



Desarrollo y Sociedad

ISSN: 0120-3584

revistadesarrolloy sociedad@uniandes.edu.co

Universidad de Los Andes

Colombia

Barrera Rey, Fernando

Competencia y desempeño: Evidencia de la gran empresa manufacturera colombiana 1982-1995

Desarrollo y Sociedad, núm. 45, marzo, 2000, pp. 31-63

Universidad de Los Andes

Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=169118245002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Competencia y desempeño: Evidencia de la gran empresa manufacturera colombiana, 1982-1995*

Fernando Barrera Rey**

Resumen

La creencia de que la competencia es deseable es una de las más asentadas en el público y las autoridades en general. La ciencia económica es más escéptica y este documento muestra una de las razones teóricas de este escepticismo. De manera particular, se encuentra que las pendientes de las funciones de reacción y la fuerza relativa del efecto procompetitivo vs. el efecto contraccionista asociados con aumentos en la competencia son la fuente de esta ambigüedad. Esto reviste el análisis empírico de una gran importancia, siempre y cuando los problemas fundamentales de endogeneidad y de estimación de funciones de producción en análisis de esa naturaleza sean corregidos. Este documento explora empírica y teóricamente los efectos que tiene la competencia interna y externa sobre el desempeño de las empresas y aplica el modelo a la experiencia de firmas grandes en el sector manufacturero en Colombia en el período 1982-1995. Usando el estimador GMM de Arellano y Bond (1991) se encuentra que la competencia afecta el umbral de eficiencia pero no afecta el cambio en la productividad.

* Durante una parte importante de este trabajo, el autor estuvo asociado al CEDE donde gozó de un ambiente propicio para la investigación y del beneficio de interesantes discusiones con sus colegas. El trabajo fue posible gracias a la financiación de la Fundación para las Investigaciones del Banco de la República. Maurice Kugler fue el enlace con el DANE para poder correr los archivos de manejo de base de datos y econométricos. A él le agradece sus comentarios y diligencia. Tuvo además la suerte de contar con la asistencia de investigación de Paula Jaramillo, comentarios de colegas en el CEDE, sugerencias de tres *referees* anónimos del Banco de la República y uno de la revista *Desarrollo y Sociedad*. Sin embargo, el autor es el único responsable de los errores y omisiones del artículo.

** Actualmente el autor es miembro de la Comisión de Regulación de Energía y Gas, CREG, Bogotá, Colombia. fbarrera@creg.gov.co.

Introducción

Por lo general, existe entre el público y las autoridades responsables de la política económica la creencia de que la competencia siempre es benéfica. Sin entrar a cuestionar los orígenes de esta creencia, la evidencia teórica y empírica producida por su disciplina muestra que los economistas debieran ser un poco más escépticos. Uno de los postulados más famosos de la teoría económica, el primer teorema de la economía del bienestar, afirma que, bajo ciertas condiciones muy estrictas, una economía competitiva genera una asignación de recursos eficientes en el sentido de Pareto. De otro lado, debido quizá a la conexión que se hace con el modelo de evolución de Darwin, el público considera que la supervivencia de los más capaces, que se supone es el efecto primordial de la competencia, es muy descable. Entre los efectos descables de la competencia se cuentan: reducción en los costos de la producción, reducción del “ocio” (falta de esfuerzo) económico, mejores incentivos para la organización de la producción, estímulos para la innovación, etc. En general, la competencia, se cree, está estrechamente ligada a la reducción del desperdicio.

Para ver esto, podemos limitarnos a uno de los casos más estudiados: las barreras al comercio internacional. Cuando los economistas defienden el libre cambio, esto se debe a la observación que los aranceles y las restricciones cuantitativas llevan a una asignación ineficiente de recursos. Sin embargo, estos poderosos teoremas del comercio internacional se refieren a la asignación intersectorial de recursos y no a la asignación de recursos entre empresas ni tampoco dentro de la empresa. En términos económicos se refieren a la eficiencia *asignativa* pero no a la eficiencia *técnica*¹.

Desde el punto de vista empírico, existen varios resultados que muestran cómo uno de los efectos inmediatos de la desregulación es el aumento en la productividad². Otros estudios encuentran que las empresas tien-

¹ Los resultados de estudios empíricos que buscan cuantificar las pérdidas de asignación por restricciones al comercio internacional han arrojado valores muy pequeños.

² Caves y Barton (1990) también han mostrado cómo la eficiencia técnica de las empresas decae como consecuencia de una reducción en el grado de competencia.

den a descansar en sus laureles una vez han asegurado cierto tipo de ventaja sobre sus competidores. Otra forma de decirlo es que una de las grandes ventajas de poseer un monopolio es el poder gozar de una vida tranquila.

Para el caso colombiano hay varios estudios que intentan ligar la competencia y la eficiencia. La mayoría de ellos analiza los efectos que conlleva la reducción de barreras al comercio; podemos destacar los trabajos de Echavarría (1990), Roberts (1989) y Barrera (1994, capítulo 3). Los tres trabajos tienen en común el período analizado (las reformas arancelarias de Pastrana a Betancur) y la metodología de crecimiento en la productividad total de los factores (CPTF). A pesar de que el ejercicio histórico tiene gran validez, la metodología adolece de muchos problemas. Los supuestos usados para construir una medida de CPTF son muy estrictos y las variables son derivadas de simples identidades y no de un proceso econométrico. Mi propio trabajo de derivación econométrica de una medida de eficiencia (Barrera, 1994, capítulo 4), no sólo no analiza las reformas comerciales más recientes, sino que se concentra en efectos estáticos y no analiza cambios en la productividad que son muy relevantes.

La mayoría de estos estudios han sido enfáticos en decir que el pobre desempeño de la productividad en Colombia durante los años ochenta era el reflejo de las políticas de restricción a la competencia. El Banco Mundial (1988) consideraba, por ejemplo, que el crecimiento en Colombia era intensivo en el uso de factores e insumos pero que el crecimiento en la productividad era casi nulo. Las políticas seguidas hasta ese momento habían tomado la forma de restricciones a las importaciones, pero otro efecto había sido un incremento en la concentración en los sectores productivos. Las reformas de finales de la administración Barco, consolidadas durante la administración Gaviria, buscaron aumentar la productividad en el uso de los factores atacando lo que se creía eran las causas de su bajo incremento. Las reformas de la administración Gaviria fueron bastante extensas y llevaron la estructura de protección a niveles de liberalidad no vistos en Colombia desde la posguerra.

Las políticas recientes han sido estudiadas por varios investigadores, pero el problema principal es que todos los análisis son a nivel sectorial, con lo que en este momento no se tiene una respuesta clara sobre la efectivi-

dad de las medidas. El objetivo de este trabajo es, sin embargo, más estructural que analizar las reformas: se pretende estudiar el impacto de la competencia sobre el desempeño de las empresas. Esto no significa que no se puedan sacar ciertas conclusiones respecto al impacto de las medidas, pero la muestra de empresas es muy pequeña para lograr dar una evaluación pormenorizada del efecto de las reformas. Un aporte general de la investigación está en ligar un modelo teórico general en la tradición de la economía industrial con una estimación empírica que corrige la mayoría de problemas que existen en los modelos de desempeño usados en organización industrial. El modelo teórico que presentamos en este informe corrobora que, dado que la teoría produce cierta ambigüedad con respecto al efecto que la competencia puede tener sobre el desempeño, estos modelos deben complementarse con uno empírico. El modelo econométrico pretende despejar algunos de estos interrogantes.

El contenido del documento es el siguiente. En la primera parte se presenta el modelo teórico de efectos que tiene la competencia sobre los incentivos para mejorar la productividad de la firma. La segunda explica el modelo empírico a la luz de otros modelos en la literatura y deriva de manera somera la forma reducida del modelo. La tercera parte presenta los resultados de los modelos alternativos. La cuarta ofrece las conclusiones.

1. Modelo teórico

Existen diversos modelos teóricos que han tratado de ligar el desempeño de las empresas a la competencia. El punto de partida es entender que la competencia es importante sólo si existen diferencias entre empresas ya que de otra manera las tasas de crecimiento deberían ser iguales o cambiar una empresa por otra no mejoraría en nada el bienestar. Los modelos de comercio internacional dan las bases principales: en los modelos estilo Ricardo los efectos benéficos de mayor competencia se traducían en la contracción de sectores donde no existía ventaja comparativa, poder producir lo mismo a menor precio, y en el aumento en el consumo. No existen para Ricardo argumentos intrasectoriales y para estos casos el argumento de Adam Smith es más apropiado. Smith afirma que el tamaño del mercado es el determinante de la división del trabajo y, por tanto,

de la productividad; esto ha llevado a afirmar, y a comprobar teóricamente a varios autores que los beneficios derivados de los retornos a escala de las empresas y los sectores constituyen otra de las ventajas de la liberación. La idea es que, si los retornos a escala son importantes, la protección genera excesiva entrada o al menos productores ineficientes, con el resultado de que la mayoría de empresas no alcanza su escala mínima eficiente. Ciertas empresas pueden producir a menores costos unitarios, en otras palabras, el costo promedio de la industria se reduce una vez el mercado se contrae. Este efecto ha resultado ser una de las fuentes de ganancias más importante en los modelos de equilibrio general computable con competencia imperfecta (véase Richardson, 1989). El problema es que ni retornos crecientes a escala, ni entrada o permanencia de eficiencias diferenciales son consistentes con competencia perfecta. Con la introducción de retornos a escala se evidencian las ganancias del libre comercio, pero se generan nuevas fuentes de ambigüedad propias de la competencia imperfecta.

El modelo que aquí se presenta es uno de oligopolio con variaciones conjeturadas, bienes homogéneos y asimetrías en los costos. El modelo es en esencia de duopolio, aunque pueden hacerse algunas generalizaciones a oligopolio. La función de demanda inversa del modelo es $p(Q, \alpha)$, donde Q es el producto de la industria y α es un *shock* de demanda que en nuestro ejemplo se asimila a un cambio en la competencia.

Existen diversas formas de modelar competencia. Los modelos de equilibrio general determinan que un equilibrio competitivo constituye un óptimo de Pareto en el que competencia es convertirse en un tomador de precios. Utilizar esto como definición de competencia implica dos extremos: en uno ser monopolio, y en el otro, no poder fijar precios sin que importen las circunstancias; dos modelos muy sencillos de tratar. El problema se presenta con las soluciones intermedias; se sabe que Cournot está a medio camino entre monopolio y competencia perfecta, pero hablar de aumentos en la competencia puede ser a través de un número mayor de empresas o modelando mayor agresividad. La ventaja del enfoque que aquí usamos es que estos dos efectos pueden ser capturados por medio del *shock* en demanda que aquí definimos.

La función de costos de la firma en particular es $c^i(q^i, e^i)$, donde el superíndice se refiere a la identidad de la firma, c es costo total, q canti-

dad producida por la firma y e es la variable específica a la firma³. Es útil para este análisis definir el producto de las firmas, excluida la de interés, como q^j -de tal manera que $Q = q^i + q^j$ - ya que nos permite generalizar en algunos casos el resultado obtenido bajo duopolio a oligopolio. Las ganancias de la firma se definen como:

$$\pi^i \equiv p(Q, \alpha)q^i - c^i(q^i, e^i), \quad (1)$$

donde las variables son las ya definidas. Los supuestos relevantes con respecto a la función de costos son:

$$c''_{qq} = \frac{\partial^2 c^i(q^i, e^i)}{\partial q^2} > 0, \quad c'_e \equiv \frac{\partial c^i(q^i, e^i)}{\partial e^i} > 0, \quad c''_{ee} = \frac{\partial^2 c^i(q^i, e^i)}{\partial e^2} > 0, \quad c''_{eq} = \frac{\partial^2 c^i(q^i, e^i)}{\partial e \partial q} \geq 0, \quad c'_e \equiv \frac{\partial c^i(q^i, e^i)}{\partial e} < 0.$$

En estas expresiones el subíndice indica la variable de derivación parcial. Los supuestos afirman que el costo marginal es positivo, creciente, y que decrece con el esfuerzo. El costo del esfuerzo es positivo y creciente.

En este modelo las asimetrías de las empresas provienen de sus costos y se presentan debido a costos marginales diferenciales y diferentes niveles de esfuerzo; el resultado es que las empresas producen diferentes cantidades en equilibrio. Esas cantidades se fijan derivando respecto a q . Las condiciones de primer orden son:

$$\frac{\partial \pi^i}{\partial q^i} = p + q^j p_Q [1 + \phi^j] - c'_q = 0, \quad (2)$$

donde el término ϕ proviene de:

$$\frac{\partial Q}{\partial q^i} = 1 + \frac{\partial q^j}{\partial q^i} = 1 + \phi^j, \quad (3)$$

la conjetura que tiene la firma i con respecto a la reacción que tendrán las demás firmas respecto a cambios en su cantidad, o lo que se denomina variación especulada o conjeturada⁴. El término introduce la idea de que el ingreso marginal percibido por la firma puede ser diferente al in-

³ Se usa la variable e ya que para ser consistente con los modelos de eficiencia una variable natural correlacionada con la eficiencia es el esfuerzo del administrador de la empresa.

⁴ Seade (1980b) lo llama comportamiento cuasi Cournot.

greso marginal recibido por la firma. La ventaja de este parámetro es que varios supuestos sobre comportamiento pueden ser modelados. Por ejemplo, Cournot es el caso en el que $\varphi = 0$, el caso competitivo se presenta cuando la firma conjetura que no tiene ningún efecto sobre el precio y por tanto $\varphi = -1$, que coincide con la paradoja de Bertrand en productos homogéneos y capacidades ilimitadas (Tirole, 1988). Finalmente, el caso en el que las firmas producen con el fin de mantener constante su participación en el mercado se puede modelar suponiendo $\varphi = q^i/q^j$, el cual es igual a 1 si las firmas tienen todas el mismo tamaño.

Es útil escribir la ecuación (2) como:

$$q^i [1 + \varphi] = \frac{p - c_{ii}^i}{-p_{ii}^i} \quad (4)$$

en la cual la expresión está definida para estructuras menos competitivas que Bertrand. Establece que en estructuras donde $\varphi \geq -1$, el tamaño de la firma está relacionado con la eficiencia o el menor costo marginal. Un *ranking* de tamaño refleja en este caso un *ranking* de eficiencia, que es el argumento empírico de Demsetz (1973).

Para ejercicios de estática comparativa como el que se desarrolla en esta sección, la dirección de los efectos puede establecerse por medio de condiciones de estabilidad y de segundo orden. Éstas son:

$$2p_{ii}^i [1 + \varphi^i] + q^i p_{ii}^i [1 + \varphi^i] - c_{ii}^i < 0. \quad (5)$$

Al seguir la metodología de Dixit (1986)⁵, es conveniente definir:

$$\begin{aligned} a^i &\equiv \pi_{ii}^i = p_{ii}^i + p_{ii}^i [1 + \varphi^i] + q^i p_{ii}^i [1 + \varphi^i] - c_{ii}^i; \\ b^i &\equiv \pi_{ij}^i = p_{ii}^i + q^i p_{ii}^i [1 + \varphi^i], \end{aligned} \quad (6)$$

lo que simplifica las condiciones de segundo orden que se pueden resumir como:

$$a^i + \varphi^i b^i \equiv \pi_{ii}^i + \varphi^i \pi_{ij}^i < 0. \quad (7)$$

⁵ Véase también Tirole (1988), Fudenberg y Tirole (1984), y Eaton y Grossman (1986).

El significado de a es claro: el efecto que tiene una acción de la empresa i sobre su tasa de ganancia marginal; mientras que b es el efecto que tiene una acción de j sobre la tasa marginal de ganancia de i ⁶.

En ejercicios de estática comparativa de este tipo se ha encontrado que gran parte de los resultados dependen de la pendiente de la función de reacción. La función de reacción de cada firma es la expresión de la cantidad producida por dicha firma como solución de las cantidades producidas por las otras. Su pendiente se puede hallar por medio del teorema de la función implícita y es equivalente a (Tirole, 1988):

$$\rho^i \equiv \frac{\pi'_{j'}}{\pi'_{ii}} = -\frac{b^i}{a^i}, \quad (8)$$

y de manera similar para j .

Estática comparativa

Para llevar a cabo un ejercicio de estática comparativa, primero que todo se diferencian las condiciones de primer orden de manera total; véase la expresión en el Apéndice I que es equivalente a:

$$dq^i = \rho^i dq^j - \left[p_{\alpha} + q^j p_{q^j} (1 + \phi^j) \right] d\alpha + \frac{c'_{q^j}}{a^j} de^j; \quad (9)$$

aquí se ligan cambios en la producción a la reacción de la firma rival, al efecto de la competencia y a cambios en la eficiencia de producción. Este último es positivo por las condiciones de estabilidad y el supuesto del efecto del esfuerzo sobre el costo marginal, mientras que el efecto de la competencia depende del término en el paréntesis. La competencia tiene dos clases de efectos para la demanda de la industria: el primero es un efecto contraccionista que lleva a que la curva de demanda se desplace hacia la izquierda; el segundo es un efecto pro-competencia que generalmente se asocia con un aumento en la elasticidad de demanda de la industria. El efecto contraccionista puede entenderse como el cambio en p debido al *shock*, p_{q^j} , que debe ser negativo ya que a un mismo nivel de

⁶ Condiciones de estabilidad, que son bastante débiles, pueden establecerse a la manera de Dixit (1986) (véase el Apéndice I).

producción el precio es ahora menor, mientras que un aumento en la elasticidad de demanda implica que $p_{Q\alpha} > 0$ o un aumento en la pendiente de la curva de demanda. El efecto sobre la cantidad de producción de la empresa, visto de esta manera, es ambiguo⁷.

En un modelo de productos homogéneos, para que haya efecto estratégico se requiere del supuesto de competencia imperfecta o capacidades diferenciales. En la ecuación (4) se logró observar que diferentes cantidades de producción estaban relacionadas con diferentes costos marginales y por tanto diferentes participaciones en la producción⁸. Diferentes costos marginales pueden ser el resultado de tecnologías diferenciales de producción o, como es el caso en este modelo, diferentes productividades. Estas diferencias en las productividades provienen de factores específicos a la firma, tanto gerenciales como tecnológicos o simplemente no observables, que son idiosincráticos a la firma.

Empíricamente se ha visto que la heterogeneidad en los costos proviene de diferencias en flexibilidad o de mercados de factores segmentados. Estas diferencias en flexibilidad son características de las tecnologías; You (1992) afirma que empresas pequeñas se benefician de economías de alcance (*scope*) mientras que las grandes se benefician de economías de escala. Cualquiera que sea la fuente de esta heterogeneidad, el hecho es que es real y observada en todos los sectores manufactureros, aun en mercados bastante desagregados. En nuestro modelo queremos resaltar los incentivos que existen para explotar las diferencias entre empresas y cómo la competencia puede cambiarlos.

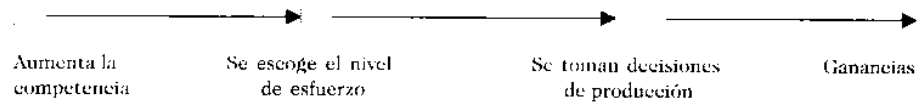
Cambios en el esfuerzo

El juego que proponemos en esta sección es uno en dos etapas en la tradición de los modelos de Dixit (1986), Eaton y Grossman (1986),

⁷ Otra forma de expresar el efecto que la competencia tiene sobre la producción de la empresa es entender la función de demanda como una función $p(Q, \alpha, \phi)$, la pendiente de la curva de demanda con respecto al *shock* es p_{α} , mientras que la pendiente del ingreso marginal de la firma con respecto al *shock* es $p_{\alpha} + q^i p_{Q\alpha}(1 + \phi^i)$. El efecto pro-competencia prevalece si la pendiente del ingreso marginal con respecto al *shock* de demanda es superior a la pendiente del ingreso marginal respecto al *shock* de demanda ($IM_{\alpha} > p_{\alpha}$).

⁸ El argumento original es el de Cowling y Waterson (1976), extendido por Clarke y Davies (1982).

Fudenberg y Tirole (1984) y Geanakoplos *et al.* (1985). El juego consiste en la variación de algún parámetro, en nuestro caso el esfuerzo, y cómo este cambio altera el juego de competencia en el mercado de productos homogéneos. Nuestro juego contiene un paso adicional que es la introducción de competencia. Puede representarse como:



El primer paso del juego es casi una elección de la naturaleza, posteriormente se decide el esfuerzo, se juega a la competencia imperfecta y finalmente se obtienen una ganancias. El juego no tiene problemas de incertidumbre ya que lo que es exógeno se resuelve muy temprano en el juego y es observado por todos los oligopolistas. El aumento de la competencia es en realidad comparar incentivos entre dos juegos distintos, uno con un nivel de competencia y otro con un nivel de competencia superior. Es importante entonces concentrarnos inicialmente en la segunda y tercera partes del juego.

La expresión (9) muestra el efecto de un aumento en el esfuerzo sobre las cantidades producidas. Para poder comprender el impacto que tiene cambiar el esfuerzo sobre las ganancias de la firma, derivamos la expresión de ganancia totalmente:

$$d\pi^i = q^i p_Q dQ + (p - c_q^i) dq^i - c_e^i de^i + q^i p_\alpha d\alpha, \quad (10)$$

que usando las condiciones de primer orden produce la siguiente expresión:

$$d\pi^i = q^i p_Q dQ - (1 + \varphi^i) dq^i - c_e^i de^i + q^i p_\alpha d\alpha. \quad (11)$$

La primera expresión es intuitiva: a un nivel dado de producto las ganancias de la firma se ven afectadas debido al cambio en el producto de los otros (el término en el paréntesis) y aumentos en el esfuerzo reducen las ganancias de la firma, al igual que un *shock* de demanda que sea contraccionista $p_\alpha < 0$.

Para analizar el efecto que tiene el cambio en el esfuerzo de la firma i sobre las ganancias, podemos calcular las siguientes expresiones:

$$\frac{\partial q^j}{\partial e^i} = \frac{c_{qe}^j}{a^i} > 0; \quad \frac{\partial q^i}{\partial e^i} = -\frac{c_{qe}^i}{p^i a^i} \geq 0; \quad \frac{\partial \alpha}{\partial e^i} = 0. \quad (12)$$

donde las condiciones de segundo orden y estabilidad han sido usadas para determinar los signos, además del hecho que el *shock* de demanda es exógeno. El efecto que tiene el esfuerzo de la empresa i sobre la cantidad producida por la firma j depende de la pendiente de la función de reacción. Si esta pendiente es negativa (el caso de Cournot), el aumento en el esfuerzo reduce las cantidades producidas por los competidores ya que aumenta las cantidades producidas por la empresa que se esfuerza más. En el caso de Bertrand, con funciones de reacción positivas, el efecto es contrario. (Véase Eaton y Grossman, 1986).

Combinando todas las expresiones, obtenemos:

$$\frac{\partial \pi^i}{\partial e^i} = -q^i p_q \left[\frac{c_{qp}^i}{p^i a^i} + \frac{c_{qe}^i}{a^i} \phi^i \right] - c_{e'}^i, \quad (13)$$

lo cual, simplificando, resulta en:

$$\frac{\partial \pi^i}{\partial e^i} = -q^i p_q \left[\frac{c_{qe}^i (a^i - b^i \phi^i)}{b^i a^i} \right] - c_{e'}^i. \quad (14)$$

La expresión $a^i - b^i \phi^i$ es menor que cero ya que son las condiciones de segundo orden, además $a^i < 0$ por estabilidad y el costo marginal cae con el esfuerzo. Todo depende del signo de b^i : si b^i es mayor que cero la reducción en el costo no se hace ya que le duele a la empresa; si b^i es menor que cero, o las funciones de reacción tienen pendientes negativas, paga aumentar el esfuerzo en la medida en que sea superior al costo del esfuerzo $c_{e'}^i$.

Para concluir el análisis, lo único importante es descubrir si el *shock* de demanda cambia los incentivos (14) que las firmas tienen de fijar el esfuerzo. Esto se logra diferenciando la expresión (14) con respecto al *shock* de demanda α . La expresión resultante es bastante larga pero demuestra que lo importante es la fuerza relativa del efecto pro-competitivo y el efecto contraccionista. Dos razones existen para cambiar el esfuerzo. Una es la directa, si el costo de cambiarlo es inferior al beneficio. La otra es la indirecta, si el cambio en el esfuerzo aumenta ganancias al cambiar la agresividad de la empresa; este es el efecto estratégico. El aumento de la

competencia cambia estos incentivos. El efecto contraccionista, por sí solo, reduce el producto de todas las empresas, lo que desincentiva la decisión de reducir costos sin importar qué tipo de conjeturas tenga la firma. Esto se debe a que las ganancias de reducción de costos están asociadas con el tamaño de la firma y por ende con el tamaño del mercado. El efecto pro-competitivo cambia el incentivo estratégico ya que la demanda se ha vuelto más sensible a cambios en las cantidades de producción de la empresa. Como resultado, el incentivo estratégico es ahora menor. Bajo la hipótesis de comportamiento Cournot, el incentivo para esforzarse es grande ya que en el segundo período la firma puede aprovecharse de las ganancias de ser más agresiva. Con el efecto de la competencia esas ganancias caen, lo que lleva a que se reduzca el incentivo de aumentar la eficiencia. En mercados donde la competencia es más agresiva y menos acomodaticia el efecto estratégico lleva, por el contrario, a aumentar el esfuerzo.

A manera de resumen se puede afirmar que, como es usual, los resultados del efecto estratégico dependen del tipo de conjeturas que tengan los agentes. Con Cournot los incentivos a ser agresivo caen con la competencia, aunque el efecto sea contraccionista o pro-competitivo. Con Bertrand, el efecto pro-competitivo y el contraccionista llevan a aumentar el esfuerzo.

Otros modelos

Otros modelos de efecto competencia sobre desempeño existen en la literatura. El más antiguo es el de Corden (1974) que encuentra, usando el modelo de oferta laboral, que la competencia y el esfuerzo sólo están ligados si el efecto renta es superior al efecto sustitución, o sea, estamos en la parte en que la oferta de trabajo tiene pendiente negativa (véase Martin, 1978). En un modelo más reciente, Rodrik (1992) analiza en detalle el motivo estratégico en un modelo de investigación y desarrollo donde las firmas domésticas intentan alcanzar (*catch up*) a las firmas extranjeras. Su resultado es el tradicional en el que la liberación comercial, al reducir el producto de las firmas, reduce la velocidad de alcance por argumentos de tipo schumpeteriano. Selten (1986) introduce competencia en un modelo Cournot simétrico a través del número de empresas donde la falta de esfuerzo afecta las ganancias. En su modelo hay un déficit de entrada, opuesto a la mayoría de modelos de entrada excec-

siva en Cournot, ya que desplazar a otras firmas reduce ganancias tanto pecuniarias como de tranquilidad o de falta de esfuerzo.

Los argumentos de competencia y desempeño se encuentran muy presentes en la literatura de principal y agente donde el esfuerzo que hace el agente es observado con error. El resultado famoso de Hölmstrom (1982) es que contratos con incentivos explícitos son más poderosos a medida que el número de agentes, competencia, aumenta. El modelo de Hart (1983) consolida esa idea y encuentra que la ineficiencia se relaciona con la falta de competencia. Sin embargo, el resultado no es robusto y depende de que los agentes no reaccionen a los incentivos monetarios (Scharfstein, 1988). De manera menos ambigua, Nickell (1993) extiende el modelo de dos períodos de Vickers (1992) para el caso de N firmas. En estos dos modelos, la idea principal es que las recompensas de mañana dependen de los resultados o del desempeño presente. Los modelos muestran claramente que si la correlación entre el producto de las empresas es superior a la correlación entre la habilidad de los gerentes de empresa, medidas asociadas con la competencia están asociadas con mayor esfuerzo.

En otro modelo de riesgo moral, Willig (1987) identifica cambios en la competencia con cambios en la función de demanda como se hace en nuestro modelo. Su modelo se basa en cómo la competencia hace que las ganancias de la firma respondan más a los esfuerzos de los gerentes. Sus resultados son sensibles a la fuerza relativa de los efectos pro-competitivos y contraccionistas.

Otro mecanismo por medio del cual condiciones en el mercado afectan la productividad de las firmas ha sido explorado por Nickell *et al.* (1991) y Haskel (1991). La idea es sencilla: la competencia afecta no sólo el esfuerzo de los gerentes, como en los modelos de riesgo moral, sino también el esfuerzo de los trabajadores a través de rentas repartidas entre dueños y empleados. A medida que las rentas monopolísticas caen, el esfuerzo aumenta ya que hay menos que repartirse entre empleados y dueños de la empresa (ejemplo: mayores salarios, menor esfuerzo).

Los resultados del modelo no son sorprendidos en cuanto a ambigüedad; de hecho, otros trabajos teóricos que usan competencia imperfecta se caracterizan por este mismo problema. Generalmente, esto reviste al análisis empírico de una gran importancia y en este estudio no podríamos hacer una excepción.

2. Modelo empírico

La forma reducida del modelo (14) puede derivarse a partir de suponer formas funcionales tanto para la demanda como para la función de costos, que cumplan con los requisitos establecidos en la sección anterior. Una función de costos conveniente para los supuestos que hemos hecho respecto a ésta, es la cuadrática:

$$c^i(q^i, e^i, \omega) = f + q^i e^i - q^i [e^i]^2,$$

donde f es mayor que cero, ω es el precio de los factores que es el argumento de α y el esfuerzo e está entre cero y uno. La función de demanda toma la siguiente forma:

$$p = \frac{d}{\alpha} - \alpha Q,$$

en la que $d > 0$ es un parámetro y α es el *shock* de demanda de la competencia. Finalmente, debemos pensar que el esfuerzo es una expresión de la productividad. En este caso, suponiendo una función de producción Cobb Douglas con dos insumos, K y L , el cambio en el esfuerzo es igual al cambio en el producto menos el cambio en los insumos. Con todas estas simplificaciones, la ecuación (9) es entonces:

$$dq^i = \left[\frac{\alpha}{\alpha(2 + \varphi^i) + (2e^i - 1)} \right] dq - \left[\frac{d\alpha - q^i(1 + \varphi^i)}{\alpha(2 + \varphi^i) + (2e^i - 1)} \right] d\alpha - \left[\frac{(1 - 2e^i)}{\alpha(2 + \varphi^i) + (2e^i - 1)} \right] (\beta dk + \lambda dl) \quad (15)$$

donde k y l son los logaritmos de K y L . El denominador de las expresiones es positivo, lo que hace que el coeficiente de la producción de otras empresas sea positivo así como el de las elasticidades de los insumos, mientras que el del *shock* de la competencia sea indeterminado.

Uno de los problemas más difíciles de tratar aun usando la forma reducida es que el modelo sufre de problemas de endogeneidad muy importantes. Obsérvese cómo el parámetro del efecto de la competencia involucra a la variable dependiente y todos los demás tienen al parámetro de las

conjeturas además de la productividad⁹. Medidas de la competencia están íntimamente ligadas con medidas de desempeño como producción y productividad y son parte del mismo proceso. En estos casos ni siquiera la forma reducida ayuda, ya que la forma funcional de la demanda, que afecta la elasticidad de demanda, es endógena a las decisiones de producción de firmas que tengan poder de mercado. Nuestra solución a este problema es econométrica, o más bien generada por los datos, como se explica más adelante.

El modelo muestra cómo derivar productividad o esfuerzo. Para trabajarlo vamos a partir de una función de producción con diferentes insumos: trabajo, capital y materiales, y se incluyen además variables explicativas correlacionadas con la productividad. La función de producción es del siguiente estilo:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \gamma y_{it-1} + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \phi_1 c_{it} + \phi_2 c_{it} \cdot t + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} &= \delta_j + \lambda_i + \theta_t + \eta_{it} \end{aligned} \quad (16)$$

Donde y es valor agregado (o producto), k es capital, l es trabajo, c es la variable que aproxima la competencia y ε es un término de error formado por variables específicas a la industria δ , a la empresa λ , específicas al tiempo θ y un error de ruido blanco η . El subíndice j se refiere a la industria, i a la identidad de la firma y t al período. La hipótesis original es que la función de producción es Cobb Douglas, donde en algunos casos no se imponen restricciones a los retornos a escala, pero es bien conocido en estudios de productividad que debido a la existencia de errores de medición es más prudente imponer retornos constantes (Nickell, 1993). La ecuación de valor agregado es dinámica y reconoce el hecho que la producción toma tiempo en ajustarse y esto lo hacemos por medio de un modelo de ajuste parcial $0 < \gamma < 1$, aunque se explora la posibilidad de rezagos mayores para ayudar al modelo a que reconozca la posibilidad de que existan problemas de correlación serial.

El modelo nos permite reflejar dos tipos de impactos que puede tener la competencia sobre la productividad. Uno son los efectos sobre el nivel y

⁹ Esto se presenta aun usando las formas funcionales más simples. Formas más generales involucran la variable dependiente y el esfuerzo en los parámetros.

el otro los efectos sobre el crecimiento de la productividad. Esto se puede hacer debido a que el modelo involucra efectos fijos de las empresas y uno de los métodos más populares es tomar primeras diferencias para incluir la presencia de efectos fijos además de la posibilidad de eliminar correlaciones entre los insumos y los efectos fijos, conocidos en la literatura como efectos Demsetz (véase Barrera, 1994). En el modelo, c_u refleja el impacto que tiene la competencia sobre el nivel de la productividad y la variable c_{Δ} el efecto que tiene la competencia sobre el crecimiento de la productividad. Esta última variable se define como:

$$c_{\Delta,t} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T c_{it} \times T,$$

con lo que al tomar primeras diferencias se aprecia el efecto que tiene la competencia sobre el *cambio* en la productividad.

Estimación

Es importante entender cómo se va a proceder a la estimación ya que existen serios problemas en la estimación de funciones de producción. Como ya se observó, se toman primeras diferencias para eliminar los efectos fijos y la posibilidad de efectos Demsetz. La ecuación (16) queda entonces así:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} &= \gamma \Delta y_{it-1} + \beta_L \Delta l_{it} + \beta_K \Delta k_{it} + \varphi \Delta c_{it} + \varphi_{\Delta} c_{\Delta,t} \Delta t + \Delta \varepsilon_{it}, \\ \Delta \varepsilon_{it} &= \Delta \delta_{it} + \Delta \theta_{it} + \Delta \eta_{it}; \end{aligned} \quad (17)$$

es fácilmente apreciable de dónde surgen los problemas. Muchos *shocks* a la productividad surgen de la intensidad de capital o de trabajo. Un aumento en la competencia puede aumentar el producto por medio de aumentos en la productividad pero reducir el uso del capital o del trabajo. Todas estas correlaciones, entre k , l y ε , generan corrupción de los parámetros¹⁰. Es decir, existe un problema típico de endogeneidad. Nótese además que luego de tomar primeras diferencias el y_{it-1} está correlacionado con el error por lo que el sesgo de variable dependiente está presente.

Problemas adicionales con métodos de estimación de este estilo provienen de su excesiva confianza en la variación temporal de las variables.

10. Véase, por ejemplo, el capítulo 10 de Wooldridge (1993).

10. Este es un problema tan antiguo como la estimación de funciones de producción.

Esto genera muchos problemas en el caso de la elasticidad del capital que generalmente es medido con error y produce unos coeficientes muy bajos (Griliches y Mairesse, 1988; Griliches, Hausman y Hall, 1978; Griliches y Hausman, 1986). Para solucionar este problema Blundell y Bond (1999) han derivado un estimador con GMM que permite trabajar en niveles y explota como efectos fijos valores rezagados y constantes de la variable dependiente. Desafortunadamente, el método de Blundell y Bond requiere de observaciones anteriores de la variable dependiente que en nuestra muestra no son posibles. En este caso, se trabaja primero que todo con retornos constantes a escala para tratar de evitar el problema de medición y se usan instrumentos para la medición del capital. Este método de variables instrumentales es la forma en que se procede en las estimaciones.

El énfasis en la estimación se hará con técnicas que permitan el uso de variables instrumentales debido, como ya se anotó, a los problemas de endogeneidad de estos modelos y en general a los modelos empíricos de organización industrial (Schmalensee, 1989). Lo más difícil que existe cuando se quiere usar el método de variables instrumentales, es la definición de los instrumentos. Es difícil concebir qué instrumentos son apropiados, pero usando las técnicas de panel data hay soluciones más fáciles. Arellano y Bond (1991) han mostrado cómo valores pasados, o futuros, de las variables pueden ser usados como instrumentos y qué tan apropiados son los instrumentos se puede comprobar con tests de Sargan del término de error y un test de especificación desarrollado por los autores. La técnica de estimación en ese caso es el método generalizado de momentos de Hansen.

Especificación

En la literatura de organización industrial sobre desempeño de empresas existen tres tipos de efectos: planta, firma e industria. Existen diversas hipótesis sobre cuál de los tres es más importante, pero la conclusión es que los tres tipos de efectos deben estar incorporados a la ecuación empírica (Schmalensee, 1985). El efecto planta es primordial en un estudio de esta naturaleza ya que la planta o el establecimiento productivo es la unidad de análisis en producción. La industria es, dentro de la escuela de Ricardo o estructura-conducta-desempeño, la variable más importante y aproxima diferencias tecnológicas, de competencia, etc.; mientras que la firma ha mostrado ser una determinante muy importante de diferencias

en eficiencia entre establecimientos productivos. Las variables que se explican a continuación como determinantes del esfuerzo forman todas parte de estas hipótesis.

Para introducir los efectos que tiene la competencia sobre la eficiencia es importante hacer la siguiente aclaración. Muchos modelos que pretenden encontrar cuáles son los determinantes de la productividad hacen estimaciones de funciones paramétricas en dos pasos. En el primer paso, estiman la función de producción del estilo (16), recuperan el parámetro específico a la firma, que puede ser estático o se le puede permitir variar en el tiempo por medio de una forma funcional (véase Barrera, 1994, para el caso colombiano) y luego se hace una segunda regresión de los parámetros de eficiencia y los determinantes de la eficiencia. Este método tiene ventajas descriptivas ya que permite analizar la eficiencia de acuerdo con variables como tamaño, edad, etc., pero tiene el problema que implica un supuesto fuerte según el cual se pueden explicar ciertos efectos pero no otros y en el que la correlación que el investigador suponga determina qué variables van en la función de producción y qué variables en la ecuación de eficiencia. Es mucho más presentable trabajar con una sola ecuación con todo el número de variables que el investigador considere, ya que si una variable tiene un impacto sobre la producción teniendo en cuenta los otros insumos, esto no es más que un impacto sobre la productividad.

Existen varios estudios que ligan eficiencia a competencia. Los pioneros son estudios que ligan eficiencia, medida por medio de fronteras de producción e índices de liberación comercial. Esto surge como respuesta a que la cuantificación de los triángulos de pérdida económica de Harberger producían resultados casi insignificantes. Liebenstein dio la argumentación necesaria para buscar pérdidas tipo *X* y la razón por la cual éstas podían ligarse a la falta de competencia. Lo interesante de la mayoría de estudios de este tipo, es que la unidad de análisis era la industria, donde el efecto eficiencia es más bien un efecto de ventaja comparativa. Es muy aceptado en este momento que los sectores manufactureros tienen un grado de heterogeneidad supremamente notorio. En estos casos de diferencias entre empresas, cambios en la distribución de firmas son una fuente muy importante de aumentos en la productividad industrial. Como afirma Tybout (1992a) si cambios en productividad están sistemáticamente inducidos por cambios en la distribución de firmas, el análisis sectorial no mostrará cambios en la productividad. Como resultado de estas críticas y la mayor disponibilidad de datos desagregados, el interés se ha centrado

en estudios a nivel de empresa o planta, estudios de dinámica micro para explicar comportamiento agregado.

Colombia no ha estado exenta de análisis de esta naturaleza. Los trabajos de Barrera (1994) y Tybout (1992a) pueden enmarcarse como estudios de heterogeneidad para explicar comportamiento agregado. El problema del estudio aplicado a Colombia es el período analizado, 1974-1987, el cual no incluye las reformas más recientes. La ventaja de los resultados que aquí se presentarán es la inclusión de este período con un análisis más concienzudo pero, debido a problemas de información, el análisis se centra únicamente en empresas grandes y por tanto no podremos explicar la dinámica sectorial.

Sin embargo hemos logrado agrupar datos de corte real y financiero que proporcionarán evidencia en cuanto a los posibles efectos que tienen las variables financieras sobre el desempeño de algunas empresas. Varios autores han afirmado que la disciplina de la deuda es un factor muy importante, ya que empresas con mayor grado de endeudamiento tienen que generar un mayor flujo de fondos, lo que obliga a elevar la productividad en el corto plazo¹¹. El modelo es entonces el siguiente:

$$(y_{it} - l_{it}) = \gamma(y_{i,t-1} - l_{i,t-1}) + \beta_k(k_{it} - l_{it}) + \alpha + \varphi_1 f_{it} + \varphi_2 c_{it} + \lambda_1 + \delta_1 + \theta_1 + \eta_{it}, \quad (18)$$

donde f se refiere a variables financieras y α representa variables fijas de la empresa. Una variable se construyó para este propósito, la primera es la proporción de deuda de largo plazo con respecto a la deuda total bajo el entendido que cuanto menor sea esta razón mayor es la necesidad de aumentar la eficiencia en el corto plazo. Los datos vienen de la encuesta de la Superintendencia de Sociedades armonizada por la UDE del DNP.

e son variables de competencia interna y externa. Como medidas de competencia interna se usa la participación de las ventas de la firma i en las ventas del sector. El índice de Herfindahl de la industria que se utiliza en muchos estudios no es posible construirlo aquí debido a que tenemos información sobre sólo un subgrupo de empresas de la industria.

11. Véase, por ejemplo, el artículo de Tybout (1992a) y el artículo de Tybout y Tybout (1992b) en el volumen de la revista "Journal of Development Economics" número 47, páginas 1-24.

¹¹ Investigación y Desarrollo (I&D) es una variable analizada de manera extensa en muchas investigaciones y la hemos estudiado en un trabajo reciente (Barrera y Sáenz, 2000), pero la información sólo existe para los años 1993-1995 a partir de la Encuesta Tecnológica del DNP.

Existen varios problemas al utilizar la variable participación de mercado como una medida de poder de mercado. La facilidad de "colusionarse" de las empresas depende no sólo del tamaño de las firmas sino también de su dispersión y su asimetría en costos. Otro problema es que lo importante en organización industrial es no sólo competencia actual sino potencial, como lo ha demostrado la teoría de mercados desafiables. Nuestro denominador es a CIB a cuatro dígitos lo cual no siempre coincide con el "mercado" que es la definición que uno requiere. Esto sugiere que usar participación de mercado como una medida de poder de mercado es muy pobre en una muestra de corte transversal. Sin embargo, en un modelo de efectos fijos, que explota la variación intertemporal, los problemas son menores: los factores omitidos y no observables pueden ser estables en el tiempo, lo cual implica una correlación entre nuestra medida de cambios en la competencia y cambios en estos factores. Así presentada, se puede entender como cambios inversos en el alcance de la competencia. Para analizar posible causalidad inversa, mayor productividad significa mayor participación (Demsetz, 1973); se trabaja con diversos rezagos, $g = 0, 1, 2$. El signo esperado es negativo; de encontrarse un signo positivo podría dudarse de la dirección de la causalidad usando la medida de competencia interna que tenemos.

Como competencia externa existen varias proxies. En muchos estudios de organización industrial se usa la penetración de importaciones debido a que, al igual que el índice de Herfindahl, tiene una justificación teórica. Sin embargo, el índice sufre de graves problemas de endogeneidad que a pesar de poderse solucionar económicamente, pierde competitividad frente a medidas de protección arancelaria¹². Así, hemos preferido utilizar los índices de protección efectiva a tres dígitos del DNP. La variable de competencia a nivel de la firma es la participación de la firma en el mercado rezagada un par de períodos para controlar de manera inicial la existencia de endogeneidad en la variable. El efecto de la competencia es el siguiente¹³:

$$\varphi c_{it} = \varphi_1 s_{it-1} + \varphi_2 s_{it-2} + \varphi_3 p_{it} + \varphi_4 p_{it-1} + \dots$$

¹² En modelos de instituciones, estilo *rent seeking*, es fácil mostrar que estas variables también son endógenas.

¹³ Las demás variables están definidas en el Apéndice II.

3. Resultados

El modelo de datos de panel balanceado, 228 firmas para el período 1982-1995, se puede estimar con varios métodos¹⁴. Los resultados de diversas especificaciones se muestran en el Cuadro 1. El modelo (1) corresponde a la función de producción sin restricciones a los rendimientos a escala, el (2) a la simple función de producción imponiendo retornos constantes a escala, el (3) es la función de producción sin restricciones añadiendo las variables de competencia, el (4) es el (3) imponiendo retornos constantes, el (5) y el (6) son el (4) con la competencia interna rezagada 1 y 0 períodos¹⁵.

El modelo es relativamente estable aunque cambia con la restricción de retornos a escala. Como ya se afirmó, errores en el capital sugieren imponer la restricción de retornos constantes debido a que creemos que los problemas de medición en el capital siguen existiendo. Es bien conocido que el error del *stock* inicial de capital tiende a desaparecer en la medida que el período sea más largo. De manera ideal uno debiera contar con un *stock* de capital inicial lejos en el tiempo lo cual también nos permitiría usar el método de Blundell y Bond (1999), pero con los datos disponibles esto no es factible. El *stock* de capital así construido tiene además el problema de que errores de medición lo convierten en un proceso autorregresivo, por lo que usar valores pasados como instrumentos no es apropiado. (Griliches, Hall y Hausman, 1978).

Uno de los primeros resultados que se obtuvieron fue la necesidad de introducir la variable dependiente rezagada dos veces. Esto ocurrió por la existencia de correlación serial de segundo orden en las estimaciones, lo cual evidencia la importancia de entender la naturaleza dinámica de la producción. Los instrumentos utilizados para la variable dependiente son

¹⁴ En el caso de los modelos con variables financieras, la Encuesta de Supersociedades cubre un período de 1985 a 1995 para un número de tan sólo 23 empresas. Estos resultados se presentan más adelante en el Cuadro 2.

¹⁵ El modelo se corrió con protección nominal y penetración de importaciones además de la protección efectiva presentada aquí. Conceptualmente la protección efectiva es mucho más apropiada; además la significancia de la penetración de importaciones depende de la introducción o no de dummies de industria.

Cuadro 1 Resultados muestra manufacturera

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Rezago en competencia			$q = 2$	$q = 2$	$q = 1$	$q = 0$
y_{it-1}	0.0805*	0.2202*	0.0866*	0.4422*	0.2142*	0.1046*
y_{it-2}	0.0236	0.0291	0.0134	0.0185	0.0452	0.0205
y_{it-3}	0.0366*	0.1088*	0.0632*	0.1236*	0.0825*	0.0491*
y_{it-4}	0.0145	0.0221	0.0294	0.0118	0.0224	0.0173
l_{it}	1.1765*	0.8937*	1.0131*	0.9582*	0.9026*	0.9197*
k_{it}	0.0751		0.0365			
k_{it-1}	0.1188*	0.1063*	0.1731*	0.0418*	0.0974*	0.0803*
ee_{it}	0.0412	0.0209	0.0372	0.0167	0.0268	0.0238
ee_{it-1}	0.2425*	0.2842*	0.3489*	0.1583*	0.2911*	0.0781*
m_{it}	0.0783	0.0212	0.0278	0.0121	0.0231	0.0231
c_{it-1}			0.4047*	0.1035*	0.3743*	-0.2399*
c_{it-2}			0.1219	0.0351	0.1248	0.0973
c_{it-3}			-0.0249*	0.0296*	0.0211**	0.3491*
c_{it-4}			0.0113	0.0145	0.0123	0.0229
c_{it-5}			0.0013	0.0014	0.0032	0.0021
p_{it-1}			0.0033	0.0027	0.0032	0.0026
p_{it-2}			0.0031*	-0.0025*	0.0029**	0.0013
p_{it-3}			0.0015	0.0011	0.0016	0.0012
p_{it-4}			0.0002	-0.0001	0.0002	0.0002
p_{it-5}			0.0002	0.0001	0.0002	0.0002
Test Wald Dummies Año (12)	196.4*	146.77*	120.6*	141.6*	107.8*	187.2*
Test Wald Dummies Industria (24)	2789.2*	2126.3*	2201*	2136.8*	1956.3*	2001*
Test Wald Competencia (4)			34.58*	39.44*	14.01**	37.3*
Test de Wald	1282.4(5)*	167.4(4)*	6046(10)*	948(9)*	682.3(9)*	1371(9)*
Sargan	165.6(145)	215.4(203)	214(214)	219.3(218)	212.4(210)	211.6(210)*
$m_{1,1994}$	-5.506*	-5.65*	8.25*	-8.92*	7.54*	7.56*
$m_{2,1994}$	1.86*	1.09	1.25	-6.57*	2.01	2.1

Notas: Todas las estimaciones están en primeras diferencias. * significa rechazar la hipótesis nula al 5% y ** al 10%. m_1 y m_2 son tests de instrumentos de Arellano y Bond (1989). Sargan es test de restricciones sobreidentificadas. Los grados de libertad están entre paréntesis. Debajo de los parámetros se encuentran los errores estándar, y q es el rezago en el efecto doméstico de la competencia. Los instrumentos son valor agregado rezagado de 4 a 9 períodos, número de trabajadores de 0 a 5 períodos, dummies de localización, y la variable c rezagada de 4 a 9 períodos. Los errores son robustos a la heterocedasticidad y corresponden a errores de White (1980).

la variable dependiente rezagada de 4 a 9 períodos, el número de trabajadores de la empresa de 0 a 5 períodos y dummies de localización. Todos los tests de especificación rechazan las hipótesis en la dirección deseada.

Con respecto a variables específicas a la firma, la única que resultó significativa es si la empresa es multiplanta o uni-planta (m_i). En otros estudios se ha encontrado que pueden existir economías de experimentar en

varias plantas: aquí encontramos deseconomías que pueden estar relacionadas con actividades de supervisión¹⁶.

Los resultados muestran además, que como es normal en funciones de producción, las técnicas de estimación que escogen explotar la variación en el tiempo de las variables, como las diferencias, las *within groups*, etc., resultan en elasticidades del capital muy bajas y elasticidades trabajo muy elevadas^{17, 18}. El resultado de no imponer retornos a escala es que los tests nos llevan en la dirección de retornos crecientes a escala, lo cual es no sólo inusual sino que no es consistente con estimaciones en niveles que llevan a retornos constantes a escala (véanse los resultados en Griliches y Mairesse, 1997). En este caso, y como ya se había informado *a priori*, es mejor imponer retornos constantes que son más consistentes para el análisis de productividad.

Otro aspecto importante consiste en que es necesario controlar la existencia de intensidad en el uso de la energía, especialmente en países donde los errores de medición sean latentes (Tybout, 1992b). Los resultados de introducir este efecto específico de la empresa reflejan su significancia en todas las estimaciones.

Los resultados respecto a la competencia sólo son robustos en el caso de efectos sobre el nivel de la productividad para la variable competencia interna. Los resultados para la protección efectiva dependen del rezago escogido para la variable competencia interna, pero como afirmamos más adelante este último modelo puede estar mal especificado. Lo interesante de los resultados es que, dependiendo del rezago, el efecto de la competencia cambia. De usarse uno o dos rezagos vemos el efecto conjeturado de cómo la competencia afecta el nivel de productividad en la forma

16 Se usó la vocación exportadora como variable explicativa, pero no fue significativa (fuente: Encuesta de Desarrollo Tecnológico del INP); como tampoco lo fueron la ubicación geográfica ni el tamaño del establecimiento.

16 Se usó la vocación exportadora como variable explicativa, pero no fue significativa (fuente: Encuesta de Desarrollo Tecnológico del INP); como tampoco lo fueron la ubicación geográfica ni el tamaño del establecimiento.

17 Afirmaciones sobre el tamaño relativo de las elasticidades provienen de estudios internacionales y de mi propio trabajo para Colombia sobre estimación de funciones de producción que tomen en cuenta errores de sesgo muestral, errores de medición y errores Demsetz (Barrera, 1994, Cap. IV). En este último trabajo se logra llevar a elasticidades del capital de alrededor de 0.22 lo cual dista mucho de los resultados aquí obtenidos.

18 Desafortunadamente, estas técnicas son necesarias si queremos tomar en cuenta la existencia de efectos fijos que son una de las mayores ventajas en análisis de datos de panel. En efecto, los tests LM de efectos fijos confirman su importancia.

procompetitiva del modelo teórico. Lo que genera cierta incomodidad es el signo positivo de la falta de competencia sobre la productividad. Este es un efecto de corte transversal más que un efecto de series de tiempo (Nickell, 1993) e implica que la causalidad no está muy claramente establecida: es probable que las firmas con mayor participación sean aquellas con mayor productividad, y no que la falta de competencia aumente la productividad. En este caso es probable que el signo esté dando evidencia sobre lo apropiado de la estimación econométrica.

El efecto de la competencia, interna o externa, sobre el crecimiento de la productividad no es nunca significativo lo que nos permite concluir que el efecto de la competencia es elevar el umbral de productividad pero no cambiar los incentivos para cambiar la eficiencia de la empresa. Este resultado se asemeja a los encontrados por Caves y Barton (1990), Nickell (1993), Nickell *et al.* (1991) y Haskel (1991).

Para concluir, utilizamos la base de datos que empata la EAM con la Encuesta de Supersociedades y poder agregar al análisis los efectos que la estructura financiera pueda tener sobre la eficiencia. La variable adicional es la proporción de deuda de corto plazo a la deuda total para investigar el argumento de la disciplina de deuda. Los resultados se presentan en el Cuadro 2, y no difieren sustancialmente de los del Cuadro 1. La variable competencia interna sigue mostrando el comportamiento descrito arriba, aunque ahora hay evidencia, más bien débil, del efecto del cambio en la competencia sobre el cambio en la productividad; un resultado que depende de la restricción de retornos constantes a escala. El impacto de la composición de deuda es claro e igual al reportado por Nickell (1993), Nickell *et al.* (1991) y Barrera (1995).

4. Conclusiones

Este estudio constituye el primer análisis de funciones de producción dinámico en Colombia y analiza los argumentos teóricos y empíricos por los cuales debe esperarse una relación entre competencia y desempeño. La discusión enfatiza la importancia que tiene el análisis empírico para poder establecer dicha relación, mientras que presenta, y trata de corregir, las precauciones que deben tenerse en estimaciones de este estilo.

Cuadro 2 Resultados muestra financiera

	(1)	(2)	(3)	(4)
Rezagos en Competencia	$g = 2, h = 0$	$g = 2, h = 0$	$g = 0, h = 1$	$g = 0, h = 1$
y_{it}	0.0812*	0.0921*	0.0881*	0.0841*
	0.0112	0.0435	0.0345	0.0471
l_{it}	0.8764*	1.1477*	1.144*	0.6289
		0.0952	0.0952	
k_{it}	0.1236*	0.1909*	0.2125*	0.3711*
	0.0623	0.0954	0.1164	0.0717
ee_{it}	0.2024*	0.2111*	0.2146*	0.3616*
	0.0807	0.0871	0.0872	0.0518
c_{it}	0.0961*	-0.0991**	0.2095*	0.8525*
	0.0452	0.0501	0.0562	0.0565
$c_i \times t$	0.0265	0.0355**	0.0403**	0.0091
	0.02024	0.0207	0.02111	0.0124
p_{it-k}	-0.0037	0.0073	-0.0071	0.0062
	0.0078	0.0079	0.0079	0.0042
$p_i \times t$	-0.0022	0.0001	0.0001	0.0001
	0.0014	0.0001	0.0014	0.0001
deuda corto plazo	0.8618*	0.8325**	0.8782**	0.8318*
	0.4304	0.4302	0.4637	0.3749
Test Wald Dummies Año (8)	36.41*	28.83*	28.6*	29.38*
Test Wald Dummies Industria (6)	285.1*	188.3*	220.1*	238.1*
Test Wald Competencia (4)	11.2*	10.3	12.6*	25.1*
Test de Wald	352.4(10)*	429.8(11)*	430.9(11)*	324.17(10)*
Sargan	128.6(125)	126.2(124)	129.6(123)	125.01(125)
m_{1228}	-7.218*	-5.58*	5.81*	5.284*
m_{21228}	0.337	0.325	0.76	0.441

Notas: Las notas del Cuadro 1 se aplican aquí; el único instrumento adicional es la deuda de corto plazo rezagada entre 2 y 5 periodos.

Aunque el trabajo tiene la virtud de hacerse al nivel de la empresa y de analizar por primera vez en Colombia efectos de variables financieras y reales sobre el desempeño de éstas, tiene una limitación fundamental relacionada con los datos. En esencia, el estudio se concentra en un panel balanceado de empresas grandes y por lo tanto no podemos hacer inferencias sobre el comportamiento del sector manufacturero como ya se hizo en Barrera (1994). No puede entenderse cómo un análisis de estructura industrial o de la reorganización de la producción que se supone conlleva un *shock* como la apertura colombiana, muestra que para cierto tipo de empresa, la que reporta de manera continua información al DANE

—generalmente empresas de gran tamaño—, se puede esperar que un aumento en la competencia lleve a la empresa a un nivel de eficiencia más alto. Sin embargo, no se podría afirmar que aumentos en la competencia afecten la senda de desempeño de la empresa, el efecto opera como un nivel y no como un cambio. Un resultado novedoso es el efecto que tiene la disciplina de la deuda sobre el nivel de la eficiencia: a mayor endeudamiento en el corto plazo se requiere mayor eficiencia de la empresa. También se pudo comprobar que la única característica específica de la empresa que tiene alguna importancia para el desempeño de ésta es si la empresa tiene más de una planta: en ese caso hay deseconomías a la supervisión.

Finalmente, debemos ser conscientes que el impacto de la apertura no está plenamente evaluado. Aunque este estudio es el primer análisis a nivel de empresa que involucra el período de reformas, el panel balanceado no muestra los diversos efectos asociados con la redistribución de la producción en el seno de la industria. A su vez, la competencia puede entenderse como una redistribución en el interior del grupo empresarial; un efecto que sin un estudio de propiedad accionaria no puede realizarse y que creemos debe ser el siguiente paso a seguir.

Bibliografía

- Arellano, M. y S. Bond (1988). "Dynamic Panel Data Estimation using DPD: A Guide for Users". Institute for Fiscal Studies, Working Paper No. 88-15, Londres.
- (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". *Review of Economic Studies*, 58: 277-297.
- Banco Mundial (1988). *Colombia: Industrial Competition y Performance*, Report No. 7921-CO, Washington.
- Barrera, F. (1994). "Trade Liberalisation and Intraindustry Heterogeneity: Colombia's Manufacturing Sector 1975-1987". PhD Thesis, Oxford University, Oxford, Inglaterra.
- (1995). "Vertical Integration and Oil Company Performance". Working Paper No. 21, Oxford Institute for Energy Studies, Oxford University.

- y B. Sáenz (2000). “Relación entre I+D y desempeño en la empresa manufacturera colombiana”. Mimeoografiado.
- Blundell, R. y S. Bond (1999). “GMM Estimation with persistent panel data: an application to production functions”. Documento presentado a la VIII Conferencia Internacional sobre panel data. Göteborg University.
- Brander, J. y B. Spencer (1984). “Tariff Protection and Imperfect Competition”, en H. Kierzkowski (ed.). *Monopolistic Competition and International Trade*, Blackwell, Oxford.
- Buffie, E. y P. Spiller (1986). “Trade Liberalisation in Oligopolistic Industries: The Quota Case”. *Journal of International Economics*, 20: 65-81.
- Bulow, J., J. Geanakoplos y P. Klemperer (1985). “Multimarket Oligopoly: Strategic Substitutes and Complements”. *Journal of Political Economy*, 93: 488-511.
- Caves, R. y D. Barton (1990). *Efficiency in U.S. Manufacturing*, MIT Press, Boston Mass.
- Clarke, R. y S. Davies (1982). “Market Structure and Price-Cost Margins”. *Economica*, 49: 277-287.
- Canyon, M. y S. Machin (1991). “The Determination of Profit Margins in UK Manufacturing”. *The Journal of Industrial Economics*, 39: 369-382.
- Corden, W. (1974). *Trade Policy and Economic Welfare*, Oxford University Press, Londres.
- Cowling, K. y M. Waterson (1976) “Price Cost Margins and Market Structure”. *Economica*, 43: 267-274.
- Demsetz, H. (1973). “Industry Structure, Market Rivalry and Public Policy”. *Journal of Law and Economics*, 16: 1-10.
- Dixit, A. (1986). “Comparative Statics For Oligopoly”. *International Economic Review*, 27: 107-122.

- Echavarría, J. J. (1990). "Cambio técnico, inversión y reestructuración industrial en Colombia". *Coyuntura Económica* (20): 103-126.
- Farrell, J. y C. Shapiro (1990). "Horizontal Mergers: An Equilibrium Analysis" *American Economic Review*, 80: 107-126.
- Fudenberg, D. y J. Tirole (1984). "The Fat-Cat Effect, The Puppy Dog Ploy, and the Lean and Hungry Look". *American Economic Review Papers and Proceedings*, 74: 361-68.
- Greene, W. H. (1992). *Econometric Analysis*, 2a. ed. McMillan, Nueva York.
- Griliches, Z. y V. Ringstad (1971). *Economies of Scale and the Form of the Production Function*, North Holland, Amsterdam.
- , J. Hausman y B. Hall (1978). "Missing Data and Self Selection in Large Panels". *Annales de l'Insee*, 30-31: 583-606.
- y J. Hausman (1986). "Errors in Variables in Panel Data". *Journal of Econometrics*, 31: 93-118.
- y J. Mairesse (1988). "Heterogeneity in Panel Data". National Bureau of Economic Research, Working Paper, No. 2619, Cambridge, Mass.
- y ——— (1997). "Production Functions the Search for Identification" en S. Strom (ed.), *Essays in Honour of Ragnar Frisch*. Econometric Society Monograph Series, CUP Cambridge.
- Hahn, F. (1962). "The Stability of the Cournot Oligopoly Solution". *Review of Economic Studies*, 29: 329-31.
- Harberger, G. (1969). "La tasa de rendimiento del capital en Colombia". *Revista de Planeación y Desarrollo*, 1: 13-42.
- Hart, O. (1983). "The Market Mechanism as an Incentive Scheme" *Bell Journal of Economics*, 14: 366-382.
- Haskel, J. (1991). "Imperfect Competition, Work Practices and Productivity Growth". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 53: 265-279.

- Holmstrom, B. (1982). "Moral Hazard in Teams". *Bell Journal of Economics*, 13: 324-340.
- Hulten, C. y F. Wykoff (1981) "The estimation of Economic Depreciation Using Vintage Asset Prices". *Journal of Econometrics*, 15: 367-379.
- Martin, J. (1978). "X-Inefficiency: Managerial Effort and Protection". *Economica*, 45: 273-86.
- Nickell, S. (1993) "Competition and Corporate Performance". Oxford University Institute of Economics and Statistics, Applied Economics Discussion Paper No. 155.
- , S. Wadhvani y M. Wall (1991). "Productivity Growth in UK Companies 1975-1986". London School of Economics, Centre for Economic Performance, Discussion Paper No. 26.
- Novshek, W. (1980). "Cournot Equilibrium with Free Entry". *Review of Economic Studies*, 47: 473-487.
- Pombo, C. (1999). "Technical Change, Market Structure and Intraindustry Trade Specialization: a Study of the Colombian Manufacturing Industry". PhD Thesis, University of Illinois at Urbana-Champaign.
- Richardson, D. (1989). "Empirical Research on Trade Liberalisation: A Survey". *OECD Studies*, 12: 8-50.
- Roberts, M. (1989). "The Structure of Production in Colombian Manufacturing Industries". World Bank, Washington DC. Mimeo.
- Rodrik, D. (1992). "Closing the Technology Gap: Does Trade Liberalization Really Help?", en GK Helleiner (ed.). *Trade Policy Industrialization and Development: New Perspectives*. Clarendon Press, Oxford.
- Scharfstein, D. (1988). "Product Market Competition and Managerial Slack". *Rand Journal of Economics*, 9: 147-155.
- Schmalensee, R. (1985). "Do Markets Differ Much ?". *American Economic Review*, 75: 341-351.

- , R. y R. Willig (eds.) (1989). *Handbook of Industrial Organization*, North Holland, Amsterdam.
- Seade, J. (1980a). "The Stability of Cournot Revisited". *Journal of Economic Theory*, 23: 15-27.
- (1980). "On the Effects of Entry". *Econometrica*, 48: 479-489.
- Selten, C. (1986). "Elementary Theory of Slack-Ridden Imperfect Competition", en J. Stiglitz y F. Mathieson (eds.), *New Developments in the Analysis of Market Structure*, MIT Press, Cambridge, Mass.
- Tirole, J. (1988). *The Theory of Industrial Organization*, MIT Press, Cambridge, Mass.
- Tybout, J. (1992a). "Linking Trade and Productivity: New Research and Directions". *The World Bank Economic Review*, 6: 189-211.
- (1992b). "Making Noisy Data Sing: Estimating Production Technologies in Developing Countries". *Journal of Econometrics*, 53: 25-44.
- y D. Westbrook (1991). "Estimating Returns to Scale with Large Imperfect Panels". Policy, Research and External Affairs, Working Paper No. 754, World Bank, Country Economics Department, Washington.
- Vickers, J. (1992). "Competition and Implicit Incentives". Apuntes de un Seminario, Oxford University Institute of Economics and Statistics.
- White, H. (1980). "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimators and a Direct Test for Heteroscedasticity". *Econometrica*, 48: 817-838.
- Willig, R. (1987). "Corporate Governance and Product Market Structure", en A. Razin y E. Sadka (eds.), *Economic Policy in Theory and Practice*, McMillan, Londres.
- You, J. (1992). "Small Economic Firms in Economic Theory: A Survey". Small Business Research Centre, Working Paper No. 17, Cambridge University, Inglaterra.

Apéndice 1. Condiciones técnicas

Estabilidad

Siguiendo a Dixit (1986) se pueden usar condiciones muy sencillas de estabilidad que nos permitan descubrir la dirección de ciertos efectos. El proceso de ajuste de una empresa obedece a la necesidad de cambiar las cantidades producidas sólo cuando la ganancia marginal de hacerlo es positiva:

$$\dot{q}^i = v^i \frac{\partial \pi^i}{\partial q^i}, \quad (\text{A.1})$$

donde $v^i > 0$ son las velocidades de ajuste. Tomando aproximaciones lineales alrededor del equilibrio (q^*, q^*) :

$$\begin{bmatrix} \dot{q}^i \\ \dot{q}^j \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v^i a^i & v^i b^i \\ v^j b^j & v^j a^j \end{bmatrix} \begin{bmatrix} q^i - q^{i*} \\ q^j - q^{j*} \end{bmatrix} \quad (\text{A.2})$$

Para que haya estabilidad la matriz de coeficientes debe tener valores de eigen con partes negativas reales. Esto se cumple cuando la traza es negativa y el determinante positivo:

$$v^i a^i + v^j a^j < 0, \quad v^i v^j (a^i a^j - b^i b^j) > 0. \quad (\text{A.3})$$

Para que éstas funcionen sin importar las velocidades de ajuste v , se deben satisfacer las siguientes condiciones:

$$a^i < 0, \quad a^j < 0, \quad a^i a^j - b^i b^j < 0. \quad (\text{A.4})$$

Estas condiciones de estabilidad han sido conocidas desde el trabajo de Hahn (1962); en nuestro caso las llamaremos las condiciones modificadas de Hahn¹⁹:

$$p_Q [1 + \phi^i] < c'_{qq}; \quad p_Q + q^i p_{Qq} [1 + \phi^i] < 0. \quad (\text{A.5})$$

La primera equivale al supuesto que la firma de demanda residual de la firma corta la curva de costo marginal por encima o que la pendiente del ingreso marginal percibido es inferior a la pendiente de la curva de costo marginal. El segundo su-

¹⁹ El modelo de Buffie y Spiller (1986) que encuentra ambigüedad en el impacto de una restricción cuantitativa sobre el nivel de producto de una firma lo hace porque viola las condiciones modificadas de Hahn.

puesto significa que el ingreso marginal de una firma eac con su producción, lo cual es bastante lógico. En el caso de Cournot estos dos supuestos equivalen a que tanto a como b son negativos lo cual es consecuencia de las condiciones de segundo orden.

Diferenciación total de condiciones de primer orden

La diferenciación total de las condiciones de segundo orden es:

$$\begin{aligned} & [p_Q + p_Q(1 + \varphi') + q' p_{QQ}(1 + \varphi')^2 - c_{qq}'] dq' + [p_Q + q' p_{QQ}(1 + \varphi')^2] dq'' + \\ & [p_\alpha + q' p_{Q\alpha}(1 + \varphi')] d\alpha - c_{q\alpha}' dc' = 0 \end{aligned} \quad (A.6)$$

Apéndice 2. Definición de variables

Las variables trabajo y capital son las tradicionales y de manera adicional se puede incorporar el uso de energía eléctrica con el fin de corregir el hecho de que los datos utilizados son anuales; en este caso no contamos con horas de trabajo y por lo tanto no tenemos forma de conocer la intensidad del trabajo. La energía eléctrica por el contrario nos muestra con qué frecuencia se está trabajando y la forma más sencilla de hacerlo es por medio de una regresión entre energía eléctrica y una tendencia específica a la firma:

$$ee_{it} = \phi_{1i} + \phi_{2i}t + \phi_{3i}t^2; \quad (A.7)$$

los errores de esta variable para cada empresa se convierten en una medida de la intensidad de uso de los insumos.

El valor agregado es construido a partir de los datos de producción de la empresa (fuente: DANE), deflactados por el IPP a tres dígitos CIIU, al cual se le substraen el consumo intermedio (DANE, Banco de la República), deflactado por un deflactor de consumo intermedio construido a partir de Cuentas Nacionales del DANE²⁰.

La variable trabajo es la nómina total de la empresa (DANE) dividida por el salario de obrero promedio de la industria (DANE), para poder expresar las unidades de trabajo

²⁰ El deflactor del consumo intermedio se construye usando la matriz insumo-producto, asimilando los coeficientes técnicos de la matriz como ponderadores de las compras del sector.

en términos de unidades de eficiencia. Esto se hizo debido a la crítica de Griliches y Ringstad (1971) en la cual variables que muestran heterogeneidad de la fuerza de trabajo son significativas. El *stock* de capital se construye por medio de la metodología del inventario perpetuo (DANE), pero las tasas de depreciación no son las usadas por Harberger (1969) sino calculadas de acuerdo con la metodología de Hulten y Wykoff (1981), como lo ha hecho Pombo (1999) para Colombia a cuatro dígitos CIIU.

