

# Diferencias regionales en la eficiencia técnica del sector confecciones en Colombia: un análisis de fronteras estocásticas\*

María Cecilia Acevedo Villalobos\*\* & Jorge Ramírez Vallejo\*\*\*

**Resumen:** Este artículo explora el vínculo entre aglomeración y eficiencia técnica en la industria de confecciones colombiana. A través del método del análisis de fronteras estocásticas (SFA) se estima la eficiencia para las firmas pertenecientes al sector de confecciones por departamento para probar si la aglomeración empresarial contribuye a acercar más a las unidades productivas a su frontera de producción eficiente. La evidencia sugiere que, al menos en un nivel agregado, existe una relación positiva entre la concentración industrial y la eficiencia en la producción. Este artículo también realiza una contribución metodológica, dado que es el primero en Colombia en aplicar una función de producción estocástica para demostrar el vínculo entre la aglomeración y la eficiencia.

**Palabras clave:** Frontera estocástica, eficiencia técnica, confecciones, aglomeración industrial

**Clasificación JEL:** C23, D20, L67

**Recibido:** 13 de octubre de 2005. **Aprobado:** 20 de diciembre de 2005.

## 1. Introducción

La competitividad de un país está claramente relacionada con la productividad de su industria. Sin embargo, una consideración general de los indicadores de desempeño de la productividad a nivel nacional puede conducir a conclusiones erróneas, puesto que el comportamiento de la industria manufacturera puede exhibir profundas diferencias en diferentes regiones geográficas. Como consecuencia, la literatura reciente acerca de estudios regionales se ha enfocado de manera importante en las asimetrías regionales dentro de los países: Albert (1998), Bannister y Stolp (1995), Dinc y Haynes (1999) y Driffield y Munday (2001).

Este tema es relevante para Colombia, dadas las diferencias existentes entre los departamentos. Los resultados del trabajo de Meisel y Morón (1999) son bastante evidentes en cuanto al impacto positivo sobre las tendencias en la dispersión del PIB per cápita que han tenido en las últimas décadas Bogotá, que se consolida como la gran metrópoli colombiana, y la Costa Caribe, que ha sufrido un proceso de empobrecimiento relativo a lo largo de todo el siglo XX.

El objetivo primordial de este estudio es identificar las disparidades regionales en la eficiencia técnica del sector confecciones en Colombia e investigar las posibles determinantes de dicho di-

\*\* Magíster en Economía. Profesora e investigadora, Centro de Estrategia y Competitividad, Facultad de Administración, Universidad de los Andes. Correo electrónico: mar-acev@uniandes.edu.co

\*\*\* Ph.D. en Economía Aplicada. Director del Centro de Estrategia y Competitividad, Facultad de Administración, Universidad de los Andes, Correo electrónico: jrv@adm.uniandes.edu.co

<sup>1</sup> La fuente de este artículo es investigación en la línea de trabajo sobre aglomeración espacial y productividad, del Centro de Estrategia y Competitividad (CEC). El CEC está adscrito a la Facultad de Administración de la Universidad de los Andes.



ferencial, a través del método del análisis de fronteras estocásticas (SFA) con datos de panel para departamentos seleccionados en el período 1992-2001.

La contribución del artículo consiste en vincular la investigación sobre la estimación de la eficiencia técnica con la investigación que han demostrado las economías asociadas con la aglomeración espacial. Con ese propósito se estima un modelo de función de producción de frontera estocástica, en el cual los efectos de ineficiencia técnica son especificados como una función de algunas variables explicativas apropiadas, siguiendo a Battese y Coelli (1995). Los datos para este análisis consisten en un panel de los 11 departamentos para los cuales el DANE reporta cifras correspondientes a las firmas dedicadas a la fabricación de confecciones en el período 1992-2001<sup>1</sup>.

Como se describe en la revisión de literatura, este artículo constituye el segundo intento de identificación de los factores que explican la eficiencia técnica en algún sector productivo en América Latina. Sin embargo, es el primer esfuerzo en la región que vincula eficiencia técnica en un sector industrial con variables relacionadas con la aglomeración empresarial.

Lo que sigue del artículo se distribuye de la siguiente manera: en la segunda sección se presenta la revisión de literatura relevante y el marco teórico de esta investigación, la tercera sección describe el modelo económico a estimar, cuyos resultados se resumen en la cuarta sección. La quinta sección concluye y discute las principales implicaciones de política.

Del artículo se desprende que las empresas productoras de confecciones en Colombia no se encuentran produciendo en su frontera eficiente sino por debajo de ella y que uno de los principales factores que las acerca a esta frontera es la aglomeración regional.

## 2. Economías de aglomeración y eficiencia técnica

De acuerdo con la teoría económica regional, hay tres tipos de economías de las cuales las firmas se pueden beneficiar, dependiendo de su localización<sup>2</sup>:

**Economías de escala en el interior de la firma:** resultan de incrementar el nivel de la producción y se generan por su localización en áreas metropolitanas con

una demanda relativamente mayor para los productos de ciertas industrias. Krugman (1991) sugiere que la aglomeración industrial es el resultado de vínculos en la demanda entre firmas, que se crean por la interacción de los costos de transporte y de los costos fijos en la producción. En este caso, las economías son internas y no externas a la firma, y hay costos de transporte para los envíos de los bienes entre regiones.

El modelo básico es similar al que se deriva de la teoría de comercio internacional de Krugman (1980), extendido a una estructura regional. Los individuos prefieren consumir la máxima variedad de productos, pero los costos fijos en la producción limitan el número de bienes que se puede producir. En respuesta a las preferencias por la variedad, las firmas se diferencian en sus productos, de modo de cada bien es producido por una sola firma. Dado que los costos de producción son fijos, las firmas prefieren concentrarse en un solo lugar y, dados los costos de transporte, las firmas prefieren localizar sus plantas cerca de los mercados grandes. Así, las firmas se concentran en regiones por la posibilidad de servir un mercado local extenso de una sola planta con bajos costos de transporte.

Resultados similares se obtienen de Fujita (1988), Rivera-Batiz (1988) o Venables (1996). En el modelo de Venables, los vínculos verticales entre industrias ayudan a los consumidores y a los proveedores a tomar decisiones de forma interdependiente. Cuando una industria de los eslabones iniciales del proceso productivo expande el rango de bienes intermedios que produce, las industrias de eslabones posteriores se benefician tanto porque valoran los insumos especializados como porque obtienen estos insumos a menores costos. Esos costos y vínculos por el lado de la demanda aumentan el incentivo a la aglomeración.

**Economías de localización:** resultan de la concentración de muchas firmas de la misma industria en la región. Las economías de localización se acumulan debido a la existencia de insumos o factores especializados, que pueden ser compartidos por firmas en la misma industria. Además, la proximidad de muchas firmas en la misma industria ofrece beneficios en la diseminación de la información, tanto por el lado de la producción (en la adopción de nuevos procesos de producción, por ejemplo) como por el de la demanda (con una proximidad cercana a la competencia y a los consumidores).

<sup>1</sup> Para este estudio, la fabricación de confecciones comprende la producción de prendas de vestir elaboradas en establecimientos de más de 10 trabajadores, cuyas cifras de producción, consumo de materias primas y generación de empleo sean incluidas dentro de la Encuesta Anual Manufacturera.

<sup>2</sup> Para una mayor exposición de los beneficios obtenidos de la localización, ver Carlino (1978).

Krugman (1991) argumentó que mientras los *spillovers* de conocimiento estén geográficamente restringidos, son imposibles de medir porque “los flujos de conocimiento son invisibles, no dejan rastros de papel por los cuales puedan ser medidos”. Sin embargo, literatura reciente ha tratado de superar los problemas de disponibilidad de los datos para medirlos y vincularlos a la geografía de la actividad de innovación. Jaffe (1989), Feldman (1994) y Audretsch y Feldman (1996) modificaron el modelo de función de producción de conocimiento para incluir una especificación explícita para la dimensión espacial. Esta evidencia empírica sugiere que la localización y la proximidad claramente importan al aprovechar los *spillovers* de conocimiento.

Jaffe, Trajtenberg y Henderson (1993) muestran que las citaciones de patentes tienden a ocurrir más frecuentemente dentro del estado en el cual se patentó el producto que fuera de éste, y Audretsch y Feldman (1996) encuentran que la propensión de la actividad innovadora a aglomerarse geográficamente tiende a ser mayor en industrias donde el nuevo conocimiento juega un papel más importante. Furman (2003) señala que la orientación científica de los laboratorios de las firmas farmacéuticas está positivamente relacionada con la plataforma científica y tecnológica de la localización relevante.

**Economías de urbanización**<sup>3</sup>: resultan de la concentración regional de toda la actividad económica. Éstas son similares a las economías de localización, pero están relacionadas con la disponibilidad de factores de producción, información y otros factores que no son específicos de la industria, pero son comunes a toda la actividad industrial. Ejemplos de factores que dan por resultado economías de urbanización son el desarrollo de una agrupación grande y variada de trabajadores, el acceso a un mercado ampliado, la existencia de talento empresarial, la presencia de instalaciones mayoristas que reducen el nivel de inventarios requerido por las firmas, y eficiencia en los servicios públicos.

Rosenthal y Strange (2002) han encontrado que la dedicación en horas de los trabajadores profesionales en sus ocupaciones, aumenta conforme se incrementa el nivel de urbanización en una región. Los hallazgos de las investigaciones al respecto determinan que tanto los trabajadores profesionales jóvenes como de edad media laboran periodos más prolongados en las áreas

donde hay altas concentraciones de individuos de profesiones similares. Adicionalmente, se ha encontrado que los profesionales jóvenes están dispuestos a trabajar más tiempo cuando se enfrentan a rivales y donde los incentivos de un ascenso son superiores.

Un número amplio de estudios ha tratado de identificar el impacto de las economías de urbanización en la productividad. Shefer (1973) concluye que duplicar el tamaño de una ciudad incrementaría la productividad entre 14% y 27%, considerando datos de sección cruzada de áreas metropolitanas y grupos de industrias. Para Sveikauskas (1975), el aumento alcanza un 6%-7%, que se encuentra más en línea con el trabajo posterior en esta área.

Segal (1976) logró mejorar la medición del *stock* de capital de los estudios anteriores, para deducir que la productividad es superior en un 8% en las ciudades con dos millones de habitantes o más. Fogarty y Garofalo (1988) encuentran un incremento en la productividad de cerca de 10%, cuando la población de una ciudad se duplica. Para Moomaw (1981), este aumento es de 2.7%, mientras que para Tabuchi (1986) es de 4.3%. En resumen, el tamaño de una ciudad parece aumentar la productividad en una cantidad que varía entre 3% y 8%<sup>4</sup>.

Los estudios que han intentado medir el impacto de la aglomeración en la productividad adolecen de serios problemas. Por un lado, se enfrenta el dilema de la endogeneidad. Las economías de aglomeración incrementan la productividad de la planta, pero los empresarios exitosos se encuentran permanentemente en la búsqueda de localizaciones más productivas. Después de intentar corregir el problema de la endogeneidad a través de variables instrumentales, se ha hallado que los resultados aún siguen expuestos al problema debido a que la localización de una planta en un área y período representa la consecuencia de la decisión de maximización de beneficios.

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

<sup>3</sup> Una revisión más completa de las economías de urbanización en la productividad se encuentra en Eberts y McMillan (1999).

<sup>4</sup> Mientras que en algunas industrias se ha encontrado evidencia de economías de urbanización, la literatura especializada sugiere que la existencia de economías de localización es aún más significativa. Nakamura (1985) y Henderson (1986) estiman funciones de producción para sectores de dos dígitos. El primero encuentra que al duplicar el tamaño de una industria, la productividad se incrementa 4.5%, mientras que duplicar el tamaño de la población conlleva un aumento del 3.4%.

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

### **Fronteras de producción y eficiencia técnica**

El análisis del impacto de la aglomeración sobre la eficiencia constituye una de las áreas más promisorias e inexploradas en la investigación empírica. Las metodologías formalmente más desarrolladas para incorporar la heterogeneidad entre firmas son aquellas basadas en la estimación de fronteras de producción. Sin embargo, son todavía escasos los estudios empíricos de fronteras de producción orientados al análisis del vínculo entre aglomeración, eficiencia y productividad<sup>5</sup>.

En la literatura se encuentran tres aproximaciones generales para el estudio de la frontera de la función de producción de acuerdo con la interpretación que se realice de la desviación con respecto a la frontera. Estas tres aproximaciones pueden ser caracterizadas como determinísticas, probabilísticas y técnicas de estimación estocásticas<sup>6</sup>. La aproximación determinística utiliza toda la muestra de observaciones, pero restringe los puntos observados de producto a caer sobre la frontera o debajo de ella. A pesar de que esta técnica corresponde de forma más cercana al concepto teórico de frontera, como la frontera externa del conjunto de posibilidades de producción, empíricamente es sensible a errores en las observaciones.

Las aproximaciones probabilísticas y estocásticas básicamente tratan de reducir la sensibilidad de la frontera estimada a errores aleatorios. La aproximación probabilística, descrita en Timmer (1971), consigue este objetivo, permitiendo que un porcentaje previamente especificado de las observaciones más eficientes caiga por encima de la frontera. Las fronteras estocásticas, por su parte, especifican tanto una distribución para la eficiencia como variaciones aleatorias en la estructura del error de la frontera estimada.



Las fronteras de producción también se clasifican de acuerdo con la técnica empleada para su construcción. En este caso, las fronteras pueden construirse a partir de aproximaciones paramétricas y no paramétricas. Las primeras imponen una forma funcional para representar la tecnología e incorporan un error de especificación que incluye la presencia de perturbaciones estocásticas. Por el contrario, las aproximaciones no paramétricas, entre las que sobresale el análisis envolvente de datos (DEA, por sus siglas en inglés), se valen de técnicas de programación matemática que no incorporan la presencia de ruido estadístico. Este tipo de metodologías no impone ninguna especificación funcional.

Una frontera eficiente de producción  $f(x)$  define la cantidad máxima del producto que una determinada firma puede producir a partir de un conjunto dado de insumos  $x$ . La frontera de producción provee el límite superior de las posibilidades de producción y la combinación insumo-producto, que para cada productor puede estar localizada sobre la frontera o por debajo de ella.

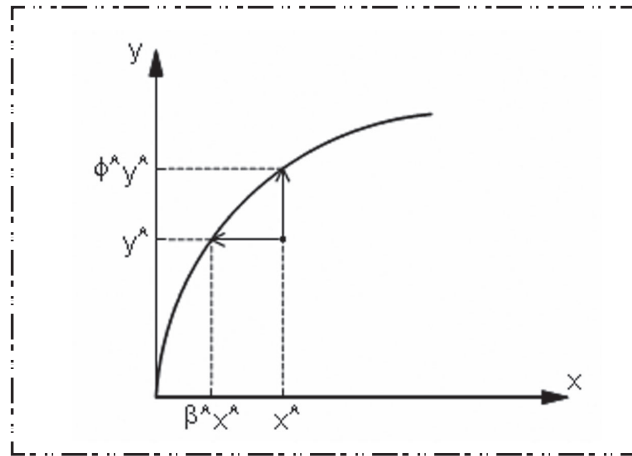
<sup>5</sup> Es importante resaltar que en este estudio no se busca estimar la productividad del sector confecciones sino la eficiencia técnica, es decir, la habilidad de minimizar el uso de los insumos en la producción de un vector de producto dado. También se debe diferenciar la eficiencia técnica, anteriormente descrita, y la eficiencia total, que incluye, además de la técnica, la eficiencia de precios o de asignación. Esta última se refiere a la mejor asignación de recursos escasos entre usos y actividades alternativas.

<sup>6</sup> Para una revisión más amplia de las características de los tres métodos de estimación, ver Nishimizu y Page (1982).

La ineficiencia técnica corresponde a las diferencias que surjan entre ese máximo teórico y lo que realmente produce la firma. Estas diferencias reflejarían que la firma no ha minimizado sus costos del todo, por ejemplo, al elegir proporciones inadecuadas en el uso relativo de distintos insumos. Por tanto, estimando esta frontera teórica de producción es posible definir indicadores de eficiencia para la unidad de producción bajo estudio.

En el gráfico 1, un productor que use  $x^A$  para producir  $y^A$  es técnicamente ineficiente, puesto que opera por debajo de la frontera de producción. En este caso, la eficiencia técnica es igual a  $\beta$ , y corresponde a la máxima contracción de  $x^A$  que permite la producción de  $y^A$ .

**GRÁFICO 1. La frontera de producción**



Fuente: Kumbhakar y Lovell (2000).

De acuerdo con Kumbhakar y Lovell (2000), las propiedades de la eficiencia técnica (ET) son las cinco que se mencionan a continuación:

1.  $ET(y, x) \leq 1$ . La eficiencia técnica está acotada por 1.
2.  $ET(y, x) = 1 \leftrightarrow x \in IsoqL(y)$ , donde la isocuan-ta de insumos Isoq  $L(y)$  describe el conjunto de vec-tores de insumos capaces de producir cada vector de producto  $y$ , pero, cuando se contrae radialmente, no es capaz de producir el vector de producto  $y$ .

3.  $ET(y, x)$  es no creciente en  $x$ . Esta propiedad es-tablece que la eficiencia técnica no se incrementa al aumentar el uso de cualquier insumo.

4.  $ET(y, x)$  es homogénea de grado -1 en  $x$ . Esta pro-piedad de homogeneidad establece que un cambio equiproporcional en todos los insumos da por resultad-o un cambio equivalente en la dirección opuesta.

5.  $ET(y, x)$  es invariante con respecto a las unidades con las que  $y$  y  $x$  fueron medidas.

### Modelación y estimación de la eficiencia técnica

Simultáneamente, Aigner, Lovell y Schmidt (1977), y Meeusen y Van den Broeck (1977) formularon una función de producción de frontera estocástica para da-tos de sección cruzada como:

$$(1) \quad y_i = f(x_i \beta) + v_i - u_i; \quad i = 1, 2, \dots, N$$

Aquí,  $y_i$  denota el producto de la  $i$ -ésima unidad;  $x_i$  re-presenta un vector con los valores correspondientes a los insumos de la función de producción y otras va-riables relevantes (incluyendo un término constante), mientras que  $\beta$  corresponde a un vector de parámetros por estimar.

Los términos  $v_i$  corresponden a errores aleatorios iid (independientes e idénticamente distribuidos) del tipo  $N(0, \sigma_v^2)$ . El componente del error  $u_i$  se asume inde-pendientemente distribuido de  $v_i$ , y se supone que sa-tisface  $u_i \leq 0$ . En este modelo particular,  $u_i$  se deriva de una distribución  $N(0, \sigma_u^2)$  truncada en cero.

Este modelo colapsa a un modelo de frontera determi-nística cuando  $\sigma_v^2 = 0$ , y se convierte en la función de producción de Zellner, Kmenta y Dreze (1966) cuando  $\sigma_u^2 = 0$ . Como  $y_i \leq f(x_i \beta) + v_i$ , la frontera es ahora claramente estocástica.

La lógica económica detrás de esta especificación es que el proceso de producción está sujeto a dos errores aleatorios, con diferentes características. Aigner, Love-ll y Schmidt (1977) consideraron que la literatura pro-porcionaba ya suficiente evidencia de este hecho<sup>7</sup>.

<sup>7</sup> Marschak y Andrews (1944) sugieren que la suma  $(v_i + u_i)$  refleja la "eficiencia técnica" y el "esfuerzo, suerte y fama" de un productor. Zellner, Kmenta y Dreze (1966) sugieren que refleja "factores como el clima, variaciones impredecibles en las máquinas o en el desem-peño de los trabajadores". Ellos fueron los primeros en proponer una función de producción estocástica, a pesar de que claramente no tenían una frontera en mente. Aigner y Chu (1968) explican el término de error por *shocks* aleatorios en el proceso productivo, que pueden deberse al manejo inadecuado o a productos defectuosos. Timmer (1971) lo relaciona con problemas de definición y medición en las variables. Finalmente, los economistas agrícolas frecuentemente citan las variaciones entre cultivos relacionadas con condiciones ambientales como clima, topografía y tipo de suelo como indicativos de una función de producción aleatoria.

Desde un punto de vista práctico, esta distinción facilita en gran medida la estimación e interpretación de la frontera. El término de error no positivo  $u_i$  refleja el hecho de que el producto de cada firma debe caer sobre la frontera o por debajo de ella  $[f(x_i\beta) + v_i]$ .

Cualquier desviación de la frontera es el resultado de factores bajo el control de la firma, como ineficiencia técnica y económica, esfuerzo del productor y sus empleados, y posiblemente factores como productos defectuosos. Por otra parte, el término aleatorio  $v_i$  puede ser igual, mayor o menor que cero como resultado de eventos externos favorables y desfavorables, como la suerte, el clima y la topografía. Los errores en la observación y medición de  $y$  constituyen otra fuente para que  $v_i$  sea mayor, menor o igual a cero.

Un resultado del modelo de Aigner, Lovell y Schmidt (1977) es que es posible estimar las varianzas de  $v_i$  y de  $u_i$ , que permitan obtener evidencia de sus tamaños relativos. Otra implicación de esta aproximación es que la eficiencia productiva podría ser medida por la razón

$$\frac{y_i}{[f(x_i\beta) + v_i]}, \text{ y no por la proporción } \frac{y_i}{[f(x_i\beta)]},$$

lo que permite distinguir la ineficiencia productiva de otras fuentes de error que no pueden ser controladas por la firma.

Una línea de estudios empíricos, como los de Pitt y Lee (1981) y Kalirajan (1990), han investigado hipótesis sobre los determinantes de las ineficiencias técnicas de las unidades productivas en cuestión, regresando las ineficiencias predichas (obtenidas de la frontera estimada) respecto a un vector de factores específicos a la unidad, por ejemplo, variables de tamaño, antigüedad o educación del administrador. Sin embargo, existe un problema de consistencia no menor en este procedimiento en "dos etapas". En la primera etapa se supone que las ineficiencias son errores *iid*, mientras que en la segunda etapa las ineficiencias se plantean como una función de factores específicos a la unidad.

Kumbhakar, Ghosh y McGuckin (1991), y Reifschneider y Stevenson (1991), notando esta inconsistencia, especifican modelos de frontera estocástica en los que las ineficiencias se definen explícitamente como funciones de factores específicos de la unidad productiva.

Huang y Liu (1994) presentan un modelo donde las ineficiencias se especifican como función de factores *i*-específicos, y además como función de interacciones entre factores *i*-específicos y variables que representan insumos en la frontera de producción.

Más tarde, Battese y Coelli (1995), cuyo enfoque se empleará en este artículo, especifican que las ineficiencias técnicas, definidas como variables aleatorias no negativas, se distribuyen en forma independiente entre sí, aunque no idénticamente entre sí. Para la *i*-ésima unidad productiva en el período *t*, la ineficiencia técnica  $u_{it}$  se obtiene a través del truncamiento positivo de la distribución  $N^+(\mu_{it}, \sigma^2)$ , donde el valor medio de esta distribución  $-\mu_{it}$  se modela según la relación:

$$(2) \quad \mu_{it} = z_{it}\delta$$

donde  $z_{it}$  representa un vector de variables explicativas observables, y  $\delta$  un vector de parámetros escalares por estimar. La expresión (2) postula que los valores medios correspondientes a las distribuciones normales truncadas no son idénticos para todas las unidades, aunque sí son funciones de las mismas variables y parámetros. Estimando la relación (1), a través de máxima verosimilitud, por ejemplo, se puede conocer el residuo correspondiente a  $\epsilon_{it} = v_{it} - u_{it}$ .

Luego, siguiendo a Jondrow et al. (1982) y a Greene (1993), es posible estimar indirectamente el residuo de  $\hat{u}_{it}$  dado  $\epsilon_{it}$ . Esta forma de plantear el modelo permite encontrar la eficiencia técnica (ET) de la unidad *i*-ésima en el período *t* a través de:

$$(3) \quad ET_{it} = \exp(-\hat{u}_{it})$$

Si la ineficiencia estimada de la *i*-ésima unidad productiva a través del modelo es cero, *ET* tiene un valor de 1 para esta firma, que es el máximo valor posible y corresponde al caso en que la unidad productiva obtiene el máximo producto, dados los insumos. Por el contrario, si la ineficiencia estimada es 1, *ET* es cero. En el resto de los casos  $0 < ET_{it} < 1$ .

El enfoque de Battese y Coelli (1995) utiliza un algoritmo de máxima verosimilitud para estimar el modelo de efectos aleatorios<sup>8</sup>. Su modelo de estimación no considera la posible existencia de una estructura de correlaciones entre los errores aleatorios, asociados

<sup>8</sup> Una ventaja de estimar un modelo de panel mediante una función de máxima verosimilitud (MV), respecto a los métodos tradicionales de estimación para paneles, es que, al usar MV, las unidades más eficientes adquieren mayor influencia en los resultados de estimación que las menos eficientes. En los métodos tradicionales de estimación, todas las observaciones tienen influencia equivalente. La estimación de los parámetros de los modelos de funciones estocásticas de producción a través de máxima verosimilitud han sido ampliamente empleados desde que el primer modelo fue propuesto por Aigner, Lovell y Schmidt (1977).

con unidades productivas particulares o periodos de tiempo, ni tampoco la posible heteroscedasticidad de los errores  $v_{it}$  y de las ineficiencias  $u_{it}$ .

La función de verosimilitud para este modelo de frontera estocástica que aparece en Battese y Coelli (1992), junto con las condiciones de optimización de primer orden correspondientes a los diferentes parámetros, se presentan en el anexo A. Estos últimos están dados en función de los parámetros de las varianzas de los errores:

$$(4) \quad \sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 ; \quad \gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_s^2}$$

Aquí,  $\gamma$  corresponde a un parámetro que toma un valor entre 0 y 1. Si todos los parámetros de  $\delta$  y el parámetro  $\gamma$  son iguales a cero, entonces el modelo es equivalente a una función tradicional de producción (o de “respuesta media”), estimable en forma eficiente a través de mínimos cuadrados ordinarios. En este caso, no existe ineficiencia técnica y todo el error está relacionado con perturbaciones estocásticas. Por otro lado, si todos los parámetros de  $\delta$  (excepto el intercepto) son iguales a cero, entonces el modelo es equivalente al modelo de panel de Aigner, Lovell y Schmidt (1977).

El supuesto implícito de la aproximación metodológica de fronteras de producción estocástica es que es posible analizar la eficiencia técnica en términos de desviaciones observadas de una frontera de producción óptima. Aunque también es posible realizar estimaciones de la frontera con múltiples productos, en este caso el proceso de producción agregado se modela como una frontera de producción de un solo producto, esto es, el modelo impone una función de producción idéntica en todas las industrias de la muestra. Una discusión más amplia de esta metodología y del tratamiento específico de la ineficiencia en la industria se encuentra en Greene (1993).

### Evidencia empírica

En el cuadro 1 se presenta un resumen de los resultados de los trabajos sobre eficiencia técnica en países en desarrollo que utilizan la metodología de fronteras de producción estocástica. Hasta la fecha, solo se ha desarrollado un estudio que retome esta aproximación en América Latina, el que se enfoca en el sector de la pesca extractiva chilena. En este contexto, el presente trabajo de investigación constituye un aporte, no sólo

**CUADRO 1. Estudios de eficiencia técnica en sectores industriales de países en desarrollo (a través de fronteras de producción estocásticas)**

Estudio	País	Período	Sector	Resultados principales
Pitt y Lee, 1981	Indonesia	1972, 1973 y 1975	Tejidos	El tamaño de las firmas tiene una relación positiva con la eficiencia técnica
Chen y Tang, 1987	Taiwan	1980	Electrónica	La antigüedad de las firmas presenta una relación positiva con la eficiencia técnica, mientras el tamaño no es significativo
Hill y Kalirajan, 1993	Indonesia	1986	Prendas de vestir	La antigüedad de las firmas tiene una relación negativa con la eficiencia técnica
Mengistae, 1996	Etiopía	1993	Industria manufacturera	El tamaño de las firmas presenta una relación positiva con la eficiencia técnica
Brada, King y Ying Ma, 1997	Checoslovaquia, Hungría	1990-1991	12 sectores industriales	El tamaño de las firmas presenta una relación positiva con la eficiencia técnica de nueve sectores industriales, en las tres restantes no es significativa
Taymaz y Saatci, 1997	Turquía	1987-1992	Textiles, vehículos e industria de cementos	Hay progreso técnico en las industrias textiles y de vehículos, pero no en la de cementos
Lundvall y Battese, 2000	Kenya	1993-1995	Alimentos, textiles y productos metálicos	El tamaño, pero no la antigüedad de las firmas, tiene una asociación positiva significativa con la eficiencia técnica
Özlem, Deliktas y Lenger, 2003	Turquía	1990-1998	Industria manufacturera	La eficiencia técnica de la industria turca se redujo un 1.6% en el período
Torres, Basch y Vergara, 2003	Chile	1985-1995	Pesca	La antigüedad y escala de operación de cada barco obtienen significancia estadística, al explicar las eficiencias estimadas de cada barco

Fuente: Elaboración propia.

al vincular la aglomeración empresarial a la eficiencia, sino en el método de cuantificar la eficiencia técnica en un sector industrial.

De la literatura relevante en Colombia sobresale en primer lugar Ramírez (1995), quien concluye que las firmas más eficientes de la industria colombiana son las más antiguas, con mayores tasas de trabajo calificado y ubicadas en los sectores de mayor propensión exportadora, con mayores tasas de protección efectiva, pero con una menor presencia de restricciones cuantitativas a las importaciones. Por otra parte, Meléndez et al. (2003) sugieren que en el sector textil-confección, el periodo de reformas comerciales está asociado con un crecimiento importante de la productividad, seguido por una caída de esta variable durante el periodo 1996 a 1999.

El efecto de economías de aglomeración en la eficiencia, sin embargo, ha recibido poca atención en el país. Mientras tanto, es urgente formular estrategias creativas que permitan al sector confecciones colombiano responder de forma efectiva al reto que enfrenta ante la eliminación de las cuotas de importaciones de textiles y confecciones, que se contempla en el Acuerdo sobre Textiles y Confecciones de la OMC.

### 3. Especificación del modelo econométrico

Este estudio se basa en el modelo de Battese y Coelli (1995) de ineficiencia variante en el tiempo, para medir eficiencia técnica y cambios en la eficiencia en el sector confecciones de departamentos seleccionados. Si el ambiente operacional es competitivo, es difícil aceptar la noción de que la ineficiencia técnica permanece constante; por esta razón se permite que la ineficiencia varíe entre departamentos y años.

Por otra parte, los datos de panel con frecuencia permiten contar con un mayor número de observaciones, lo que posibilita estimaciones más eficientes. Por lo mismo, los modelos de panel facilitan estimar en forma simultánea el proceso tecnológico subyacente a una determinada industria, junto con hipótesis sobre determinantes de la eficiencia productiva. Esto incrementa las opciones para verificar hipótesis de interés.

Esta metodología plantea la estimación de una frontera de producción de diversos insumos, en conjunto con la estimación de la ineficiencia técnica asociada. Simultáneamente se regresan las ineficiencias resultantes al estimar la frontera estocástica de producción, respecto de un conjunto de otras variables explicativas. Esta simultaneidad en la estimación supera los problemas de inconsistencia de las aproximaciones de dos etapas, en las que se contradice el supuesto acerca de la distribución de los efectos de ineficiencia en la frontera estocástica.

La frontera de producción Cobb-Douglas se especifica como<sup>9</sup>:

$$\ln(Q_{jt}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(L_{jt}) + \beta_2 \ln(K_{jt}) + \beta_3 \ln(R_{jt}) + \beta_4 \ln(E_{jt}) + v_{jt} - u_{jt}$$

$$u_{jt} \geq 0, j = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (5)$$

donde  $Q_{jt}$  denota el producto del departamento  $j$  en el sector de confecciones. El subíndice  $j$  representa el departamento  $j$ ,  $N$  es igual a 11,  $t$  representa el año, y  $T = 10$  años;  $L_{jt}$ ,  $K_{jt}$ ,  $R_{jt}$  y  $E_{jt}$  representan el trabajo, el capital, las materias primas y el consumo de energía eléctrica, respectivamente.

El valor anual de la producción en millones de pesos constantes de 1999 se usa como la variable de producto. A su vez, los insumos son el número total de personal ocupado, el consumo de energía eléctrica medido en kilovatios, el gasto total de materias primas medido en millones de pesos y el *stock* de capital medido en millones de pesos. Las variables nominales en pesos corrientes fueron convertidas a pesos constantes de 1999, usando el Índice de precios al productor correspondiente al sector 322<sup>10</sup>.

Los  $\beta$  son parámetros a ser estimados y corresponden a las elasticidades del producto-frontera con respecto a los insumos.

Los términos  $v_{jt}$  corresponden a errores aleatorios *iid*-independientes e idénticamente distribuidos, del tipo  $N(0, \sigma_v^2)$ , a lo largo de todas las unidades y del tiempo, además de ser independientes de los errores  $u_{jt}$ , como también de las variables explicativas  $x_{jt}$ . Este último supuesto implica que los valores de  $v_{jt}$  que efectivamente

<sup>9</sup> La forma funcional Cobb-Douglas se eligió por dos razones: en primer lugar, permite obtener las elasticidades de los insumos respecto al producto  $y$ , en este caso particular, respecto a la frontera de producción. Por otra parte, ha sido la forma funcional utilizada en estudios anteriores, lo que facilita una comparación en los parámetros estimados. Otras formas funcionales lineales en los parámetros se describen en McFadden (1978) e incluyen la función CES de Arrow et al. (1961), la función de Leontief generalizada de Diewert (1971), la forma funcional translogarítmica de Christensen, Jorgenson y Lau (1971), la función cuadrática de Lau (1974) y la función cóncava generalizada de McFadden (1978).

<sup>10</sup> El sector confecciones corresponde al CIIU 322, según la segunda revisión adaptada a Colombia.



se realizan no son anticipables por los administradores responsables de elegir los insumos, de acuerdo con Zellner et al (1966).

Los  $u_{jt}$  son los efectos de ineficiencia técnica con media  $\mu_{jt}$  (ineficiencia técnica) asociada con:

$$\mu_{jt} = \delta_0 + \delta_1 LQS_{jt} + \delta_2 \ln(Densidad)_{jt} + \delta_3 Localización_{jt} \quad (6)$$

Bannister y Stolp (1995) sugieren una proxy que captura economías internas a la planta: el índice LQS se obtiene de la siguiente manera para el departamento  $j$  para cada período de tiempo:

$$LQS_j = \frac{N_j}{P_j} * \frac{\sum P}{\sum N}$$

donde  $N_j$  es el empleo en la región  $j$ , y  $P_j$  es el número de plantas del departamento  $j$ . El índice captura la escala promedio de la industria en la región relativa a la escala promedio de la industria en la nación como un todo y es una proxy de la existencia de economías internas a la planta.

Cuando el índice toma un valor superior a 1 significa que el tamaño promedio de las plantas medido por el número de empleados es superior al tamaño promedio de las firmas del sector en el país. Por el contrario, un valor inferior a 1 sugiere que, en el departamento, las empresas presentan un número de empleados por firma inferior al promedio nacional.

Un valor negativo y significativo para esta variable sugeriría que una mayor escala regional de plantas contribuye a disminuir la ineficiencia técnica en las firmas productoras de confecciones.

El logaritmo natural de la densidad poblacional en el departamento  $j$ , que se introduce en el modelo a través de la variable  $\ln(densidad)$ , captura economías de urbanización. El supuesto subyacente detrás de este índice es que un mayor número de habitantes por kilómetro cuadrado está positivamente relacionado con las externalidades de la urbanización. Un coeficiente negativo para esta variable implica que la eficiencia en los departamentos es una función creciente de la densidad poblacional (aunque no necesariamente del tamaño relativo de la población).

*Localización* es el índice de localización de Driffield y Munday (2001), que se obtiene dividiendo la participa-

ción de la región en la industria seleccionada en el valor agregado entre la participación de la misma región en el total del valor agregado total del país. Un índice de localización mayor que 1 indica que la región en cuestión tiene un porcentaje de participación de su valor agregado mayor que lo que su tamaño en términos de participación en el valor agregado sugeriría. Este indicador es una proxy para economías de localización y se calcula de la siguiente manera para el departamento  $j$  en el período  $t$ :

$$Localización_{jt} = \left( \frac{VA_j^z}{VA_N^z} \right) \left( \frac{VA_j}{VA_N} \right)$$

Esta variable describe la concentración regional de una actividad industrial y es una guía de la presencia de clusters<sup>11</sup>. Un coeficiente negativo en este caso implica que la eficiencia técnica es una función creciente de la mayor participación de un departamento en la generación de valor agregado relativo a su tamaño.

La hipótesis a probar es que las variables de aglomeración son negativas y significativas, es decir que una mayor aglomeración reduce la ineficiencia técnica. En otras palabras, se espera que las tres variables proxy de las economías de aglomeración estén asociadas positivamente con la eficiencia técnica.

La eficiencia técnica en el sector confecciones del departamento  $j$  se define como:

$$ET_{jt} = \exp(-u_{jt})$$

Los estimadores de la eficiencia técnica que se obtienen del modelo econométrico a calcular se pueden interpretar como la máxima contracción en los insumos que permiten la producción de un nivel de producto dado; en otras palabras, como la habilidad de minimizar el uso de los insumos en la producción de un vector de producto dado o la habilidad de obtener un máximo producto de un vector de insumos dado. Por esta razón, los marcadores estimados de la eficiencia técnica están entre 0 y 1. Los departamentos técnicamente más eficientes obtienen valores cercanos a la unidad, mientras los más ineficientes, cercanos a cero.

El cambio en la eficiencia entre los períodos  $s$  y  $t$  se puede calcular como:

$$\text{Cambio en la eficiencia} = ET_{jt}/ET_{js}$$

<sup>11</sup> Un supuesto implícito de este indicador es que las firmas efectivamente se localizan en los lugares en que perciben la existencia de economías de localización, lo que genera que la participación porcentual del sector estudiado sea mayor a lo que el tamaño del departamento sugeriría. La evidencia sugiere que las decisiones de localización de las empresas están determinadas por el grado de las externalidades de la aglomeración (Flyer y Shaver, 2003).

El crecimiento del cambio en la eficiencia es un indicador del desempeño de la industria al adaptar tecnología (Coelli et al., 1998).

#### 4. Descripción de datos y variables

La fuente de los datos es la Encuesta Anual Manufacturera de 1992-2001, que se publica a través del Anuario de Industria Manufacturera del DANE. En la Encuesta se encuentran variables como número de establecimientos por sector y departamento, número de trabajadores, valor, activos, inversión, consumo intermedio y producción bruta. En este caso se utilizarán los datos de la Encuesta correspondientes al sector 322 según CIIU segunda revisión (confecciones) para el período en estudio. Para deflactar las series, se utiliza el índice de precios al productor correspondiente al sector 322. Estos índices de precios se obtuvieron del Banco de la República.

La Encuesta Anual Manufacturera (EAM) representa un censo completo del sector industrial, que aporta cerca del 15% del PIB colombiano. Sin embargo, la EAM impone algunas limitaciones al análisis empírico. Por una parte, no todas las plantas encuestadas hacen parte de la base de datos oficial; para ser incluida en esta última, una planta debe reportar por lo menos 10 empleados o un nivel mínimo de producción.

Otro de los problemas de los datos utilizados en este artículo es el nivel de agregación. Esta agregación encubre diferencias en la eficiencia entre industrias que no se pueden examinar. Por otra parte, las variables de aglomeración implican limitaciones adicionales, una de las cuales es que el concepto de "región" es difícil de operacionalizar. Lamentablemente, las limitaciones

de los datos precluyen cualquier otra definición de región diferente a la de los departamentos colombianos. La heterogeneidad y la artificialidad de la definición de los departamentos (al menos desde una perspectiva económica) impiden cualquier intento de extraer conclusiones más cercanas a la realidad que las que se ofrecen posteriormente.

En el *cuadro 2* se muestra el promedio de las variables de la frontera de producción y en el *cuadro 3* se presentan algunas estadísticas descriptivas de las variables explicativas de los efectos de ineficiencia técnica durante el período 1992-2000: el indicador LQS de economías internas a la planta, el índice de localización industrial y el logaritmo natural de la densidad poblacional, que se utiliza como *proxy* de economías de urbanización.

**CUADRO 2. Promedio de las variables de la frontera de producción (1992-2001)**

Departamento	Promedio				
	Ln(Q)	Ln(K)	Ln(L)	Ln(R)	Ln(E)
Antioquia	6.59	5.20	4.45	5.98	3.90
Atlántico	3.91	3.01	2.31	2.98	1.81
Santafé de Bogotá	5.88	4.79	4.02	5.19	3.15
Bolívar	0.23	-0.70	-1.38	-0.24	-2.03
Caldas	2.46	1.19	0.79	1.44	0.22
Cundinamarca	0.59	-1.28	-1.72	0.23	-2.95
Nte de Santander	1.30	0.15	-0.89	0.79	-0.69
Risaralda	4.39	3.21	2.54	3.73	2.11
Santander	3.90	2.85	2.09	3.22	1.18
Tolima	3.83	2.74	1.76	3.33	1.39
Valle	5.22	3.91	3.50	4.42	2.62

Fuente: EAM - DANE. Cálculos propios.

**CUADRO 3 Estadísticas descriptivas de las variables explicativas de la eficiencia técnica (1992-2001)**

Departamento	Promedio			Mínimo			Máximo		
	LQS	Ln(densidad)	Localización	LQS	Ln(densidad)	Localización	LQS	Ln(densidad)	Localización
Antioquia	2.99	4.40	2.41	2.60	4.33	1.63	3.19	4.47	3.06
Atlántico	3.27	6.35	0.69	2.67	6.27	0.48	3.99	6.44	0.98
Santafé de Bogotá	2.77	8.21	0.93	2.21	8.11	0.82	3.30	8.32	1.04
Bolívar	0.65	4.24	0.02	0.45	4.15	0.01	0.81	4.33	0.05
Caldas	3.92	4.91	0.47	2.02	4.85	0.30	6.06	4.96	0.76
Cundinamarca	0.68	4.46	0.01	0.36	4.40	0.01	1.00	4.51	0.02
Norte de Santander	0.63	4.04	0.31	0.29	3.95	0.20	0.99	4.12	0.58
Risaralda	3.22	5.37	2.42	0.64	5.29	2.06	4.42	5.45	3.04
Santander	1.38	4.12	0.72	0.82	4.06	0.32	2.55	4.18	1.64
Tolima	2.58	4.01	1.61	0.91	4.00	1.07	3.41	4.03	2.24
Valle	3.31	5.17	0.75	2.20	5.11	0.56	4.61	5.24	0.88

Fuente: EAM - DANE. Cálculos propios.

### Contexto de la industria de confecciones en Colombia durante la década de los noventa

El sector de confecciones es una de las industrias clave para la nación; junto con el sector textil aporta cerca del 9% del PIB manufacturero, el 24% del empleo y el 7% de exportaciones en 2001.

A pesar de que el Gobierno colombiano implementó reformas económicas a principios de los noventa para abrir la economía del país a la inversión extranjera (reducciones de tarifas, desregulación financiera, privatización de compañías del Estado y una tasa de cambio más flexible), el aumento en importaciones causó que algunos productores de estos bienes quebraran. En 2001, Colombia perdió su puesto contra Perú como líder andino en proveer textiles y confecciones a los Estados Unidos, el principal mercado colombiano de exportación de confecciones.

La industria colombiana de confecciones está concentrada en Medellín y Bogotá, que constituyen la mitad y el 35% de la producción sectorial, respectivamente. El Gobierno de Colombia reportó que, en 2000, la industria de las confecciones tenía más de 5.000 establecimientos, incluyendo 25 maquiladoras. Muchas éstas operan en las zonas francas del país. En 2001, el sector reportó una producción estimada de \$1.1 billones en confecciones.

Colombia tiene una abundante dotación de trabajadores altamente calificados en la industria textil y de confecciones. Los trabajadores colombianos producen trabajos de aguja de la misma calidad que sus competidores asiáticos, como Hong Kong<sup>12</sup>. El entrenamiento de trabajadores es una prioridad en la industria de las confecciones, y tanto el Gobierno colombiano como la empresa privada desarrollan de manera conjunta programas de entrenamiento diseñados para mejorar las capacidades de producción. Dado que las compañías de textiles y confecciones van desde pequeños negocios de familia hasta grandes empresas, los salarios varían sensiblemente a lo largo de la industria.

Preparándose para la entrada en vigor del ATPDEA, el sector de textiles y confecciones aumentó su capacidad exportadora hacia el mercado de los Estados Unidos. La capacidad de tinturado y acabado que originalmente estaba dirigida al mercado doméstico ha sido expandida para aumentar las exportaciones. El sector de textiles y confecciones también ha implementado programas para asegurar el cumplimiento de los códigos

sociales, ambientales y de condiciones de trabajo, criterios cada vez más usados por las compañías de los Estados Unidos al seleccionar socios extranjeros.

### 5. Resultados del modelo

El cuadro 4 presenta los estimadores de máxima verosimilitud para los parámetros de la función de producción de frontera estocástica de los departamentos seleccionados, dadas las especificaciones para los efectos de ineficiencia técnica, definida por la ecuación (6)<sup>13</sup>.

El cuadro 4 sugiere que los coeficientes del modelo son significativos. El parámetro de varianza estimado  $\gamma$  también es significativo y, por lo tanto, se puede inferir de esta estimación que los efectos de ineficiencia técnica tienen un impacto en el producto. Este resultado está en línea con los de Battese y Coelli (1995).

Los parámetros  $\beta$  estimados se denominan en este caso elasticidades del producto-frontera con respecto a los insumos o elasticidades de la producción de la mejor práctica con respecto a los insumos (Battese y Broca, 1997). Los estimadores obtenidos implican que los retornos a escala son inferiores a 1, aunque no significativamente diferentes (0.98).

**CUADRO 4. Resultados de la estimación de la frontera de producción estocástica**

	Coefficiente	Error estándar	t	
<b>Frontera estocástica</b>				
Constante	$\beta_7$	1.48	0.08	19.19***
Ln(K)	$\beta_1$	0.18	0.05	3.95***
Ln(L)	$\beta_2$	0.19	0.02	7.95***
Ln(R)	$\beta_3$	0.49	0.04	13.19***
Ln(E)	$\beta_4$	0.13	0.05	2.75***
<b>Variables que miden la ineficiencia técnica</b>				
Constante	$\delta_0$	3.29	0.48	6.82***
LQS	$\delta_1$	-0.37	0.21	-1.79*
Ln(densidad)	$\delta_2$	-1.25	0.15	-8.61***
Localización	$\delta_3$	-0.53	0.06	-9.09
<b>Parámetros de varianza</b>				
Sigma-squared	$\sigma^2$	1.15	0.28	4.09***
Gamma	$\gamma$	0.98	0.01	181.26***

\*\*\* Significativas al 1%. \*\* significativas al 5%. \* significativas al 10%.

Fuente: Cálculos propios.

<sup>12</sup> De acuerdo con el estudio "Textiles and Apparel: Assessment of the Competitiveness of Certain Foreign Suppliers to the U.S. Market", presentado por la Comisión de Comercio Internacional de Estados Unidos, 2004.

<sup>13</sup> El modelo se estimó utilizando el programa Frontier 4.1, escrito por Coelli (1996).

Para llevar a cabo las diferentes pruebas de hipótesis respecto a los parámetros del modelo, se utiliza el test de razón de verosimilitud generalizado, definido por:

$$\lambda = -2 * \{ \ln[L(H_0)] \div \ln[L(H_1)] \}$$

donde  $\ln[L(H_0)]$  corresponde al valor del logaritmo de la función de verosimilitud para el modelo restringido (especificado en la hipótesis nula) y  $\ln[L(H_1)]$  es el valor del logaritmo de la función de verosimilitud del modelo general estipulado en la hipótesis alternativa. Este test se distribuye asintóticamente como una distribución chi-cuadrado con grados de libertad igual a la diferencia entre el número de parámetros estimados bajo ambas hipótesis.

Ho: No hay efectos de ineficiencia	Estadístico $\lambda$	Valor crítico	Decisión
$\gamma = \delta = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$	176.16	15.321 <sup>14</sup>	Rechazar Ho

Si la hipótesis nula no se rechaza (lo que implica que todos los parámetros de  $\delta$  y el parámetro  $\gamma$  son iguales a cero), no hay desviaciones respecto a la frontera de producción debido a la ineficiencia, sino solo a errores aleatorios. En este caso, el modelo sería equivalente a una función tradicional de producción (o de “respuesta media”), estimable en forma eficiente a través de mínimos cuadrados ordinarios. Pero si se rechaza, hay efectos de ineficiencia técnica.

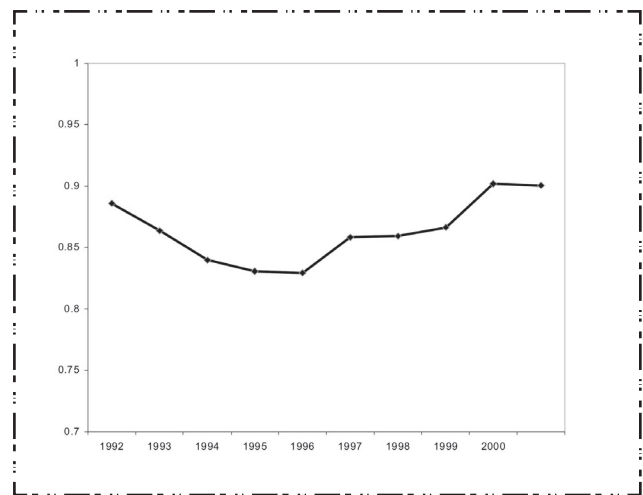
**Tendencia global de la eficiencia técnica en el sector confecciones durante el período de estudio**

El gráfico 2 muestra la evolución de la eficiencia técnica promedio para el sector confecciones entre 1992 y 2001 (ponderada por la participación de cada departamento en la producción). Se observa una leve tendencia ascendente de la eficiencia técnica promedio, que habrá aumentado 1.65% entre 1992 y 2001. Las ganancias de eficiencia se obtuvieron especialmente en los dos últimos años, cuando el índice estuvo por encima de 0.90.

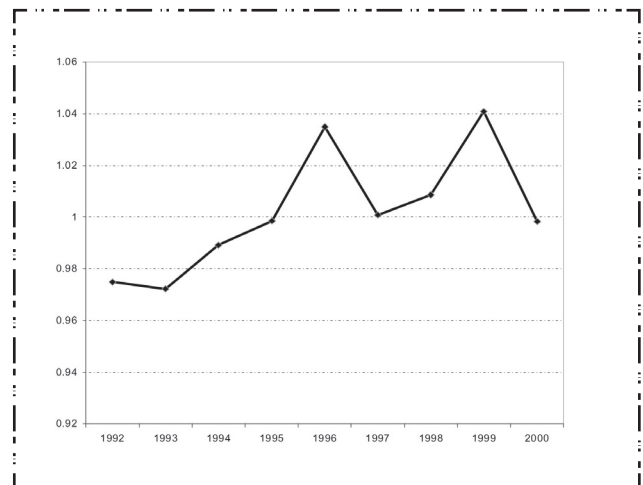
Coelli et al. (1998) explican que el cambio en la eficiencia es un componente del cambio en la productividad total factorial. La descomposición del cambio en la PTF en cambio de la eficiencia técnica y cambio técnico hace posible entender si las industrias han mejora-

do sus niveles de productividad simplemente a través de un uso más eficiente de las tecnologías existentes o a través de progreso técnico. Tasas altas de progreso tecnológico pueden coexistir con niveles decrecientes de eficiencia técnica –probablemente debido a fallas en el dominio tecnológico o debido a un comportamiento minimizador de costos a corto plazo en un contexto de capital cuasi fijo-. Por otro lado, tasas relativamente bajas de progreso técnico pueden coexistir con eficiencia técnica creciente.

**GRÁFICO 2. Eficiencia técnica promedio estimada para el sector confecciones (1992–2001)**



**GRÁFICO 3. Cambio en la eficiencia técnica promedio estimada para el sector confecciones (1992–2001)**



Fuente: Cálculos propios.

<sup>14</sup> Kodde y Palm (1986) advierten que el test generalizado de la razón de verosimilitud para  $\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$  sigue una distribución chi-cuadrado mixta.

Para el caso particular del sector confecciones en Colombia, el gráfico 3 permite observar que a partir de 1997 el cambio en la eficiencia contribuyó al cambio en la productividad total factorial. Meléndez, Seim y Medina (2003) han encontrado tasas de crecimiento negativas de la productividad total factorial en el sector de confecciones durante este mismo período de tiempo. Si la PTF está decreciendo, pero la eficiencia está aumentando, se podría inferir que el uso más eficiente de las tecnologías existentes no ha logrado compensar tasas neutras de cambio técnico, al menos durante finales de la década de los noventa.

**Eficiencia técnica estimada para los departamentos seleccionados**

En el cuadro 5 se presenta la eficiencia técnica promedio estimada para los departamentos seleccionados. De él se desprende que mientras que Bolívar podría producir el mismo nivel de producto utilizando el 60% de sus insumos, este porcentaje para Cundinamarca es del 90%.

**Cuadro 5 Eficiencia técnica promedio estimada para los departamentos seleccionados**

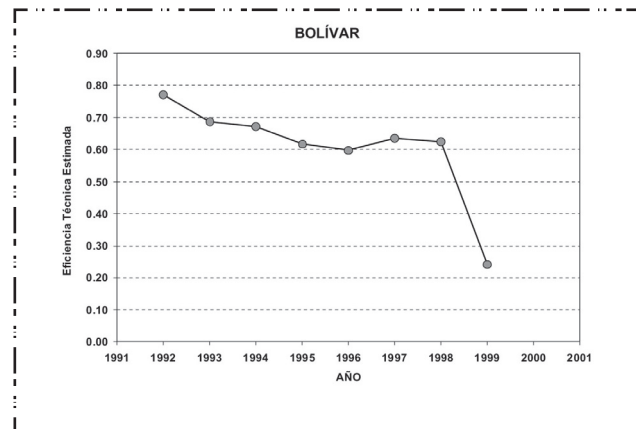
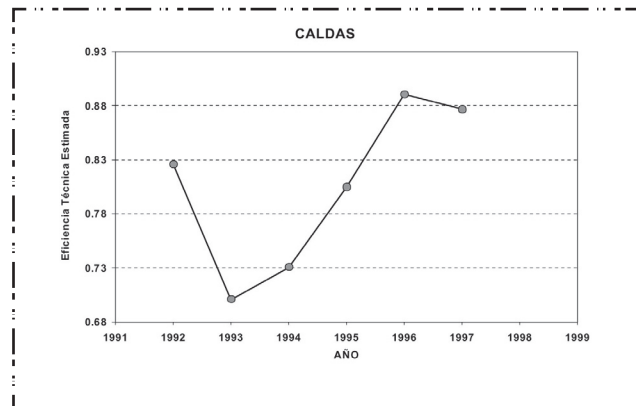
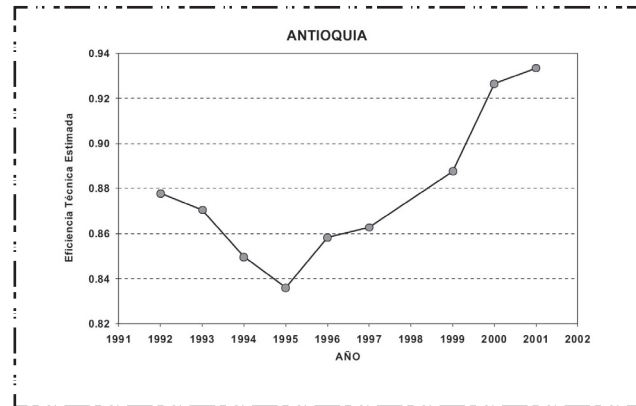
Departamento	Eficiencia técnica promedio estimada
Antioquia	0.8780
Atlántico	0.7782
Santafé de Bogotá	0.8753
Bolívar	0.6062
Caldas	0.8190
Cundinamarca	0.8994
Norte de Santander	0.6616
Risaralda	0.7994
Santander	0.8200
Tolima	0.7842
Valle	0.8626

Fuente: Cálculos propios.

El gráfico 4 muestra que existe una gran diversidad en la evolución del índice de eficiencia técnica entre los departamentos estudiados. Sin embargo, hay algunos patrones comunes a un conjunto de regiones:

a) **Eficiencia en “u”:** este patrón de eficiencia técnica se puede describir como una caída en la eficiencia técnica hacia la mitad de la década seguida de una recuperación posterior. Dentro de este grupo de departamentos se pueden mencionar Caldas, Atlántico, Santander, Tolima y Bogotá.

**Gráfico 4 Eficiencia técnica estimada para departamentos seleccionados**



Fuente: Cálculos propios.

b) **Eficiencia creciente:** el único departamento que exhibe una tendencia creciente en su eficiencia técnica es Antioquia. Entre 1992 y 2001, el índice aumentó un 6%. Cabe resaltar que Antioquia es el departamento con mayor incremento en el índice de localización: 60% durante el periodo.

c) **Eficiencia decreciente:** en oposición a Antioquia, el grupo de departamentos conformado por Cun-

dinamarca y Bolívar muestra una evolución decreciente en el índice de eficiencia técnica entre 1992 y 2001. En el caso de Cundinamarca, el índice de localización disminuyó un 52% en el período, y en Bolívar un 88%<sup>15</sup>.

## 6. Conclusiones e implicaciones de política

Todos los departamentos del sector de confecciones en Colombia aún se encuentran por debajo de la frontera de producción, lo que indica que las unidades productivas localizadas en ellos no están minimizando del todo sus costos. A pesar de que a nivel agregado la eficiencia técnica del sector muestra una leve tendencia creciente, especialmente hacia el final de la década, hay diferencias regionales relevantes. Estas diferencias se reflejan en que Bolívar podría producir el mismo nivel de producto utilizando solamente el 60% de sus insumos, mientras que este porcentaje para Antioquia es del 88%, suponiendo una tecnología similar.

Los resultados del artículo revelan algunos de los beneficios de la aglomeración regional en el caso del sector de las confecciones en Colombia. Los tres coeficientes,

correspondientes a las *proxys* de economías internas a la planta, de urbanización y de localización, son negativos y significativos. El signo negativo implica que las ineficiencias en la producción de confecciones decrecen al aumentar las economías asociadas a la aglomeración espacial. Como los tres coeficientes son negativos, tal como se esperaba, es posible afirmar que la concentración regional conduce a las industrias a acercarse a la frontera de eficiencia técnica.

Estas conclusiones implican que aún hay espacio para que las firmas se beneficien de las externalidades de la aglomeración: infraestructura, *spillovers* de conocimiento, disponibilidad de trabajadores especializados, entre otros. Dada la significancia de la concentración regional, la política debe estar orientada a grupos de industrias, más que a sectores aislados geográficamente. Hay poca evidencia de que las medidas para influenciar la localización de las empresas tomen en cuenta explícitamente la importancia de la aglomeración de actividades relacionadas. Por el contrario, muchas de las medidas han conllevado a un aislamiento de las firmas, evitándoles beneficiarse de las ventajas de la proximidad con empresas relacionadas.

## Referencias bibliográficas

- Aigner, D.J. & Chu, S.F. (1968). On Estimating the Industry Production Function. *American Economic Review*, 58, 826-839.
- Aigner, D., Lovell, K., & Schmidt, P. (1977). Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics* 6, 21-37.
- Albert, M.G. (1998). Regional Technical Efficiency: A Stochastic Frontier Approach. *Applied Economic Letters*, 5(11), 723-726.
- Arrow, K.J. & Enthoven, A.C. (1961). Quasi-concave Programming. *Econometrica*, 29(4), 779-800.
- Audretsch, D. (2003). Managing Knowledge Spillovers: The Role of Geographic Proximity. En J.A.C. Baum & O. Sorenson (eds.). *Geography and Strategy: Advances in Strategic Management*, 20. Oxford, UK: JAI/Elsevier.
- Audretsch, D. & Feldman, M. (1996). R&D Spillovers and the Geography of Innovation and Production. *American Economic Review*, 86, 53-273.
- Bannister, G.J. & Stolp, C. (1995). Regional Concentration and Efficiency in Mexican Manufacturing. *European Journal of Operational Research*, 80, 672-690.
- Battese, G. & Broca, S. (1997). Functional Forms of Stochastic Frontier Production Functions and Models for Technical Inefficiency Effects: A Comparative Study for Wheat Farmers in Pakistan. *Journal of Productivity Analysis*, 8, 395-414.
- Battese, G. & Coelli, T.J. (1992). Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, 153-169.
- \_\_\_\_\_ (1995). A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. *Empirical Economics*, 20, 325-332.
- Brada, J.C., King, A.E., & Ying Ma, C. (1997). Industrial Economics of the Transition: Determinants of Enterprise Efficiency in Czechoslovakia and Hungary. *Oxford Economic Papers*, 49, 104-127.
- Carlino, G.A. (1978). *Economies of Scale in Manufacturing Location. Studies in Applied Regional Science*, 12, Martinus Nijhoff, Dordrecht.
- Chen, T. & Tang, D. (1987). Comparing Technical Efficiency between Import-substitution-oriented and Export-oriented Foreign Firms in a Developing Country. *Journal of Development Economics*, 26, 277-289.

<sup>15</sup> Los datos de Cundinamarca no incluyen los de Bogotá, en donde se encuentra localizada la mayor proporción de la industria del departamento.

- Christensen L. R., Jorgenson, D.W., & Lau, L.J. (1971). Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Functions. *Econometrica*, 39(4), 255-256.
- Coelli, T.J. (1996). A Guide to Frontier Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation. *Working Paper N. 7/96*. Centre for Efficiency and Productivity Analysis (CEPA), Department of Econometrics, University of New England, Armidale, Australia.
- Coelli, T.J., Prasada Rao, D.S., & Battese, G.E. (1998). *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Cornwell, C., Schmidt, P., & Sickles, R.C. (1990). Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels. *Journal of Econometrics*, 46, 185-200.
- Dinc, M. & Haynes, K.E. (1999). Sources of Regional Inefficiency –An Integrated Shift-Share, Data Envelopment Analysis and Input-Output Approach. *Annals of Regional Science*, 33(4), 469-489.
- Diewert, W.E. (1971). An Application of the Sheppard Duality Theorem, a Generalized Leontief Production Function. *Journal of Political Economy* 79(3), 481-507.
- Driffield, N. & Munday, M. (2001). Foreign Manufacturing, Regional Agglomeration and Technical Efficiency in UK Industries: A Stochastic Production Frontiers Approach. *Regional Studies*, 35(5), 391-399.
- Eberts, R.W. & McMillan, D.P. (1999). Agglomeration economies and urban public infrastructure. In P. Cheshire and E.S. Mills (eds.). *Handbook of Urban and Regional Economics*, Volume 3 (1455-1495). New York: North Holland.
- Feldman, M.P. (1994). The University and High-Technology Start-ups: The Case of Johns Hopkins University and Baltimore. *The Economic Development Quarterly*, 8, 67-77.
- Flyer, F. & Shaver, J.M. (2003). Location Choices under Agglomeration Externalities and Strategic Interactions. In J.A.C. Baum & O. Sorenson (eds.). *Geography and Strategy: Advances in Strategic Management*, 20. Oxford, UK: JAI/Elsevier.
- Fogarty, M.S. & Garofalo, G.A. (1978). Urban spatial structure and productivity growth in the manufacturing sector of cities. *Journal of Urban Economics*, 23, 60-70.
- Fujita, M. (1988). Monopolistic Competition and Urban Systems. *European Economic Review*, 37, 308-315.
- Furman, J.L. (2003). Location and Organizing Strategy: Exploring the Influence of Location on the Organization of Pharmaceutical Research. In J.A.C. Baum & O. Sorenson (eds.). *Geography and Strategy: Advances in Strategic Management*, 20. Oxford, UK: JAI/Elsevier.
- Greene, W.H. (1993). The Econometric Approach to Efficiency Analysis. In H. Fried, C.A. Knox Lovell & P. Schmidt (eds.). *The Measurement of Productive Efficiency*. New York: Oxford University Press.
- Hall, R. (1989). Invariance Properties of Solow's Productivity Residuals, *Working Paper Series N.3034*, NBER.
- Harrison, A. (1990). Productivity, Imperfect Competition and Trade Liberalization in Côte d'Ivoire, *Working Papers*, WPS 451, Country Economics Department, The World Bank.
- Henderson, J.V. (1986). Efficiency of Resource Usage and City Size. *Journal of Urban Economics*, 19, 47-70.
- Huang, C.J. & Liu, J.T. (1994). Estimation of a Non-Neutral Stochastic Frontier Production Function. *Journal of Productivity Analysis*, 5, 171-180.
- Hill, H. & Kalirajan, K.P. (1993). Small Enterprise and Firm-Level Technical Efficiency in the Indonesian Garment Industry. *Applied Economics*, 25, 1137-1144.
- Jaffe, A. (1989). Real Effects of Academic Research. *American Economic Review*, 79(5), 957-970.
- Jaffe, A.B., Trajtenberg, M., & Henderson, R. (1993). Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations. *Quarterly Journal of Economics*, 108, 577-598.
- Jondrow, J., Lovell, K., Materov, I., & Schmidt, P. (1982). On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model. *Journal of Econometrics*, 19, 233-238.
- Kalirajan, K. (1990). On Measuring Economic Efficiency. *Journal of Applied Econometrics*, 5(1), 75-86.
- Kodde, D.A. & Palm, F.C. (1986). Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions. *Econometrica*, 54, 1243-1248.
- Krugman, P. (1980). Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade. *American Economic Review*, 70, 950-959.
- \_\_\_\_\_ (1991). *Geography and Trade*. Boston: MIT Press.
- Kumbhakar, S. (1990). Production Frontiers, Panel Data and Time-Varying Technical Efficiency. *Journal of Econometrics*, 46, 201-211.
- Kumbhakar, S., Ghosh, S., & McGuckin, J. (1991). A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in U.S. Dairy Farms. *Journal of Business and Economic Statistics*, 9(3), 279-286.
- Kumbhakar, S. & Lovell, C.A.K. (2000). *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge University Press.
- Lau, L.J. (1974). Comments on Applications on Duality Theory. In M.D. Intriligator and D.A. Kendrick (eds.). *Frontiers of Quantitative Economics*, vol. II (176-199). Amsterdam: North Holland.
- Lundvall, K. & Battese, G. (2000). Firm Size, Age and Efficiency: Evidence from Kenyan Manufacturing Firms. *The Journal of Development Studies*, 36(3), 146-163.
- McFadden, D. & Fuss, M. (1978). Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications, vol 1. *Contributions to Economic Analysis*, 110. North Holland Publishing Company.
- Marschak, J. & Andrews, W.J. (1944). Random Simultaneous Equations and the Theory of Production. *Econometrica*, 12, 143-205.
- Meeusen, W. & Van den Broeck, J. (1977). Efficiency Estimations from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. *International Economic Review*, 18, 435-44.
- Meisel, A. & Morón, J. (1999). *La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926, 1995*. Centro de Estudios Económicos Regionales, Banco de la República, sucursal Cartagena.
- Meléndez, M., Seim, K., & Medina, P. (2003). Productivity Dynamics of the Colombian Manufacturing Sector, *Documento CEDE 2003-23*, Universidad de los Andes.
- Mengistae, T. (1996). Age-Size Effects in Productive Efficiency: A Second Test of the Passive Learning Model, *Working Paper WPS/96-2*. Centre for the Study of African Economies. University of Oxford.

- Moomaw, R.L. (1981). Productivity and city size: a critique of the evidence. *Quarterly Journal of Economics*, 96, 675-688.
- Nakamura, R. (1985). Agglomeration Economies in Urban Manufacturing Industries: a Case of Japanese Cities. *Journal of Urban Economics*, 17, 108-124.
- Nishimizu, M. & Page, J.M. (1982). Total Factor Productivity Growth, Technological Progress and Technical Efficiency Change: Dimensions of Productivity Change in Yugoslavia, 1965-78. *The Economic Journal*, 92.
- Özlem, A., Deliktas, E., & Lenger, A. (2003). Efficiency in the Manufacturing Industry of Selected Provinces in Turkey. *Emerging Markets Finance and Trade*, 39, 98-113.
- Pitt, M. & Lee, L. (1981). The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry. *Journal of Development Economics*, 9, 43-64.
- Peña, J., Basch, M., & Vergara, S. (2003). Eficiencia técnica y escalas de operación en pesca pelágica: un análisis de fronteras estocásticas. *Cuadernos de Economía*, 40(119), 47-87.
- Ramírez, J.M. (1995). Eficiencia y productividad en la industria manufacturera 1978-1991. *Coyuntura Económica*, XXV(1).
- Reifschneider, D. & Stevenson, R. (1991). Systematic Departures from the Frontier: a Framework for the Analysis of Firm Inefficiency. *International Economic Review*, 32, 715-723.
- Rivera-Batiz, F.L. (1988). Increasing Returns, Monopolistic Competition, and Agglomeration Economies in Consumption and Production. *Regional Science and Urban Economics*, 18, 125-53.
- Rosenthal, S.S. & Strange, W.C. (2002). *The Urban Rat Race*. Syracuse University Working Paper.
- \_\_\_\_\_ (2003). Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies, Prepared for the *Handbook of Urban and Regional Economics*, 4.
- Schmidt, P. (1985). Frontier Production Functions: A Survey. *Econometric Reviews*, 4, 367-374.
- Schmidt, P. & Sickles, R.C. (1992). Production Frontiers and Panel Data. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, 367-374.
- Segal, D. (1976). Are There Returns to Scale in City Size? *Review of Economics and Statistics*, 58, 339-50.
- Shefer, D. (1973). Localization economies in SM-SAs: A production function analysis. *Journal of Regional Science*, 13, 55-64.
- Sveikauskas, L. (1975). The productivity of cities. *Quarterly Journal of Economics*, 89, 393-413.
- Tabuchi, T. (1986). Urban agglomeration, capital augmenting technology, and labor market equilibrium. *Journal of Urban Economics*, 20, 211-228.
- Taymaz, E. & Saatci, G. (1997). Technical Change and Efficiency in Turkish Manufacturing Industries. *Journal of Productivity Analysis*, 8, 461-475.
- Timmer, C.J. (1971). Using a Probabilistic Frontier Production Function to Measure Technical Efficiency. *Journal of Political Economy*, 79, 776-794.
- Torres, J., Basch, M., & Vergara, S. Eficiencia técnica y escalas de operación en pesca pelágica: un análisis de fronteras estocásticas. *Cuadernos de Economía*, 40, 47-87.
- Venables, A.J. (1996). Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries. *International Economic Review*, 37, 341-360.
- Zellner, A., Kmenta, J., & Dreze, J. (1966). Specification and Estimation of Cobb-Douglas Production Functions. *Econometrica*, 34, 784-795.

