiencia promedio con respecto a los establecimientos más eficientes, era inferior al 70% en la mitad de los sectores industriales. Esto sugiere que en ese momento existía una fuente importante de

Cuadro 4. ANALISIS DE VARIANZA

Eficiencia técnica

Fuente de Variación	D.F.	Suma de los Cuadrados	
Modelo	52	16930.80	
Error	20686	2182.80	
Total	20738	19113.60	
R ²	0.8858		

Variables	Suma de los Cuadrados	Valor F	Signif.
CIIU3	14870.71	5420.24 *	0.0001
DSIZE	1971.48	3736.66 *	0.0001
COMPID	15.62	148.01 *	0.0001
TIME	16.12	19.09 *	0.0001
LCLNC	24.96	236.49 *	0.0001
U	1.58	14.97 *	0.0001
CON	0.85	8.01 *	0.0047
Y*	0.04	0.36	0.5480
ERP	4.45	42.12 *	0.0001
QR	3.66	34.64 *	0.0001
X/Q	1.88	17.85 *	0.0001
M/Q	1.76	16.68 *	0.0001
d(X/Q)	0.37	3.50 **	0.0613
d(M/Q)	0.13	1.27	0.2592
AFUND	16.42	155.58 *	0.0001

* Significancia al 5%.

** Significancia al 10%.

Fuente: Cálculos del autor.

crecimiento sectorial potencial que pudo haber sido aprovechada en la medida en que las reformas comerciales hayan incentivado un mejor uso de las tecnologías existentes e intensificado los procesos de difusión de prácticas tecnológicas óptimas a nivel de las firmas.

El estudio encuentra evidencias de una relación positiva entre eficiencia y propensión exportadora en las industrias de desarrollo tardío y en la pequeña y mediana empresa. Por el contrario, no se encuentra ningún vínculo significativo entre eficiencia y tasa de importaciones. Sin embargo, este último resultado puede estar afectado por una medición inadecuada de la presencia de importaciones competitivas ya que sólo se dispone de información de importaciones a tres dígitos de desagregación.

En conjunto, los anteriores resultados muestran las posibilidades de un análisis que toma en cuenta la heterogeneidad de la estructura industrial entre firmas. Dicha heterogeneidad sugiere que el análisis de los cambios en productividad a nivel de los sectores industriales debe tomar en cuenta los siguientes elementos:

i. Cambios en productividad y eficiencia de las firmas establecidas.

ii. Reasignación de la producción sectorial entre empresas de diferente productividad y eficiencia (efectos de tamaño de planta).

iii. Cambios en productividad sectorial inducidos por los procesos de entrada y salida de firmas.

En esta investigación se analizaron los aspectos i. y ii., y se ilustró el caso iii. para algunas firmas. Investigaciones futuras basadas en el análisis de la eficiencia y la productividad en las firmas que entran y salen del mercado, constituirían un paso fundamental para entender la forma como se determinan los cambios en la productividad sectorial y global en la industria colombiana, y la importancia relativa de cada uno de los anteriores factores en dicho proceso.

Finalmente, la aplicación de una metodología similar a la que se utilizó en esta investigación para analizar los cambios en eficiencia y productividad que han tenido lugar después de la apertura económica, constituye una oportunidad única para evaluar los efectos de una reforma comercial de los alcances de la implementada en Colombia. La restricción es el número insuficiente de observaciones que tenemos. Una vez se tenga información que cubra tres o cuatro años después de la implementación de la apertura, se podrán establecer resultados con suficiente precisión.

ANEXO

PRINCIPALES ASPECTOS METODOLOGICOS¹

Para el presente estudio se utilizó información para una muestra de 2574 establecimientos industriales. Estos establecimientos corresponden a aquellas firmas de la Encuesta Anual Manufacturera del DANE que permanecieron en la industria entre 1974 y 1987. Se excluyen por lo tanto todas las firmas que entraron y salieron durante el período. Esta base de datos, que había sido previamente utilizada por Juan José Echavarría (1990), fue expandida hasta 1991 excluyendo aquellas firmas que salieron del mercado entre 1988 y 1991.

La producción es medida como la producción bruta deflactada por el índice de precios al por mayor a 3 dígitos CIU. El consumo intermedio es deflactado por un procedimiento basado en las cuentas insumo-producto.

El empleo es medido en unidades de eficiencia para tomar en cuenta efectos asociados a la composición heterogénea de la mano de obra en el sector industrial y los profundos cambios que tuvieron lugar en el mercado laboral durante los ochenta. El empleo en unidades de eficiencia es expresado como (Tybout y Westbrook, 1993):

$L = LNC / (1 + WC / WNC)$ donde:

LNC = Empleo no calificado

WNC = Remuneraciones al empleo no calificado

WC = Remuneraciones al empleo calificado

La estimación del stock de capital a nivel de firma se hizo por el método del inventario perpetuo, suponiendo un esquema de depreciación no lineal, en donde la mayor parte de la depreciación ocurre al final del tiempo de vida útil de los activos. Así mismo, se permite que el tiempo de vida útil de la maquinaria y equipo y del equipo de transporte se comporte como una variable aleatoria que refleja diferencias en la calidad y mantenimiento de los equipos.

Las estimaciones muestran que el crecimiento del stock de capital fue significativamente mayor en la segunda mitad de los setenta (5%) que en la década de los ochenta (apenas mayor al 2%). Estos resultados contradicen las conclusiones del estudio de Echavarría (1990) que sugieren que la industria invirtió masivamente durante la década de los ochenta y en mayor proporción que durante los setenta. Este resultado, que ya había sido cuestionado por Bonilla (1992, p.325 y ss.), fue erróneamente atribuido por ambos autores al hecho de que el estudio de Echavarría utilizaba una muestra de 2574 firmas que permanecieron en la industria entre 1974 y 1987, y que por lo tanto dejaba de lado el efecto de las empresas que entraron y salieron durante el período.

Los resultados del presente trabajo muestran que esta explicación no es correcta. Utilizando básicamente la misma muestra de firmas que en el estudio de Echavarría, las estimaciones del crecimiento del stock de capital presentan tendencias similares (aunque con tasas de crecimiento algo inferiores) a las encontradas por Bonilla.

Finalmente, se aplicaron una serie de criterios sugeridos por Tybout y Westbrook (1993) con el fin de eliminar aquellas observaciones que mostraran evidencias de errores de medición. Los criterios de selección fueron los siguientes:

- i. El valor de la producción bruta y de los insumos debe ser mayor que cero.
- ii. Se excluyen las observaciones que presentan una producción bruta por trabajador menor a 1/20 o 20 veces mayor que el promedio para la industria (a 4 dígitos).
- iii. Se excluyen las observaciones con tasas de crecimiento anual de la producción bruta por trabajador mayor al 300%.

¹ Una explicación detallada de los diferentes procedimientos metodológicos se encuentra en Ramírez (1994b).

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Backenezos, C. (1991), "The Effects of Trade Liberalization on Sectorial Productivity in Colombian Manufacturing", Ph.D. Dissertation, Penn State University.
- Bonilla, M. G. (1992), "Tendencias de la Productividad en la Industria Manufacturera Colombiana (1974-1989)", en Luis Jorge Garay (ed.) *Estrategia Industrial e Inserción Internacional*, Fescol, 1992.
- Caballero, R. y R. Lyons (1990), "Internal versus External Economies in European Industry", *European Economic Review*, Vol. 3, No. 4, junio.
- Cornwell, C., P. Schmidt y R. Sickles (1990), "Production Frontiers With Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels", *Journal of Econometrics*, Vol. 46, octubre-noviembre.
- Domowitz, I., R.G. Hubbard y B. Peterson (1988), "Market Structure and Cyclical Fluctuations in U.S. Manufacturing", *Review of Economics and Statistics*, febrero.
- Echavarría, J. J. (1990), "Cambio Técnico, Inversión y Reestructuración Industrial en Colombia", *Coyuntura Económica*, junio.
- Hall, R. (1988), "The relation between Price and Marginal Cost in U.S. Industry", *Journal of Political Economy*, 96, octubre.
- Hall, R. (1989), "Invariance Properties of Solow's Productivity Residuals", *Working Paper Series* No. 3034, NBER.
- Harrison, A. (1990), "Productivity, Imperfect Competition and Trade Liberalization in Côte d'Ivoire", *Working Papers*, WPS 451, Country Economics Department, The World Bank.
- Hsiao, Ch. (1985), "Benefits and Limitations of Panel Data", *Econometric Reviews*, 4(1).
- Hausman, J. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometría*, 46, noviembre.
- Liu, L. (1993), "Entry-Exit, Learning and Productivity Change: Evidence from Chile", *Journal of Development Economics*, 42.
- Nishimizu, M. y J. M. Page (1982), "Total Factor Productivity Growth, Technological Progress and Technical Efficiency Change: Dimensions of Productivity Change in Yugoslavia, 1965-78", *The Economic Journal*, 92.
- Ramírez, J. M. (1993a), "Poder de Mercado, Economías de Escala y Crecimiento de la Productividad en la Industria Manufacturera Colombiana 1979-1989", *Mimeo*, Informe de Investigación presentado a Fonade, Fedesarrollo, julio.
- Ramírez, J. M. (1993b), "Determinantes del Crecimiento de la Productividad en la Industria Manufacturera Colombiana 1978-1989", *Mimeo*, Informe de Investigación presentado a Fonade, Fedesarrollo, octubre.
- Ramírez, J. M. (1994a), "Complementariedades Intersectoriales, Política Industrial y Crecimiento de la Productividad Industrial en Colombia 1978-1989", *Mimeo*, Informe presentado al Instituto de Políticas del Desarrollo, Universidad Javeriana, abril.
- Ramírez, J. M. (1994b), "Eficiencia y Cambio Técnico en la Industria Manufacturera Colombiana 1978-1991", *Mimeo*, Informe de Investigación presentado a Fonade, Fedesarrollo, Diciembre.
- Schmidt, P. (1985), "Frontier Production Functions", *Econometric Reviews*, 4(2).
- Schmidt, P. y R. Sickles (1984), "Production Frontiers and Panel Data", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2.
- Tybout, J. R. (1992), "Linking Trade and Productivity: New Research Directions", *World Bank Economic Review*, Vol. 6, No.2.
- Tybout, J. y M. D. Westbrook (1993), "Trade Liberalization and the Dimensions of Efficiency Change in Mexican Manufacturing Industries", *Working Paper*, Department of Economics, Georgetown University, Abril.