

TecnoLógicas

Tecno Lógicas

ISSN: 0123-7799

tecnologicas@itm.edu.co

Instituto Tecnológico Metropolitano
Colombia

Gallego-Alzate, José B.; Osorio-Usuga, Jaime A.; Lora-Restrepo, Juan D.
Progreso Técnico y Poder de Mercado en la Industria Textil: Evidencia Empírica para Colombia, 1975-
2006

Tecno Lógicas, núm. 27, diciembre, 2011, pp. 139-157

Instituto Tecnológico Metropolitano

Medellín, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=344234327009>

- 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

Progreso Técnico y Poder de Mercado en la Industria Textil: Evidencia Empírica para Colombia, 1975-2006

José B. Gallego-Alzate¹

Jaime A. Osorio-Usuga²

Juan D. Lora-Restrepo³

Resumen

Este trabajo presenta los resultados de un estudio relacionado con la existencia de poder de mercado en la industria textil colombiana desde 1975 hasta 2006. Se utiliza como indicador de poder de mercado el índice de Lerner, obtenido a partir de la generalización del residuo de Solow. La estimación se realiza utilizando series de tiempo obtenidas de la Encuesta Anual Manufacturera y aplicando el método de los mínimos cuadrados ordinarios. La conclusión fundamental es la confirmación de la existencia de poder de mercado en la industria textil, al estimarse un índice de Lerner mayor que cero y un markup de Hall mayor que uno.

Palabras clave

Poder de mercado, costo marginal, índice de Lerner, residuo de Solow, industria textil.

-
- 1 Facultad de Ingenierías, Instituto Tecnológico Metropolitano, Medellín-Colombia, josegallego@itm.edu.co
 - 2 Dirección de Desarrollo Territorial, Departamento Nacional de Planeación, Bogotá-Colombia, jaimeusuga@gmail.com
 - 3 Planeación Financiera, Sadinsa S.A., Bogotá-Colombia, lorarestrepo@gmail.com

Fecha de recepción: 21 de junio de 2011
Fecha de aceptación: 18 de octubre de 2011

Abstract

In this paper, the estimation of market power in the Colombian textile industry during 1975-2006 is presented. It is applied as indicator Lerner index based on Solow's residual, the information is of the manufacturing annual survey and method estimation is the square ordinary minimums. The key conclusion is confirmation of the existence of market power, estimated at a rate of greater than zero Lerner index and Hall markup of more than one.

Keywords

Market power, cost margin, Lerner index, Solow's residual, textile industry.

1. INTRODUCCIÓN

El sector textil comprende la elaboración de hilos e hilazas y la elaboración de tejido plano y de punto a partir de fibras de origen animal, vegetal o mineral. Este renglón de actividad es de suma importancia para la economía colombiana dada su participación del 16,36% en el producto total de la industria manufacturera durante el año 2005 y sus procesos intensivos en mano de obra, los cuales generan el 22,74% del empleo dentro de la industria, de acuerdo con la Encuesta Anual Manufacturera (DANE, 2006), el cambio técnico incorporado, la participación sobre las exportaciones totales, entre otros factores dan cuenta de la importancia del proceso de producción textilera en la estructura productiva de Colombia. Por tal motivo, el estudio sobre su poder de mercado, su organización y nivel de concentración se hace relevante; más aún si consideramos que no se cuenta con investigaciones que analicen este fenómeno a la luz de cambios estructurales como la apertura económica de la década de 1990.

Este artículo presenta los resultados de una investigación relacionada con la existencia de poder de mercado en la industria textil colombiana durante 1975-2006. El estudio se realiza bajo el enfoque de la denominada Nueva Organización Industrial Empírica. En particular, el trabajo se apoya en una variación del modelo desarrollado por (Hall, 1988) fundamentado en el concepto de residuo de Solow (Solow, 1957). La variación fue desarrollada por (Linnosmaa et. al., 2004), y es el modelo estimado en esta investigación. Las series de tiempo para el análisis econométrico son obtenidas con base en la información sectorial recopilada por el DANE a través de la Encuesta Anual Manufacturera.

El objetivo es determinar la existencia de poder de mercado en el sector textil colombiano durante el período 1975-2006 a partir de la estimación del margen precio-costo marginal. Para el logro del objetivo, el presente trabajo consta de la presente introducción, luego se presenta la estructuración teórica del modelo a desarrollar, los resultados de la estimación, un análisis de las estimaciones obtenidas y finalmente las conclusiones. Como resultados adicionales, se calcula el residuo de Solow, el costo marginal de la

industria, la elasticidad precio de la demanda y el crecimiento del progreso técnico.

2. ESTRUCTURACIÓN TEÓRICA

2.1 El Residuo de Solow en Mercados Competitivos

Para obtener el residuo de Solow en mercados competitivos se parte de los siguientes supuestos: la estructura de mercado es de competencia perfecta para los productos y los factores; el cambio técnico es neutral; y una tecnología en la que la función de producción exhibe rendimientos constantes a escala en sus factores. Para estimar el progreso técnico o residuo de Solow, se parte de una función de producción con progreso técnico y dos factores de producción, así:

$$Q_t = A_t f(K_t, L_t) \quad (1)$$

donde Q es el volumen de producción (producto total); f representa la función de producción; K es la medida del insumo capital; L es la cantidad de trabajo medido en unidades físicas, y la variable A representa el progreso técnico. Además, el tiempo no aparece directamente en la función de producción, sino que lo hace a través de las variables Q , A , L , K , indicando que la producción varía en el tiempo sólo si lo hacen las variables que la determinan (Romer, 2001).

Derivando a la función de producción respecto al tiempo (Gallego, 2009)

$$\frac{\partial Q_t}{\partial t} = \frac{\partial A_t}{\partial t} \frac{Q_t}{A_t} + A_t \left[\frac{\partial f(K_t, L_t)}{\partial K_t} \frac{\partial K_t}{\partial t} + \frac{\partial f(K_t, L_t)}{\partial L_t} \frac{\partial L_t}{\partial t} \right] \quad (2)$$

Al incluir en (2) la notación para tasas de crecimiento y multiplicando por un factor uno (por $\frac{K_t}{K_t}$ y por $\frac{L_t}{L_t}$), se obtiene:

$$\frac{\dot{Q}}{Q_t} = \frac{\dot{A}}{A_t} + \frac{A_t}{Q_t} \frac{\partial f(K_t, L_t) K_t}{\partial K_t} \frac{\dot{K}}{K_t} + \frac{A_t}{Q_t} \frac{\partial f(K_t, L_t) L_t}{\partial L_t} \frac{\dot{L}}{L_t} \quad (3)$$

En competencia perfecta el precio es igual al costo marginal; además el trabajo y el capital son remunerados según sus respectivas productividades marginales. Siendo c el costo marginal, p el precio de mercado del producto, w el salario nominal y r la compensación al capital. En competencia perfecta, las remuneraciones reales a los factores de producción son el salario real (4) y la remuneración real al capital (5)

$$\frac{w}{p} = A \frac{\partial f(K, L)}{\partial L} \quad (4)$$

$$\frac{r}{p} = A \frac{\partial f(K, L)}{\partial K} \quad (5)$$

Reemplazando lo anterior en (3), ésta se puede reescribir como:

$$\frac{\dot{Q}}{Q} = \frac{\dot{A}}{A} + \frac{rK}{pQ} \frac{\dot{K}}{K} + \frac{wL}{pQ} \frac{\dot{L}}{L} \quad (6)$$

y como $p = c$ en competencia, (6) se puede reducir a:

$$\frac{\dot{Q}}{Q} = \frac{\dot{A}}{A} + \frac{rK}{cQ} \frac{\dot{K}}{K} + \frac{wL}{cQ} \frac{\dot{L}}{L} \quad (7)$$

En (7), $\frac{wL}{cQ}$ es la participación del valor del trabajo en el valor de la producción, en tanto que $\frac{rK}{cQ}$ es la participación de la compensación al capital, y que en competencia perfecta se denota por \tilde{S}_l y \tilde{S}_k , respectivamente. Sin embargo, como la suma de las

participaciones del capital y el trabajo en la producción es igual a uno, $\tilde{S}_l + \tilde{S}_k = 1$, y de esto último $\tilde{S}_k = 1 - \tilde{S}_l$. Así entonces, de (7) tenemos:

$$\frac{\dot{Q}}{Q} = \frac{\dot{A}}{A} + \tilde{S}_k \frac{\dot{K}}{K} + \tilde{S}_l \frac{\dot{L}}{L} \quad (8)$$

Esto es:

$$\frac{\dot{Q}}{Q} = \frac{\dot{A}}{A} + (1 - \tilde{S}_l) \frac{\dot{K}}{K} + \tilde{S}_l \frac{\dot{L}}{L} \quad (9)$$

Si se resuelve la expresión entre paréntesis y se toma factor común \tilde{S}_l , tenemos:

$$\left[\frac{\dot{Q}}{Q} - \frac{\dot{K}}{K} \right] = \frac{\dot{A}}{A} + \tilde{S}_l \left[\frac{\dot{L}}{L} - \frac{\dot{K}}{K} \right] \quad (10)$$

Despejando $\frac{\dot{A}}{A}$ de (10) se obtiene el residuo de Solow bajo competencia perfecta:

$$\left[\frac{\dot{Q}}{Q} - \frac{\dot{K}}{K} \right] - \tilde{S}_l \left[\frac{\dot{L}}{L} - \frac{\dot{K}}{K} \right] = \frac{\dot{A}}{A} \quad (11)$$

El residuo mide el cambio del producto no explicado por el cambio en el trabajo o el capital. Pero un hecho relevante en la ecuación consiste en que el residuo de Solow es independiente de la razón producto/capital en industrias competitivas (Hall, 1988).

2.2 Generalización del Residuo de Solow

En competencia imperfecta, bajo monopolio u oligopolio, el precio de mercado excede al costo marginal, es decir $p - c > 0$. Si este exceso del precio sobre el costo marginal se divide por p , se obtiene el índice de Lerner de poder de mercado con un estricto valor positivo, $\frac{p - c}{p} = \beta$, indicador a estimar en el modelo más adelante.

En competencia perfecta, la participación relativa del trabajo en el producto es $\tilde{S}_l = \frac{wL}{cQ}$; al multiplicar y dividir por p ,

$$\tilde{S}_l = \frac{wL}{cQ} \frac{p}{p} = \frac{p}{c} \frac{wL}{pQ}, \text{ que es representado por } \tilde{S}_l = \frac{p}{c} S_l. \text{ Esta}$$

última expresión se puede escribir como $\tilde{S}_l = \frac{S_l}{\frac{c}{p}}$. Si a c se suma y

$$\text{resta } p, \text{ entonces } \tilde{S}_l = \frac{S_l}{\frac{c-p+p}{p}} = \frac{S_l}{\frac{p}{p} - \frac{p-c}{p}}, \text{ y así:}$$

$$\tilde{S}_l = \frac{S_l}{1 - \beta} = (1 - \beta)^{-1} S_l \quad (12)$$

Reemplazando (12) en (11) se obtiene:

$$\frac{\dot{A}}{A} = \left[\frac{\dot{Q}}{Q} - \frac{\dot{K}}{K} \right] + (1 - \beta)^{-1} S_l \left[\frac{\dot{L}}{L} - \frac{\dot{K}}{K} \right] \quad (13)$$

Si (13) es multiplicada por $(1 - \beta)$:

$$\frac{\dot{A}}{A} (1 - \beta) = \left[\frac{\dot{Q}}{Q} - \frac{\dot{K}}{K} \right] - \beta \left[\frac{\dot{Q}}{Q} - \frac{\dot{K}}{K} \right] - S_l \left[\frac{\dot{L}}{L} - \frac{\dot{K}}{K} \right] \quad (14)$$

Ordenando términos:

$$\left[\frac{\dot{Q}}{Q} - \frac{\dot{K}}{K} \right] - S_l \left[\frac{\dot{L}}{L} - \frac{\dot{K}}{K} \right] = \frac{\dot{A}}{A} (1 - \beta) + \beta \left[\frac{\dot{Q}}{Q} - \frac{\dot{K}}{K} \right] \quad (15)$$

El lado izquierdo de (15) es una generalización del original residuo de Solow desde la perspectiva del índice de Lerner, que bajo competencia imperfecta no es independiente de la tasa de crecimiento de la razón producto/capital; sin embargo, el progreso técnico es ahora procíclico, porque en competencia imperfecta el precio excede al costo marginal y el índice de Lerner es mayor que cero. Bajo competencia imperfecta se presenta correlación positiva entre el residuo de Solow y la tasa de crecimiento de la razón producto/capital; es precisamente esta correlación la que permite estimar el margen precio-costo marginal o índice de Lerner para la industria textil colombiana.

Bajo competencia perfecta, el índice de Lerner es cero y (15) es equivalente a (11). Si el índice de Lerner es positivo, existe poder de mercado en la industria y con él beneficios adicionales sobre el nivel de competencia. Este poder permite, en caso de monopolio, obtener beneficios adicionales o rentas monopolísticas (Stiglitz, 2005).

3. MODELO EMPÍRICO, CONSTRUCCIÓN DE VARIABLES Y ESTIMACIÓN

3.1 Modelo Empírico

El modelo empírico para la estimación del índice se basa en (15). El modelo econométrico es $r_t = c_1 + c_2 q_t + v_t$, donde

$r_t = \left[\frac{\dot{Q}}{Q} - \frac{\dot{K}}{K} \right] - S_l \left[\frac{\dot{L}}{L} - \frac{\dot{K}}{K} \right]$, r_t es el residuo de Solow en el año t , la parte izquierda de (15).

$c_1 = \frac{\dot{A}}{A}(1 - \beta)$; c_1 es la medida del progreso técnico ajustado por el índice de Lerner, es constante en el modelo y representa el intercepto, $c_2 = \beta$; el coeficiente de regresión c_2 , es el índice de Lerner. Un valor positivo indica que la industria tiene poder de mercado. La teoría económica sugiere que el valor de c_2 está comprendido entre cero y uno, $q_t = \left[\frac{\dot{Q}}{Q} - \frac{\dot{K}}{K} \right]$. q_t es la tasa de

crecimiento de la razón producto/capital en el año t .

En la estimación del modelo se supone que el termino error ν_t presenta distribución normal con media cero $E(\nu_t)=0$, y varianza σ^2 constante (homoscedasticidad). No existe autocorrelación de ninguna orden en los términos error. Además, la variable explicativa no está correlacionada con el término de error.

Sin embargo, debe observarse que cualquier choque causa un cambio en la tasa de crecimiento de la relación capital-producto y un cambio menos que proporcional en la tasa de crecimiento de la relación capital-trabajo. Esto genera un cambio simultáneo en la variable independiente del modelo, la cual es la tasa de crecimiento de la productividad total factorial. Por consiguiente, habría simultaneidad entre las variables, lo cual crea correlación entre el término de error y la variable independiente del modelo, llevando a que la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de los parámetros del modelo pueda ser inconsistente, ineficientes y sesgada (Linnosmaa, et.al., 2004; Schmidt, 2005). La propiedad de la consistencia depende de que $E(\nu_t / q_t) = 0$, si este supuesto no se cumple, q_t es endógena. Para detectar la endogeneidad de la variable explicativa q_t se aplica la prueba Hausman utilizando variable instrumental.

El instrumento Δz_t debe ser exógeno, esto es, no estar correlacionado con ν_t (es decir $corr(\Delta z_t / \nu_t) = 0$), pero debe ser relevante, es decir fuertemente correlacionado con la variable endógena $corr(\Delta z_t / q_t) \neq 0$. Se utiliza la renta nacional disponible como instrumento, porque afecta a la tasa de crecimiento de la razón pro-

ducto/capital a través del efecto sobre la demanda interna textil (aunque no todos los productos demandados son de producción nacional), pero no tiene efectos, presumiblemente, sobre el progreso técnico de la industria.

3.2 Construcción de Variables

Los datos son agregados de las empresas de la industria textil que ofrecen información al DANE por medio de la Encuesta Anual Manufacturera. En la construcción de las variables del modelo, se calcula primero la tasa de crecimiento del producto (del valor agregado), del stock de capital y del trabajo. Posteriormente, para calcular la productividad, se tomó la diferencia entre la tasa de crecimiento del producto y del stock de capital, y entre la tasa de crecimiento del trabajo y el stock de capital; esta última diferencia es ponderada por la participación del trabajo en el valor de la producción (Harberger, 1969). La productividad se calcula utilizando el lado izquierdo de (15). En la Tabla 1 se presentan las series obtenidas para estimar el modelo empírico.

Tabla 1. Series para la estimación del modelo. Fuente: Autores

Año	rt	Qt	Año	rt	qt
1975	-0,172	-0,205	1991	-0,156	-0,158
1976	0,242	0,245	1992	-0,127	-0,034
1977	0,100	0,095	1993	0,006	-0,021
1978	0,040	0,000	1994	0,011	0,001
1979	-0,036	-0,054	1995	0,063	0,033
1980	-0,189	-0,267	1996	0,065	0,028
1981	-0,152	-0,194	1997	-0,102	-0,083
1982	-0,044	-0,126	1998	-0,025	-0,078
1983	-0,009	-0,074	1999	-0,129	-0,170
1984	0,177	0,178	2000	0,131	0,067
1985	0,088	0,061	2001	-0,056	-0,064
1986	-0,028	-0,038	2002	-0,053	-0,057
1987	0,035	0,033	2003	-0,016	0,000
1988	0,208	0,190	2004	0,059	0,056
1989	0,007	-0,001	2005	-0,002	0,012
1990	-0,011	-0,033	2006	0,037	0,030

3.3 Estimación

El primer trabajo a realizar con series de tiempo es determinar si son estacionarias y si entre ellas existe una relación de cointegración. Si se realiza la regresión de una serie de tiempo no estacionaria sobre otra no estacionaria se puede obtener una regresión espuria, en apariencia, una relación estadísticamente significativa cuando en realidad no sucede así.

La estacionariedad se refiere a que el proceso estocástico generador de la serie tiene media y varianza constante en el tiempo (no dependen del tiempo) y el valor de la covarianza entre dos períodos depende del rezago y no del tiempo. Si dos series no estacionarias presentan entre ellas una relación de equilibrio o de largo plazo, se dice que son cointegradas. Para verificar la cointegración se hace una prueba de raíz unitaria a los residuos. Si se verifica que dos o más variables integradas del mismo orden están cointegradas, se asegura una relación entre ellas no espuria, y es además estacionaria, es decir, presenta equilibrio estable y no acumula perturbaciones de períodos anteriores.

A continuación se realiza el análisis de la estacionariedad de las series y la relación de cointegración. Para el efecto, se aplica la prueba de raíces unitarias desarrollada por Phillips – Perron sobre las series r_t y q_t . En la Tabla 2 se presentan los resultados. Para sendas variables, el p-valor del contraste es menor que 0,05 e indica que las series son estacionarias. Se infiere que las series son integradas de orden cero. Adicionalmente, se debe determinar si entre r_t y q_t existe una relación de cointegración. La prueba consiste en determinar la estacionariedad de los residuos. Para ello, se realiza la regresión de r_t contra q_t con el fin de generar los residuos de la regresión y verificar la presencia de raíz unitaria. Como el resultado en p-valor es menor que 0.05, se concluye que los residuos son estacionarios. Por lo tanto, al ser las series r_t y q_t integradas del mismo orden y los residuales estacionarios, las variables del modelo cointegran y la estimación del modelo $r_t = c_1 + c_2 q_t + v_t$ muestra una relación no espuria.

Antes de estimar el modelo, es necesario verificar la no presencia de correlación entre la variable explicativa y el término error, es decir la endogeneidad de q_t . Para ello se realiza la prueba de endogeneidad de Hausman utilizando como variable instrumental a la renta nacional bruta disponible (Ydt). De acuerdo con la Tabla 2, donde se presenta el *test* de raíces unitarias Phillips–Perron, la serie Ydt es integrada de orden cero.

Tabla 2. Análisis de series, endogeneidad y quiebre estructural. Fuente: Autores			
Variable/ Modelo	Prueba	Resultado	Observación
rt	<i>Test raíz</i>	P-valor 0,0005	Serie estacionaria
qt	<i>unitaria</i>	P-valor 0,0008	Serie estacionaria
residuales	<i>Phillips-Perron</i>	P-valor 0,0006	Las variables cointegran
Variable instrumental Ydt	<i>Test raíz unitaria Phillips-Perron</i>	P-valor 0,0011	Serie estacionaria
Prueba de endogeneidad: $q_t = a_1 + a_2 Yd_t + v_t$	<i>Prueba Hausman</i>	Coefficiente Ydt P-valor 0,1640	Coefficiente no significativo al 95%
Residuales	<i>Test raíz unitaria</i>	P-valor 0,0022	Residuales estacionarios
$r_t = c_1 + a_2 q_t + resid$	<i>M.C.O.</i>	P-valor 0,1383 $R^2 = 0,92$ DW = 1,956	Residuales no significativos al 95%. La variable qt no es endógena
Ruptura estructural para 1992	<i>Prueba Chow</i>	P-valor=0,000	Existe cambio estructural en 1992

Con la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de la regresión entre la variable endógena q_t respecto a su instrumento Ydt y los residuales se determina la estacionariedad y endogeneidad, según el contraste Hausman. En la Tabla 2 se presentan los resultados. Se observa que el coeficiente de la variable Ydt no es estadísticamente, significativo. Teniendo en

cuenta los resultados anteriores, se estima el modelo original incluyendo los residuales como variable explicativa. Si los residuales son significativos se concluye que la variable explicativa q_t es endógena. Se estima la regresión de r_t con respecto a q_t y residuales, incluyéndose intercepto.

El resultado se presenta en la Tabla 3. Se observa como el coeficiente de la variable “resid” no es significativo al 95%, y aunque los demás estadísticos, R^2 y el Durbin-Watson, son apropiados, se infiere desde el contraste de Hausman que el regresor q_t no es endógeno. La prueba Chow detecta ruptura estructural en el año 1992, por lo que se incluye en la estimación del modelo una dummy aditiva para este año que toma el valor de 1, y cero en el resto del período caso

Tabla 3. Estimación del modelo y diagnóstico. Fuente: Autores

Estimación	Método	Resultado	Observación
$r_t = c_1 + c_2 q_t + c_3 D + v_t$	M.C.O	$c_1=0,020143$ $p\text{-valor}=0,0001$ $c_2=0,899$ $p\text{-valor}= 0,000$ $c_3=-0,0117$ $P\text{-valor}= 0,0001$	Coeficientes significativos, Índice de Lerner positivo, $0 < \beta < 1$
Normalidad de los residuos	Test de normalidad	JB: 0,448183 Prob. 0,799	Se acepta formalmente la normalidad de los residuos P-valor>0.05
Autocorrelación	Breusch-Godfrey	F:1,17108 P-valor: 0,325 Chi cuadrado: 2,55 P-valor: 0,2779	P-valor>0.05. No estructura auto-regresiva.
Heteroscedasticidad	Test White	F: 0,7426 P-valor: 0,5338 Productos cruzados: 2,36 P-valor: 0,5051	Al 95% los p-valores de la F y términos cruzados son mayores al 5.00% Homoscedasticidad

4. ANÁLISIS DE RESULTADOS Y DISCUSIÓN

El presente estudio permite verificar el comportamiento asumido por la industria textil en Colombia entre 1975 y 2006. En la evolución de la serie r_t , se observa cómo el residuo de Solow en 1975 fue -0,17 y durante varios periodos presentó valores negativos, para cerrar en 0,03 en 2006. Es de anotar que durante las décadas de 1970 y 1980, dicha variable mostró un comportamiento altamente heterogéneo, posiblemente asociado a la estructura propia del sector, determinada por políticas proteccionistas. Por el contrario, la década de 1990 marcó la estabilización del progreso técnico, cuyas fluctuaciones fueron menos notorias, a pesar de que evidenció un leve decrecimiento principalmente durante la desaceleración y recesión económica a finales de la década de 1990.

La caída en el crecimiento del progreso técnico concuerda con las crisis más agudas que se presentaron durante el período analizado; la crisis de acumulación de capital de finales de la década de 1970 y principios de la década de 1980, y la recesión de 1999 (Departamento Nacional de Planeación, 2003). La oscilación de la serie indica que el progreso técnico incorporado en el sector asume una senda altamente fluctuante hasta la década de 1990, pero se estabiliza luego de la apertura de 1990, tal y como se evidencia en la Fig. 1.

Del mismo modo, la tasa de crecimiento de la relación producto capital pasó de valores negativos, -0,20 en 1975 a 0,03016 en 2006. Esto indica que los procesos productivos han sido altamente intensivos en el uso del factor trabajo, hecho que se evidencia a partir de los valores negativos alcanzados por el crecimiento de dicha variable durante varios años del periodo analizado. No obstante, a partir del año 2003 manifestó un leve crecimiento, lo cual determinó que para el año 2006 el valor alcanzado por la razón anteriormente mencionada fuera positivo. Sin embargo, este leve crecimiento denota la insuficiencia de los esfuerzos realizados por los empresarios en aras de incrementar la intensidad en el uso del capital, pues la evolución de la razón producto-capital aun manifiesta valores muy bajos, tal y como se visualiza en la Fig. 2.

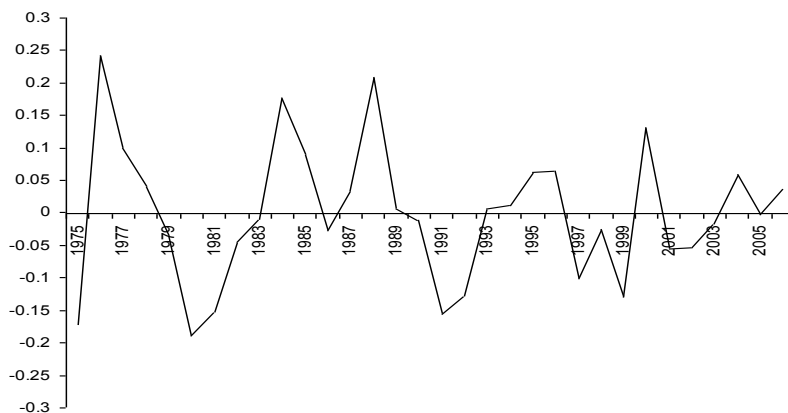


Fig. 1. Crecimiento del residuo de Solow (progreso técnico) del sector textil colombiano, 1975-2006. Fuente: Autores

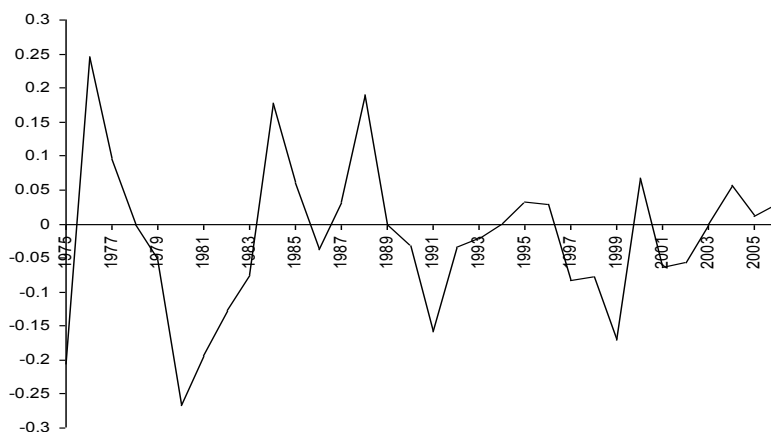


Fig. 2. Crecimiento de la relación capital/trabajo del sector textil colombiano, 1975-2006. Fuente: Autores

Entre los resultados más relevantes cabe destacar el comportamiento del poder de mercado desde el punto de vista de la producción. El índice de Lerner para la industria textil colombiana entre 1975 y 2006 es positivo y significativamente diferente de cero. El valor estimado es de 0,899 permitiendo afirmar la

existencia de poder de mercado en la industria textil. En el período de 1975 a 1990, la industria textil estaba altamente concentrada, pues era un sector cerrado al comercio internacional y protegido por el Estado con barreras al comercio. Se contaba con la participación de pocas empresas que jalonaron la industrialización en el país. La protección generaba procesos intensivos en mano de obra, consecuentes con una mayor generación de empleo en el país y los pocos incentivos para aumentar la eficiencia productiva. Luego de 1990, se da la apertura económica y la entrada de importaciones al mercado nacional; sin embargo, la competencia en el país no aumentó como para afirmar que los procesos tendieron a mercados competitivos. Al contrario, la industria se transformó y con las mejoras en los procesos de producción dejó por fuera varias empresas, que por problemas internos, como el alto pasivo pensional, procesos altamente intensivos en mano de obra y obsolescencia tecnológica, salieron del mercado o fueron absorbidas por las que sobrevivieron al proceso de apertura.

Las razones anteriores explican la alta concentración de la producción en este sector, aunque esto no se refleja en altas tasas de ganancia, debido en parte a la competencia por parte de las importaciones de textiles, tanto legales como ilegales. Asimismo surgieron nuevas empresas que aprovecharon el cambio técnico y de fisonomía del producto, al pasar de procesos de elaboración de tejido plano a de tejido de punto, para posicionarse tanto en el mercado nacional como internacional. En cuanto al comportamiento de la demanda de productos textiles producidos en Colombia, la elasticidad precio de la demanda (calculada como el inverso del índice de Lerner) arroja un resultado de 1,112; siendo elásticos ante el precio los productos de esta industria, es decir, ante una variación de 1% en el precio, la cantidad demandada varía en un 1,112% en el sentido inverso del cambio en el precio. Estos resultados se presentan en la Tabla 4.

El valor estimado del índice de Lerner implica que el costo marginal de la industria ascienda a 0,101 mientras que el markup de Hall, definido como la relación precio/costo marginal, es de 9,9. Se observa entonces, que la industria textil está en el tramo elástico de la curva de la demanda, comprobando el comportamiento como bien ordinario, es decir, la cantidad

demandada aumenta más que proporcionalmente en la medida en que disminuye el precio.

Tabla 4. Poder de mercado e indicadores estimados. Fuente: Autores

Variable	Definición	Resultado
Índice de Lerner	$\beta = \frac{p - c}{p}$	0,899
Costo marginal	c	0,101
Markup de Hall	$\mu = \frac{P}{c}$	9,9
Elasticidad precio de la demanda	$ \varepsilon = \frac{1}{\beta}$	1,112
Productividad total de los factores promedio anual	$\frac{\dot{A}}{A}$	19,86%

En términos generales, estos resultados manifiestan un alto grado de poder de mercado, concentración de la producción en unas pocas empresas y restricción de la competencia representada en barreras a la entrada, monopolios naturales o distorsiones como monopolios legales y algunas barreras arancelarias que siguen protegiendo a la industria nacional. Así entonces, es posible aseverar que en la industria textil existe un alto poder de mercado, a pesar del cual no se puede asegurar que los márgenes de ganancias sean igualmente altos dado que no es posible observar el comportamiento de la curva de costo medio con relación a la curva de demanda. Asimismo se puede concluir que el problema del sector está marcado por una precaria inversión en la mejora de los procesos de producción con vistas a hacerlo más competitivo en los mercados internacionales.

La tasa de crecimiento anual promedio de la productividad técnica factorial es de 19,86%. Al comparar este indicador con el poder de mercado del sector y la razón de crecimiento de la razón capital trabajo, se puede afirmar que la productividad total es procíclica y permite calcular el índice de Lerner como medida del poder de mercado, sin contradecir las implicaciones del modelo de Solow.

5. CONCLUSIONES

Este artículo presenta el desarrollo teórico de un modelo para estimar el margen precio-costo marginal o índice de Lerner para la industria textil colombiana. Los cálculos arrojan un índice de Lerner de 0,899, del que se deduce el costo marginal (0,101) y el markup de Hall (9,9). En conclusión, se verifica la existencia de poder de mercado en la industria textil colombiana, al estimarse un índice de Lerner mayor que cero y un markup de Hall mayor que uno.

El poder de mercado en la producción de textiles en Colombia, implica transferencia de excedente del consumidor al productor, menor demanda de factores de producción respecto de la situación de competencia perfecta, por lo que habría pérdida irrecuperable de eficiencia. La productividad total de los factores en la industria textil colombiana, con un promedio anual de crecimiento de 19,86%, es altamente procíclica. La tasa de crecimiento de la razón producto/capital explica significativamente las variaciones en el residuo de Solow.

Con el modelo desarrollado se determinó el nivel de concentración en la industria textil, sin embargo, no fue posible obtener el precio final y la tasa de ganancia del sector, debido a la falta de información para estimar el costo medio de la industria.

6. REFERENCIAS

- Gallego, J., (2009); Modelo teórico para la determinación del poder de mercado, *Tecno Lógicas*, 22: 189-208.
- Hall, R., (1988); The relation between price and marginal cost in U.S. industry. *The journal of Political Economy*, 96(5): 921-947.
- Harberger, A., (1969); La tasa de crecimiento del capital en Colombia. *Revista de Planeación y Desarrollo*. Departamento Nacional de Planeación, 1(3): 13-42.
- Linnosmaa, I., Hermans, R., Hallinen, T., (2004); Price-cost marginal in the pharmaceutical industry. Empirical evidence from Finland. *European Journal Health Economics*, 5: 122-128.

- Romer, D., (2001); Macroeconomía Avanzada. España: Mc Graw –Hill.
- Schmidt, S. J., (2005); Econometría. México: Mc Graw –Hill.
- Solow, R., (1957); Technical change and the aggregate production function, Review of economics and statistics, 39(3): 312-320.
- Stiglitz, J. E., (1998); Microeconomía. España: Ariel.