

# EVOLUCIÓN DE LA PRODUCTIVIDAD REGIONAL EN LA INDUSTRIA COLOMBIANA, UN ANÁLISIS SECTORIAL A PARTIR DE FRONTERAS ESTOCÁSTICAS DE PRODUCCIÓN

TIME VARYING: 1992-2010

Lina Maritza Gómez Rivera\*

## RESUMEN

Este estudio aproxima la productividad industrial a partir de técnicas de frontera estocásticas *Time Varying* que permiten modelar de manera libre el patrón de evolución temporal para cada individuo. Se empleó datos agregados para la industria Colombiana por regiones y sectores durante el periodo 1992-2010. Los resultados muestran un fortalecimiento industrial de las principales ciudades del país, y una profundización en el rezago del resto. La competitividad sectorial de las regiones, parece estar positivamente correlacionada con su especialización. A partir del análisis de descomposición de varianza de la eficiencia técnica, se encontró una correlación positiva entre cambios en la eficiencia promedio y ganancias por reasignación de recursos (más importante a nivel regional, que sectorial). La descomposición dinámica, mostró que el proceso de reasignación de recursos ha estado liderado sobre todo por la concentración de sectores en determinadas regiones, confirmando la importancia de las características regionales en el desempeño sectorial. En este sentido, sería importante fortalecer la dotación de las regiones en factores que potencien su competitividad, y definir estrategias con base en sectores líderes, con el fin de impulsar el desarrollo industrial de las regiones.

**Clasificación JEL:** O14, O25, O47, O41

**Palabras clave:** Productividad, fronteras estocásticas, eficiencia técnica, especialización sectorial, concentración regional, Organización industrial.

---

\*Estudiante doctorado, Universidad Autónoma de Barcelona. Docente Universidad San Buenaventura Cali.

## INTRODUCCIÓN

La importancia de las diferencias regionales en el comportamiento del crecimiento económico, hace prioritario la definición de estrategias de competitividad por parte de gobiernos nacionales y regionales. A través del tiempo ha sido ampliamente reconocido el papel de la industria en la generación de valor agregado, y en el posicionamiento de la economía nacional en los mercados internacionales. No obstante, dicho desempeño está condicionado al nivel de desarrollo y las sinergias existentes dentro de los mercados, entre otros factores.

Este estudio aproxima la evolución y principales diferencias regionales en la productividad por sectores para la industria colombiana, durante el periodo 1992-2010, con datos de la Encuesta Anual Manufacturera (EAM) para 9 áreas metropolitanas y sectores de actividad (CIIU a 2 dígitos). El cálculo de la productividad se hace aplicando técnicas de Fronteras Estocásticas *Time Varying* que no imponen supuestos rígidos al patrón de evolución temporal entre individuos. A partir de la descomposición de varianza de la eficiencia técnica predicha, se indaga sobre la importancia relativa de los procesos de especialización sectorial, concentración regional de la industria, concentración sectorial en determinadas regiones, o cambios en la composición sectorial de la industria, en las diferencias de desempeño individual de los sectores y las regiones, para un periodo bastante dilatado.

El estudio de la evolución y determinantes de la productividad en Colombia tiene larga trayectoria a nivel sectorial. Aunque Iregui et al (2006), explora las dimensiones regional y sectorial de manera simultánea, empleando efectos fijos. Desde el enfoque de fronteras estocásticas, Acevedo y Ramírez (2005), Quintero et al. (2008), y Tapia (2012), calculan la eficiencia técnica. Sin embargo, estos estudios imponen supuestos restrictivos sobre el patrón de comportamiento temporal entre individuos (lo que puede generar sesgos en un periodo temporal dilatado). Algunos incluso, omiten la

importancia de considerar las diferencias tecnológicas sectoriales, en el cálculo consistente de la productividad.

Los resultados de este estudio, evidencian un fortalecimiento industrial de las principales ciudades del país, y una profundización en el rezago del resto. La competitividad sectorial de las regiones, parece estar correlacionada con su especialización. El análisis de descomposición de varianza de la eficiencia técnica, presentó una correlación positiva entre cambios en la eficiencia promedio y ganancias por reasignación de recursos, más fuerte a nivel regional. La descomposición dinámica, mostró que el proceso de reasignación de recursos ha estado liderado sobre todo por la concentración de sectores en determinadas regiones, confirmando la importancia de las características regionales en el desempeño sectorial. Es importante fortalecer la dotación regional de capital físico y humano, entre otros factores que favorecen la competitividad, y definir estrategias con base en sectores líderes para impulsar el desarrollo industrial de las regiones. Este documento se compone de esta introducción, metodología de estimación, resultados econométricos, y descomposición de la varianza de la eficiencia técnica. Conclusiones y bibliografía complementan.

## **1. ESTIMACIÓN DE LA PRODUCTIVIDAD A PARTIR DE FRONTERAS ESTOCÁSTICAS TIME VARYING**

El papel central que cumple el crecimiento económico, y las diferencias regionales en el diseño de la política pública, han hecho de éste uno de los campos más prolíferos de las últimas décadas. La estimación de Fronteras Estocásticas de Producción, surge como una metodología alternativa, que permite obtener un indicador sintético acotado entre 0 y 1, para cuantificar la diferencia en “productividad” entre individuos heterogéneos que realizan una asignación diversa de los recursos, suponiendo que la tecnología es similar para todos, y que por tanto, existe un “individuo

representativo”, cuya producción se podría ubicar sobre la frontera de posibilidades de producción.

Típicamente, la tecnología de producción del individuo  $i$  se expresa en términos lineales como:

$$Y_i = f(X_i, \beta) \cdot \exp(e_i)$$

donde:  $Y_i$  es el nivel de Producción del individuo  $i$ ;  $f(X_i, \beta)$  es el componente explicado por la combinación de insumos productivos utilizados en la producción, por el individuo  $i$ ;  $e_i$  es el componente explicado por factores no observables y/o aleatorios, que afectan el nivel de producción observada.

El enfoque de fronteras estocásticas, supone que término de error ( $e_i$ ), realmente recoge dos componentes, uno propiamente aleatorio o estocástico ( $v_i$ ), y otro que recoge la “ineficiencia productiva” ( $u_i$ ). En este sentido, si  $e_i = v_i + u_i$ , la ecuación (1) se puede re-expresar, como:

$$Y_i = f(X_i, \beta) \cdot \exp(v_i) \cdot \exp(u_i), \quad \text{y} \quad Y_i^f = f(X_i, \beta) \cdot \exp(v_i) \quad (1)$$

donde,  $Y_i^f$ , representa el nivel de producción frontera para el individuo  $i$ , por tanto, Si  $u_i = 0$ , indica que el individuo tiene 0 nivel de ineficiencia, lo cual es coincidente con el nivel de producción en la frontera estocástica ( $Y_i^f = Y_i$ ); si  $u_i > 0$ , representa en qué medida la producción observada para el individuo  $i$  se aleja de la producción frontera. A mayor valor de  $u_i$ , es mayor el nivel de ineficiencia ( $Y_i^f > Y_i$ ). Entonces, la ratio de Eficiencia Técnica ( $ET_i$ ), se define como:

$$ET_i = \frac{Y_i^f}{Y_i} = \frac{f(X_i, \beta) \cdot \exp(v_i)}{f(X_i, \beta) \cdot \exp(v_i) \cdot \exp(u_i)} \quad ET_i = \exp(-u_i) \quad 0 < ET_i \leq 1 \quad (2)$$

Dado que  $u_i$  es inobservable, la estimación de la Eficiencia Técnica ( $ET_i$ ), se obtiene a partir de su distribución condicionada respecto al término de error  $e_i$ , como  $E[u_i|e_i]$ . Normalmente, esta descomposición se realiza aplicando técnicas de máxima verosimilitud, para las cuales es necesario presuponer que el término de ineficiencia  $u_i$ , sigue una distribución estadística conocida. Vease Kumbhakar y Lovell (2000), para un survey bastante completo sobre aspectos metodológicos y enfoques desarrollados respecto a la estimación de fronteras estocásticas.

Cuando se dispone de información tipo panel, la estimación de fronteras estocásticas permite predecir la eficiencia *Time Invariant* o *Time Varying*. Como principales exponentes de estas metodologías, se encuentran dentro del campo *Time Invariant* los trabajos de, Schmidt y Sickles (1984), Pitt y Lee (1981), y dentro de las *Time Varying*, Cornwell, Schmidt y Sickles (1990), Kumbhakar (1990), Lee y Schmidt (1993), Battese y Coelli (1995), Kumbhakar y Hjalmarsson (1993), Greene (2005). Las técnicas *Time Invariant*, son útiles para identificar las diferencias en eficiencia técnica entre individuos sin necesidad de imponer a priori supuestos distribucionales sobre el término de eficiencia. No obstante, cuando el espacio temporal es amplio, es irrealista suponer que el término de eficiencia se mantiene constante. Las técnicas *Time Varying*, surgen como una alternativa que permite modelar el patrón temporal de la eficiencia, sin embargo, la mayoría de propuestas imponen patrones temporales rígidos, y/o homogéneos para todos los individuos, lo cual tampoco parece ser muy realista. La propuesta de Kumbhakar y Hjalmarsson (1993), en cambio, permite obtener una medida de ineficiencia que cambia libremente en el tiempo para cada individuo, lo cual es ideal para modelar la dinámica temporal ante muestras de población heterogénea, en este caso, muy adecuado para el análisis de sectores como la industria, que han presentado cambios significativos en los últimos años, a nivel mundial. En este estudio, se aplicará una versión de ésta

metodología, propuesta en Raymond et al. (2010), la cual utiliza técnicas de Máxima Verosimilitud en lugar del Método de Momentos (preferida cuando  $N \rightarrow \infty$ ).

La metodología de fronteras estocásticas, es ampliamente utilizada a nivel internacional para el análisis de la productividad, y de las diferencias en eficiencia<sup>2</sup>. Con datos para Colombia, esta técnica no ha sido muy explorada aún. Para el análisis de la industria, se identificó el trabajo de Acevedo y Ramírez (2005), que emplean la propuesta de Battese y Coelli (1995), para analizar si las diferencias regionales en el sector textil pueden ser explicadas por la concentración industrial; Quintero et al. (2008), emplea el enfoque de efectos fijos, para comparar la productividad entre regiones, pero no discrimina por diferencias en la composición sectorial de las regiones. Tapia (2012), emplean Battese y Coelli (1995) para cuantificar las diferencias en eficiencia entre sectores, lo cual por definición podría ser no comparable. No obstante, estos estudios emplean técnicas que imponen supuestos a priori sobre el comportamiento temporal entre individuos, lo que puede ser bastante restrictivo. Como es frecuente también en la literatura internacional, la propuesta de Battese y Coelli (1995), es una de las técnicas Time Varying más empleadas, a pesar de no estar exenta de éstas críticas. A ello contribuye el hecho de estar implementada como rutina de un programa bastante popular como el STATA.

La adaptación de la metodología en dos etapas a la estimación de la eficiencia técnica al panel de tres dimensiones: sector, región y tiempo, requiere consideraciones especiales por la naturaleza de los datos. Se asume a los “sectores” como unidad de referencia y análisis, y dentro de ellos, se buscará identificar las diferencias entre regiones, y su patrón de evolución temporal. Las etapas a desarrollar son:

---

<sup>2</sup> Como *survey* de literatura internacional sobre aplicaciones de fronteras estocásticas para el análisis de la eficiencia en diversos sectores, véase Fried et al. (2006) y Greene (2006).

- i) En la primera etapa, parte de la versión logarítmica de la función de producción con tecnología Cobb-Douglas y efectos fijos del tipo:

$$y_{jit} = \beta_0 + \beta_k k_{jit} + \beta_n n_{jit} + \mu_{ji} + z_{jit} \quad (3)$$

donde,  $y_{it}$  es el logaritmo del valor agregado del individuo  $i$  en el periodo  $t$ ;  $k_{it}$  es el logaritmo del capital;  $n_{it}$  es el logaritmo del empleo;  $\mu_i$  es el efecto fijo que capta la eficiencia time invariant.  $\beta_0$  es el log. Productividad Total de los Factores, común a todos los individuos en el tiempo;  $\beta_k$  y  $\beta_n$ , Elasticidades del capital y del empleo, respectivamente. Los subíndices, corresponden a los  $j$ -sectores,  $\forall j=1, \dots, 9$ ;  $i$ -regiones,  $\forall i=1, \dots, 9$ ; y  $t$ -periodos,  $\forall t=1992, \dots, 2010$ . Así,  $\mu_{ji}$  es el efecto fijo de la región  $i$  en el sector  $j$ , y  $z_{jit}$  es el término de error aleatorio que capta factores inobservables y/o estocásticos, que afectan el nivel de valor agregado de la región  $i$  en el sector  $j$ , para el año  $t$ .

De acuerdo con la ecuación (3), estimar un único modelo por efectos fijos para toda la muestra, es equivalente a suponer que la tecnología de producción es idéntica para todos los sectores de actividad, es decir, que las elasticidades del capital y del empleo son constantes entre sectores, lo cual parece poco realista. Para superar esta posible limitación, se optó por estimar un Sistema de Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas (Seemingly Unrelated Regressions – SURE), por sector de actividad ( $\forall j=1, \dots, 9$ ):

$$\begin{aligned} y_{1it} &= \beta_{01} + \beta_{k1} k_{1it} + (1 - \beta_{k1}) n_{1it} + \mu_{1i} + z_{1it} \\ y_{2it} &= \beta_{02} + \beta_{k2} k_{2it} + (1 - \beta_{k2}) n_{2it} + \mu_{2i} + z_{2it} \\ &\vdots \\ y_{9it} &= \beta_{09} + \beta_{k9} k_{9it} + (1 - \beta_{k9}) n_{9it} + \mu_{9i} + z_{9it} \end{aligned} \quad (4)$$

Esta metodología posibilita no tener que estimar ecuaciones separadas, o suponer tecnología homogénea, dado que capta la correlación existente entre el término de error ( $z_{jit}$ ) para los diferentes sectores de actividad, lo cual aumenta los grados de libertad y mejora en eficiencia respecto a estimar ecuaciones separadas por MCO (Zellner, 1962). La estimación por SURE, requiere el cumplimiento del supuesto de exogeneidad contemporánea, en este caso, para cada sector de actividad (Cameron y Trivedi, 2008). No obstante, la estimación de los coeficientes tecnológicos en una función de producción, está normalmente expuesta a problemas de endogeneidad. La inclusión de efectos fijos de región para cada sector ( $\mu_{ji}$ ), corrige la endogeneidad asociada al componente de productividad time invariant. Pero la imposibilidad de controlar en el modelo otras variables como la capacidad de utilización, la posible correlación entre la elección de insumos productivos y la productividad inobservada time varying, o la correlación serial del término de error, hace que sea necesario considerar medidas alternativas para su corrección, con el fin de obtener estimadores consistentes y robustos.

Stock y Watson (1993), desarrollaron el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (*Dynamic Ordinary Least Squares – DOLS*), que consiste en estimar por MCO, una regresión ampliada que incluye además, los valores futuros (t+1), contemporáneos (t), y pasados (t-1), de las primeras diferencias de las variables explicativas consideradas en el modelo, con el fin de controlar por problemas de endogeneidad, y obtener errores estándar robustos a la correlación serial de largo plazo. Adicionalmente, en el caso de series temporales crecientes, es necesario verificar que si se trata de series integradas, y si en ese caso, los procesos están cointegradas. Con el fin de contrastar la validez de la inferencia realizada, se aplicarán las pruebas de integración y cointegración para datos tipo panel.



ii) En la segunda etapa, la predicción del pseudo error para cada sector, se obtiene a partir del sistema propuesto en la ecuación (4). Este se predice como:

$$\begin{aligned}
 \hat{e}_{1it} &= y_{9it} - \hat{\beta}_{k1}k_{1it} - (1 - \hat{\beta}_{k1})n_{1it} \\
 \hat{e}_{2it} &= y_{9it} - \hat{\beta}_{k2}k_{2it} - (1 - \hat{\beta}_{k2})n_{2it} \\
 &\vdots \\
 \hat{e}_{9it} &= y_{9it} - \hat{\beta}_{k9}k_{9it} - (1 - \hat{\beta}_{k9})n_{9it}
 \end{aligned} \tag{5}$$

La estimación de fronteras estocásticas, presupone que la tecnología de producción es comparable entre individuos, con el fin de que tenga sentido el cálculo y posterior interpretación de la Eficiencia Técnica (acotada entre 0 y 1). Por esta razón, el componente de ineficiencia técnica ( $u_{jit}$ ) de cada región en el tiempo, se aproximará a partir de regresiones separadas para cada sector J, estimadas por máxima verosimilitud. De esta manera, la unidad homogénea es el sector, y dentro de él, se puede identificar qué regiones son más o menos eficientes, y cómo ha sido la evolución de este indicador en el tiempo. Siguiendo esta metodología, el término de ineficiencia *Time Varying* ( $u_{it}$ ), no está condicionado a seguir un patrón fijo, ni homogéneo, entre individuos. Se debe comparar entre modelos alternativos que corrigen por heterocedasticidad en u y/o v, para dar mayor robustez a los resultados<sup>3</sup>. Una vez predicho el valor de la ineficiencia técnica (u), se calcula ratio de Eficiencia Técnica (ET), como:  $ET_{jit} = \exp(-u_{jit})$ ;  $\forall J = 1, \dots, 9$ ;  $0 < ET_{jit} \leq 1$ . La eficiencia técnica para los agregados de región, sector y total, se construyen como una media ponderada de la eficiencia técnica predicha para cada individuo:

Región	Sector	Total	
$ET_{it} = \sum_i p_{ji}^I \cdot ET_{jit}$	$ET_{jt} = \sum_j p_{it}^J \cdot ET_{jit}$	$ET_t = \sum_i \sum_j p_{jit} \cdot ET_{jit}$	(6)

---

<sup>3</sup> En el contexto de fronteras estocásticas, su omisión puede sesgar los resultados en la medición de la eficiencia, siendo estas consecuencias más graves si la heterocedasticidad está presente en el componente de ineficiencia técnica ( $u_{it}$ ), que si sólo lo está en el componente aleatorio ( $v_{it}$ ).

donde,  $ET_{jit}$  : Eficiencia técnica predicha para la región  $i$  en el sector  $j$ , en el año  $t$ ,  $P_{jit}^I$  es la participación del empleo de la región  $i$  en el sector  $j$ , en el total de la industria para el año  $t$ ,  $P_{jit}^I$  es la participación del empleo el sector  $j$  en el año  $t$ , para la región  $I$ , con  $I=1, \dots, 9$ ,  $P_{it}^J$  es la participación del empleo el región  $i$  en el año  $t$ , para sector  $J$ , con  $J=1, \dots, 9$ .

## 2. ESTIMACIÓN DE LA EFICIENCIA TÉCNICA TIME VARYING

Se empleó la información de la Encuesta Anual Manufacturera (EAM) realizada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), para el periodo 1992-2010. El análisis se realizó para 9 áreas metropolitanas<sup>4</sup> y 9 sectores de la industria (clasificación CIIU a 2 dígitos)<sup>5</sup>. Se conformó un panel balanceado de 9 regiones, 9 sectores y 19 años, para un total de 1539 observaciones. Se parte de una función de producción tipo Cobb Douglas con rendimientos constantes a escala ( $\beta_n = 1 - \beta_k$ ). La variable dependiente es el valor agregado ( $y_{jit}$ ). El empleo ( $n_{jit}$ ), corresponde al personal ocupado total. No fue posible corregir la variable empleo, por capital humano, dado que la clasificación por nivel educativo no es homogénea para todo el periodo. El capital ( $k_{jit}$ ), se calculó como la suma del capital en: Mq. y eq. industrial, Mq. y eq. de transporte, Mq. y eq. de oficina, y en Edificios y estructuras, calculados a partir de inventario permanente. Se tomó el valor de los activos en el año anterior como valor inicial del capital. Se deflactó con el Índice de Precios al Productor (IPP, 1994=100), por sector CIIU 3 dígitos, fuente Banco de la República-DANE.

<sup>4</sup> Áreas metropolitanas correspondientes a Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Cartagena, Manizales, Medellín, Pereira, y Resto del País. En los últimos años de la encuesta, se desagrega Cúcuta. En este caso, se considera dentro de "Resto del país" por homogeneidad en el análisis.

<sup>5</sup> Se excluye Petróleo y Refinería, y se define "Bienes de Capital" como: Maquinaria y equipo industrial, Equipo y material de transporte, y Maquinaria y equipo de oficina. El sector de Madera y Muebles, se agrega a Otras Manufacturas. En total son 9 categorías sectoriales (alimenticio, textil, papel, químico, caucho, minerales, metalurgia, bienes de capital y otras manufacturas). Se adaptó la definición sectorial por cambio de revisión en 2000 aplicando la metodología propuesta por el DANE.

Se aplicó las pruebas de raíces unitarias para panel de datos propuestas por Im et al. (2003), Pesaran (2007), Hadri (2000) y Hadri y Larsson (2005). En todos los casos, se concluye que las series son integradas de orden uno. Se aplicó la prueba de cointegración de Larsson et al. (2001), confirmando que las series están cointegradas (los resultados se omiten por razones de espacio).

## Cuadro 1. Estimación de Modelo para la predicción de la Eficiencia técnica

### A. Estimación Modelo SURE corrigiendo por DOLS

Variable	Alimentac.	Textil	Papel	Química	Caucho	Minerales	Metalurgia	Bienes Capital	Otras Manuf
L(K/N)	0.336 <sup>a</sup> 0.029 <sup>b</sup> 11.7 <sup>c</sup>	0.248 0.122 2.0	0.178 0.035 5.2	0.235 0.041 5.8	0.328 0.040 8.1	0.267 0.061 4.4	0.183 0.044 4.2	0.321 0.052 6.2	0.531 0.095 5.6
Constante	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI
FE	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI
Nro. Obs	144	144	144	144	144	144	144	144	144
Nro Indiv.	9	9	9	9	9	9	9	9	9
Nro. Años	16	16	16	16	16	16	16	16	16
Desv Est. Error	0.156	0.409	0.219	0.260	0.177	0.305	0.255	0.297	0.461
R2	66.6%	55.8%	83.4%	89.6%	85.5%	78.9%	77.2%	51.8%	45.1%
Chi2	297.64	182.15	754.25	1247.1	847.99	542.79	481.98	151.18	113.52
Prob	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Nro Obs. Total Sistema					1296				
Test Breusch-Pagan					Chi2:	92.9			
Ho: Independencia					Prob:	0			

### B. Fronteras Estocásticas Time Varying corrigiendo por heterocedasticidad

Variable	Alimentac.	Textil	Papel	Química	Caucho	Minerales	Metalurgia	Bienes Capital	Otras Manuf
Estimación de Eficiencia: U									
Constante	7,53 <sup>a</sup> 0,024 <sup>b</sup> 312,3 <sup>c</sup>	7,71 0,033 231,3	9,15 0,028 323,7	8,92 0,053 168,6	7,05 0,059 118,4	8,32 0,074 112,9	8,30 0,068 122,8	7,19 0,033 219,9	5,49 0,100 54,8
Nro Obs.	171	171	171	171	171	171	171	171	171
Schwartz	-25,06	212,18	218,95	211,56	92,54	221,98	152,71	184,81	259,44
Akaike	-37,63	199,61	203,24	195,85	79,97	206,28	137,00	169,10	246,88
Log Veros.	22,81	-95,81	-96,62	-92,93	-35,99	-98,14	-63,50	-79,55	-119,44
Ho: Homoc. Heter. en	Rechaza u	Rechaza u	Rechaza u / v	Rechaza u / v	Rechaza u	Rechaza u / v	Rechaza u / v	Rechaza u / v	Rechaza u

Fuente: Cálculos propios a partir de la EAM. a) coeficiente b) error estándar c) estadístico t.

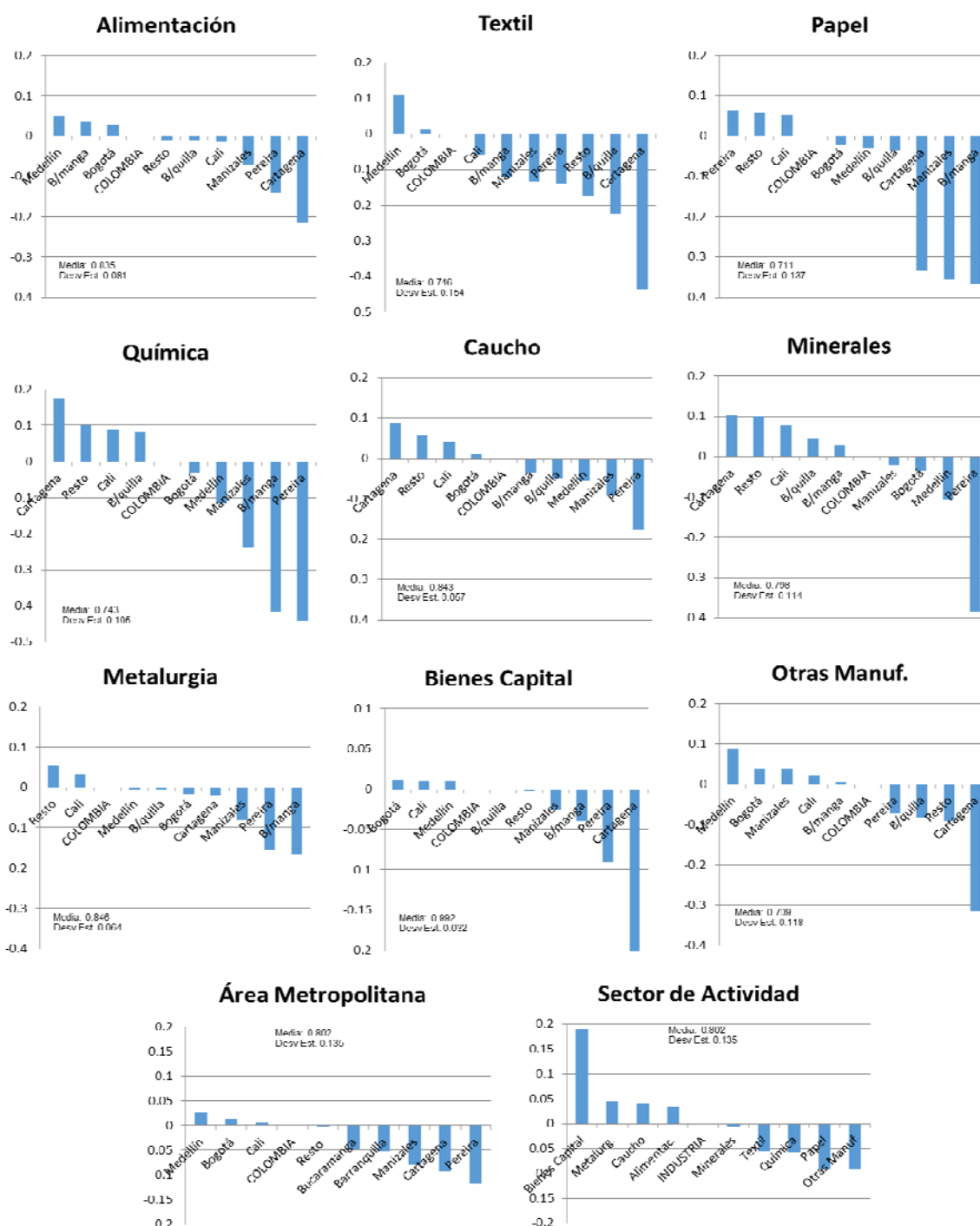
Las estimaciones por SURE (cuadro 1A), para el cálculo de los coeficientes tecnológicos arrojan resultados bastante consistentes con otros estudios<sup>6</sup>, lo que ofrece robustez en el análisis. Los coeficientes tecnológicos por sector se ajustaron al corregir por DOLS, lo que indica que los problemas de endogeneidad pueden afectar en mayor medida la inferencia, si no son considerados. En ambos casos, el Test Breusch-Pagan, rechaza la hipótesis nula de independencia entre ecuaciones del sistema, lo cual valida la estimación vía SURE, frente a realizar estimaciones separadas por MCO. Los efectos fijos individuales de región, resultaron conjuntamente significativos en todos los casos. El cuadro 1B, presenta los modelos elegidos para predecir la ineficiencia técnica. Para todos los sectores se rechazó la hipótesis de homocedasticidad en el término de ineficiencia técnica ( $u$ ), por tanto, las técnicas Time Varying que no permitan el control por heterocedasticidad, podrían sesgar los resultados. A partir de la predicción de la ineficiencia técnica ( $u$ ), se calcula el coeficiente de Eficiencia Técnica ( $ET_{jit}$ ), y sus valores ponderados por región, sector, y agregado.

El gráfico 1, muestra que el sector con mayor nivel de eficiencia promedio para el periodo de estudio, fue el de bienes de capital. Metalurgia, caucho y alimentación, también presentan un comportamiento superior a la media. Los sectores con menor eficiencia promedio fueron papel, química y textil. Respecto a las diferencias regionales, Medellín es la región más eficiente en promedio, seguida por Bogotá y Cali. Pereira, Cartagena y Manizales son las menos eficientes. Al analizar la eficiencia relativa de las regiones, para cada sector de actividad, se identifican ciertos patrones. Medellín, resulta ser la región más eficiente en la producción textil, en alimentación y en otras manufacturas; Bogotá lo es en bienes de capital, y la segunda en importancia en textil. Cartagena, Resto y Cali, parecieran evidenciar ciertos eslabonamientos en química, caucho y minerales. Pereira a su vez, parece ser la más eficiente en el sector papelerero.

---

<sup>6</sup> Sobre todo, con Jiménez y Sanau (2011), que presentan resultados por sector a 2 dígitos.

**Gráfico 1. Diferencias Regionales en Eficiencia Técnica Sectorial Promedio: 1992-2010**

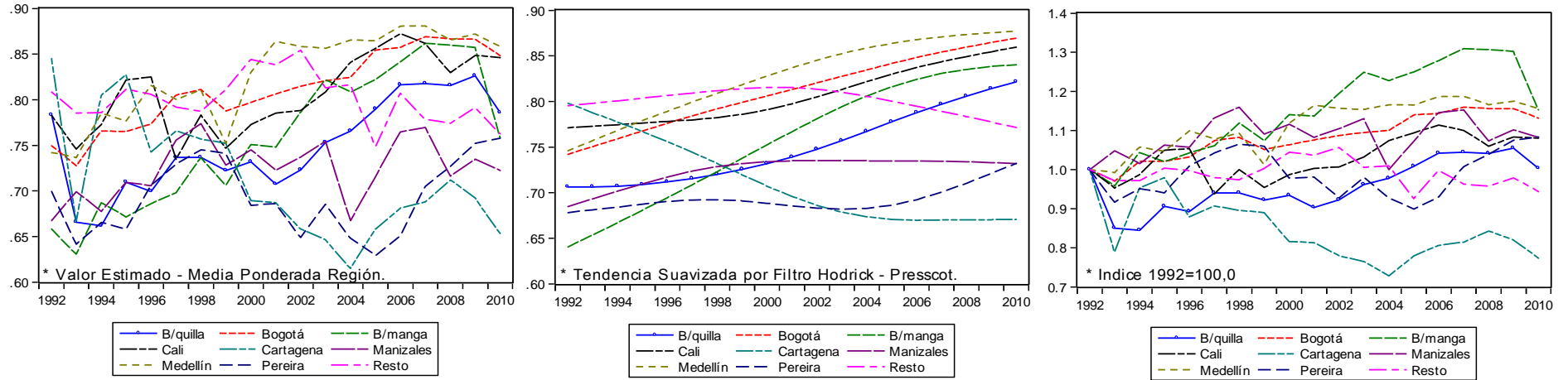


Fuente: Cálculos propios a partir de la EAM.

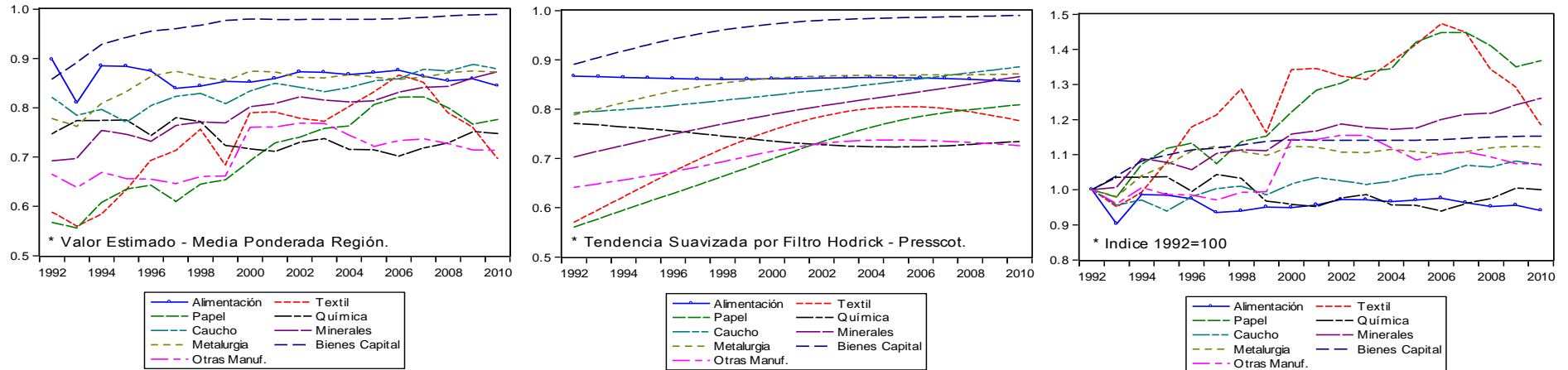
\*Los valores están ordenados en orden descendente respecto al año 2010.

Diferencia porcentual calculada a partir de índice con ref. Industria = 100, Colombia = 100..

**Gráfico 2. Evolución Temporal de la Eficiencia Técnica Regional: 1992-2010.**  
**A. Regiones**



**B. Sector de actividad**



Fuente: Cálculos propios a partir de la EAM.

Parece evidenciar cierta correlación entre eficiencia y especialización industrial, como lo sugiere Acevedo y Ramírez (2005). Los gráficos 2A y 2B, recogen la evolución temporal de la eficiencia técnica para las regiones y los sectores, respectivamente. En ellos se puede observar el valor predicho de la eficiencia, la tendencia suavizada a través del filtro HP, y el crecimiento acumulado a partir del índice 1992=1.00 (izquierda a derecha). Las diferencias en la dinámica individual, se hace evidente. Se confirma que los sectores textil<sup>7</sup> y papelerero, han sido los más dinámicos durante los últimos 20 años. El sector de minerales aumentó sus niveles de eficiencia, sobre todo durante la década del 2000. Respecto al análisis por región, Bucaramanga es la región con mayor aumento en los niveles de eficiencia en las últimas dos décadas (27% acumulado). La siguen en dinamismo Medellín (17.4%) y Bogotá (14.9%). En cambio, Cartagena pierde hasta un 19% en los niveles de eficiencia, siendo la región con peor balance. Barranquilla a pesar de perder un 7.4% durante la década de los 90's, logra acumular un 3.7% de crecimiento acumulado durante el 2000, lo cual indica una mejora en su situación durante la década del 2000.

### **3. Análisis de la descomposición de varianza de la Eficiencia Técnica.**

Con el fin de analizar el impacto de procesos de relocalización y reasignación de la actividad productiva, sobre la evolución de la eficiencia técnica, se propone partir de la descomposición propuesta por Olley y Pakes (1996). Por otra parte, dado que la EAM es una encuesta censal para la industria, es posible asociar la participación del empleo ( $p_{jit}$ ), con la probabilidad de participar del sector- $j$  en la región- $i$  en el periodo  $t$ , para la industria colombiana. Ello permite, analizar la descomposición de varianza a distintos niveles de agregación (Regional: $R$ , sectorial: $S$ , Total: $T$ ), aplicando las leyes de la probabilidad. A partir de la ecuación (6), se define:

---

<sup>7</sup> Es interesante indagar en los aspectos que condicionan este comportamiento. Por ejemplo, el sector textil presentó alta variabilidad en el número de empresas, lo que hace pensar que posibles procesos de recomposición empresarial al interior, con supervivencia de las empresas con mayor apalancamiento. También, es uno de los que tiene mayor penetración en mercados exteriores vía exportaciones en Colombia.

$$\text{Región: } ET_{it}^R = \sum_i p_{jt}^I \cdot ET_{jit} = \overline{ETM}_{it}^R + \sum_i p_{jt}^I \cdot (ET_{jit} - \overline{ETM}_{it}^R) \quad (7)$$

$$\text{Sector: } ET_{jt}^S = \sum_j p_{it}^J \cdot ET_{jit} = \overline{ETM}_{jt}^S + \sum_j p_{it}^J \cdot (ET_{jit} - \overline{ETM}_{jt}^S) \quad (8)$$

donde:  $ET_{it}^R$  y  $ET_{jt}^S$ : media ponderada, y  $\overline{ETM}_{it}^R$  y  $\overline{ETM}_{jt}^S$ , media aritmética, de la eficiencia técnica de la región i, o el sector j, respectivamente, en el periodo t.

$p_{jt}^I = P(S_{jt} | R_{it} = I) = p^c$ : Probabilidad condicionada (PC) del sector j, en la región I, con I=1, ..., 9, en t. Composición sectorial de las regiones.

$p_{it}^J = P(R_{it} | S_{jt} = J) = p^c$ : Probabilidad condicionada (PC) de la región i, en el sector J, con J=1, ..., 9, en t. Composición regional de los sectores.

Las ecuaciones (7) y (8), descomponen la ET regional y sectorial en dos:

- $\overline{ETM}$ : Ganancia en eficiencia media para todos los individuos (en R o S).
- $\sum p^c \cdot (ET_{jit} - \overline{ETM}) = \sum p^c \cdot dET_{jit}$ : Ganancia por reasignación de recursos.

Si  $\sum p^c \cdot dET_{jit} > 0$ , implica que la media ponderada en mayor medida las desviaciones positivas (los sectores más eficientes, tienen mayor peso).

El cuadro 3, presenta los resultados de esta descomposición. En primer lugar, existe una ganancia en eficiencia por reasignación de recursos para el conjunto de la industria durante las dos décadas (0.055 y 0.046, respectivamente). No obstante, a nivel regional y sectorial se observa una alta heterogeneidad. Cali y Barranquilla presentan una reasignación negativa promedio durante el periodo de estudio, lo que implica un menor peso de sectores más eficientes en la región. Las demás regiones presentan una reasignación positiva. Todos los sectores



presentan una reasignación positiva. Es decir, los sectores tienen mayor peso en las regiones más eficientes, siendo este efecto más importante para textil, química y papel.

El gráfico 3, compara las diferencias entre décadas en la ganancia vía aumento de la eficiencia promedio ( $\Delta \overline{ETM}$ ), versus la ganancia por reasignación de recursos ( $\Delta \sum p^c \cdot dET_{jit}$ ). Se define como ganadores netos quienes se posicionan en el cuadrante superior derecho, dado que logran aumentar su eficiencia promedio y la reasignación de recursos, entre décadas. Los perdedores netos se ubican en el cuadrante inferior izquierdo. Como regiones netamente ganadoras se identifica a Bucaramanga, y a las principales regiones del país (Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla). Pareciera que el resto no logra tener una composición sectorial que potencie el fortalecimiento de la reasignación de recursos hacia sectores con mejor desempeño. El caso más extremo es Cartagena que se presenta como perdedora neta, ya que pierde eficiencia en promedio y desmejora en el proceso de asignación de recursos. La correlación entre estas dos medidas por regiones es positiva (0.33), lo que parece confirmar un proceso de reforzamiento productivo positivo.

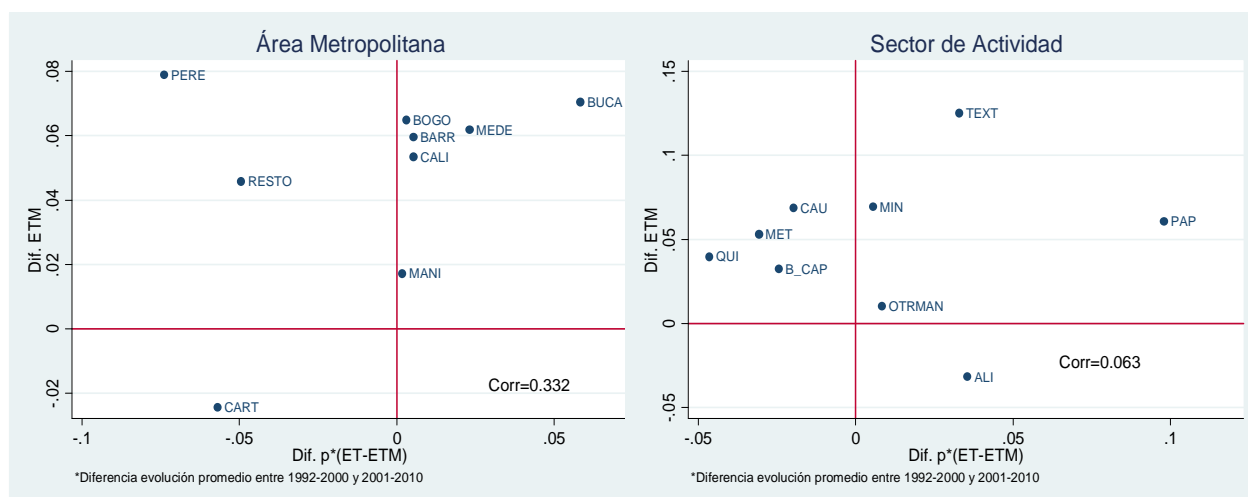
Sectorialmente, los ganadores netos son textil y papel, y aunque en menor medida, minerales y otras manufacturas también presentan un buen desempeño. No se observan sectores perdedores netos, sólo sectores que sólo refuerzan el aumento de eficiencia promedio (química, metalurgia, caucho y bienes de capital), o los que sólo refuerzan el proceso de reasignación de recursos (alimentación). La correlación entre estas dos medidas también es positiva (0.063), aunque menor que la obtenida a nivel regional. Es decir, las condiciones regionales, juegan un papel más importante en el desempeño de los sectores, en las ganancias de eficiencia y en el fortalecimiento de sinergias productivas, que a la inversa. En este sentido, las particularidades regionales juegan un papel fundamental en la definición de la política industrial. El fortalecimiento de los mercados y de la competitividad regional, condiciona la eficiencia de la industria regional.

**Cuadro 3. Descomposición de la Eficiencia Técnica por décadas**

Nivel	1992-2000*			2001-2010*			Diferencia Periodos		
	ET	ETM	$\Sigma p.dET$	ET	ETM	$\Sigma p.dET$	ET	ETM	$\Sigma p.dET$
<b>Región</b>									
Barranquilla	0.715	0.740	-0.024	0.780	0.799	-0.019	0.065	0.060	0.005
Bogotá	0.777	0.768	0.009	0.845	0.833	0.012	0.068	0.065	0.003
B/manga	0.685	0.646	0.039	0.814	0.716	0.098	0.129	0.070	0.058
Cali	0.777	0.802	-0.025	0.836	0.855	-0.019	0.059	0.053	0.005
Cartagena	0.751	0.683	0.067	0.669	0.659	0.010	-0.081	-0.024	-0.057
Manizales	0.712	0.684	0.028	0.731	0.701	0.029	0.019	0.017	0.002
Medellín	0.783	0.763	0.020	0.868	0.825	0.043	0.085	0.062	0.023
Pereira	0.681	0.589	0.092	0.686	0.668	0.018	0.005	0.079	-0.074
Resto	0.803	0.788	0.015	0.799	0.834	-0.035	-0.004	0.046	-0.049
<b>Sector de Actividad</b>									
Alimentación	0.833	0.813	0.020	0.837	0.781	0.056	0.004	-0.032	0.036
Textil	0.668	0.556	0.112	0.826	0.681	0.145	0.158	0.125	0.033
Papel	0.626	0.569	0.057	0.784	0.630	0.155	0.159	0.061	0.098
Química	0.747	0.634	0.113	0.740	0.673	0.067	-0.007	0.040	-0.046
Caucho	0.815	0.781	0.034	0.864	0.850	0.014	0.049	0.069	-0.020
Minerales	0.759	0.740	0.018	0.834	0.810	0.024	0.075	0.069	0.006
Metalurgia	0.836	0.779	0.057	0.858	0.832	0.026	0.022	0.053	-0.031
B. Capital	0.988	0.932	0.056	0.997	0.965	0.032	0.008	0.032	-0.024
Otr. Manuf	0.696	0.659	0.037	0.715	0.670	0.045	0.019	0.010	0.008
<b>INDUSTRIA</b>	<b>0.774</b>	<b>0.719</b>	<b>0.055</b>	<b>0.828</b>	<b>0.766</b>	<b>0.063</b>	<b>0.054</b>	<b>0.046</b>	<b>0.008</b>

Fuente: Cálculos propios a partir de la EAM. \*Valor promedio interperíodo.

**Gráfico 3. Correlación entre cambios en eficiencia promedio y en reasignación de recursos entre décadas: 1992-2010**



Fuente: Cálculos propios a partir de la EAM.

Con el fin de identificar cómo la reasignación de recursos, ha sido influenciada por procesos de cambios en la especialización sectorial de las regiones, en la concentración de industria a nivel regional, la concentración regional de los sectores, o en la composición de la actividad a nivel nacional, se propone el siguiente índice de descomposición de la eficiencia técnica total:

$$\text{Total: } ET_t^T = \overline{ETM}_t^T + \sum_j \sum_i p_{jit} \cdot (ET_{jit} - \overline{ETM}_t^T) \quad (9)$$

donde:  $ET_t^T$  es la media ponderada, y  $\overline{ETM}_t^T$  es la media aritmética, de la eficiencia técnica para la industria en el periodo t.

$p_{jit} = P(R_{it}, S_{jt}) = p^T$ : Probabilidad conjunta (PT) del sector j y la región i, en t. En cuanto participa la región-i en el sector j, en el empleo industrial en t.

Reemplazando  $\sum_j \sum_i p_{jit} \cdot (ET_{jit} - \overline{ETM}_t^T) = \sum_j \sum_i p^T \cdot (dET_{jit})$ , en la ecuación (13), el cambio en la eficiencia técnica en el tiempo, se puede expresar como:

$$\Delta ET_t^T = (ET_t^T - ET_{t-1}^T) = \Delta \overline{ETM}_t^T + \Delta \sum_j \sum_i p^T \cdot (dET_{jit}) \quad (10)$$

Según el Teorema de Bayes, se puede redefinir la probabilidad total, como el producto entre las probabilidades condicional y marginal ( $p^T = p^C \cdot p^M$ ), por tanto la ecuación (10), se puede reexpresar como:

$$\Delta ET_t^T = \Delta \overline{ETM}_t^T + \Delta \left( \sum_j \sum_i p^C \cdot p^M \cdot (dET_{jit}) \right) \quad (11)$$

Descomponiendo la ecuación (11):

$$\Delta ET_t^T = \Delta \overline{ETM}_t^T + \left( \sum_j \sum_i \Delta p^C \cdot p^M \cdot (dET_{jit}) + \sum_j \sum_i p^C \cdot \Delta p^M \cdot (dET_{jit}) + \sum_j \sum_i p^C \cdot p^M \cdot \Delta (dET_{jit}) + \mathcal{G} \right)$$

donde,  $\Delta p_i^C = (p_i^C - p_{i-1}^C)$ ;  $\Delta p_i^M = (p_i^M - p_{i-1}^M)$ ;  $\Delta dET_t = (dET_t - dET_{t-1})$ ;  $\mathcal{G}$ : otras dif<sup>8</sup>.

<sup>8</sup> Si se tratara de una función continua,  $\mathcal{G}$ , representaría el cambio por "derivadas internas", o efectos combinados entre las variables en el tiempo (productos cruzados).

Dado que las probabilidades condicionadas y marginales, dependen de si el análisis se realiza por sector o región, se define:

$$\text{Región: } P(R_{it}, S_{jt}) = P(S_{jt} | R_{it} = I) \cdot P(R_{it}) = p_{jt}^C \cdot p_{it}^M = p_{ji}^T \quad (12)$$

$$\text{Sector: } P(R_{it}, S_{jt}) = P(R_{it} | S_j = J) \cdot P(S_{jt}) = p_{it}^C \cdot p_{jt}^M = p_{ji}^T \quad (13)$$

donde:  $P(R_{it}) = p_i^M$  es la probabilidad marginal de la región i en el empleo industrial en t, participación de la región i en el empleo nacional; y  $P(S_{jt}) = p_j^M$  es la probabilidad marginal del sector j en el empleo industrial en t, participación del sector j en el empleo nacional.

Por tanto, se deduce que, para regiones y sectores, respectivamente:

$\Delta p_{jt}^C$  : cambio por diferencias en la especialización sectorial de las regiones,  $\Delta p_{it}^M$  : diferencias en la concentración de la actividad nacional por regiones,  $\Delta p_{it}^C$  : cambio por diferencias en la concentración sectorial por regiones,  $\Delta p_{jt}^M$  : cambio por diferencias en composición sectorial de la industria nacional.

El cuadro 4 presenta la descomposición dinámica del componente de asignación de recursos por sector y por región. La variación promedio anual durante el periodo de análisis es bastante baja (-0.00076), con saldo ligeramente positivo durante la década de los 90's, y negativo durante el 2000. A nivel de región, existe un efecto positivo tanto de una mayor especialización de las regiones (0.046), como de la mayor concentración de la industria por regiones (0.062). Ambos procesos, acentúan la competencia, con lo cual es de esperar que aumente la eficiencia por reasignación.

El análisis por sector, presenta un importante papel de la concentración de los sectores en determinadas regiones (0.134), mayor aún que los componentes regionales. Sin embargo, el

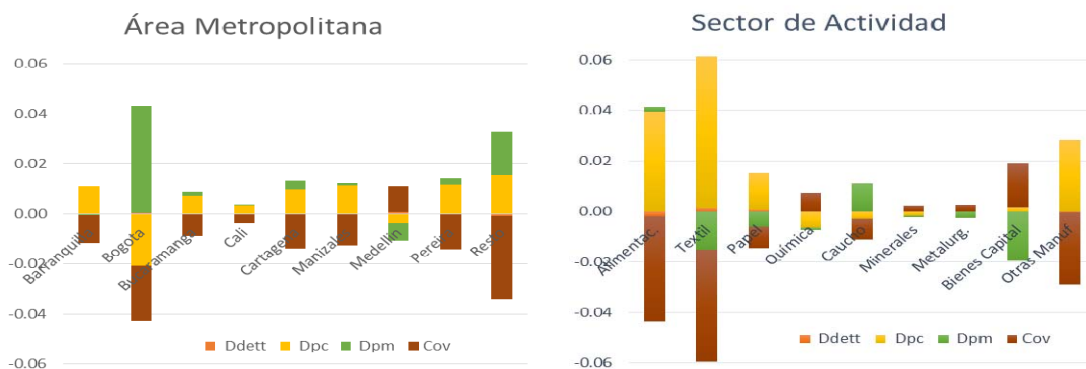
papel de la composición sectorial de la industria es negativo (-0.032). Esto se interpreta como una mayor participación de los sectores menos productivos (que no obstante, se reduce entre las dos décadas). El gráfico 4, muestra que el comportamiento del sector textil, está fuertemente influenciado por la concentración de la industria en las regiones. Bogotá es la más favorecida por la concentración regional de la industria.

**Cuadro 4. Descomposición de la evolución dinámica de reasignación productiva para la industria: 1992-2010**

Componente*	1993-2000	2001-2010	1993-2010
<b>Regional</b>			
$\Delta p_{jt}^C$	0.078	0.020	0.046
$\Delta p_{it}^M$	0.016	0.099	0.062
$\Delta dET$	0.002	-0.003	-0.001
$\mathcal{G}$	-0.095	-0.118	-0.108
$\Delta(p^T \cdot dET_{jit})$	<b>0.00097</b>	<b>-0.00213</b>	<b>-0.00076</b>
<b>Sectorial</b>			
$\Delta p_{it}^C$	0.160	0.113	0.134
$\Delta p_{jt}^M$	-0.053	-0.015	-0.032
$\Delta dET$	0.002	-0.003	-0.001
$\mathcal{G}$	-0.108	-0.097	-0.102
$\Delta(p^T \cdot dET_{jit})$	<b>0.00097</b>	<b>-0.00213</b>	<b>-0.00076</b>

Fuente: Cálculos propios a partir de la EAM. \*Promedio interperíodo de la suma en t.

**Gráfico 4. Importancia relativa de los componentes de descomposición de reasignación productiva para la industria: 1992-2010.**



Fuente: Cálculos propios a partir de la EAM. Promedio anual 1992-2010.  
\*Los valores parciales suman sobre la probabilidad total.

La mayor importancia relativa de los factores sectoriales frente a los regionales, se explica, entre otras, porque no todas las regiones se benefician en la misma magnitud de este tipo de sinergias. Por el contrario, la concentración sectorial ofrece un beneficio general a pesar del aumento de competencia, en cuanto que logra reducir de manera considerable costos de transacción, respecto a clientes y proveedores. En este sentido, es importante definir estrategias con base en sectores líderes para impulsar el desarrollo de las regiones, en función de sus potencialidades y capacidades, al trazar la política industrial.

## **CONCLUSIONES**

El objetivo de este estudio, es aportar una medida actualizada de la evolución de las diferencias en la productividad sectorial y regional para la industria Colombiana durante el periodo 1992-2010. Para hacerlo, se empleó técnicas de fronteras estocásticas de producción Time Varying que permiten modelar de manera libre el patrón de evolución temporal para cada individuo. El análisis de la dinámica temporal para los últimos 20 años, deja ver una consolidación del liderazgo industrial de Medellín, Bogotá y Cali, en contra del rezago de la industria en el resto del país, con un balance bastante negativo para Cartagena. Como era de esperar, el grupo de sectores que conforman los bienes de capital, se consolidan como los que tienen mayor eficiencia promedio, situación en la cual se sostienen en el tiempo. La industria textil y papelería, se consolidan como los sectores con mayores ganancias de eficiencia a pesar de no ser los sectores más eficientes para el conjunto de la muestra. Al valorar la competitividad relativa de las regiones en los sectores, pareciera confirmar una relación positiva entre especialización sectorial y eficiencia técnica.

El análisis de descomposición de varianza de la eficiencia técnica, muestra que las diferencias en la evolución entre sectores y regiones, puede explicarse tanto por ganancias en la eficiencia promedio, como por la reasignación de recursos al interior de la industria. Estas dos medidas

presentan una correlación positiva, que es más fuerte en el análisis regional, lo que parece confirmar la importancia de la dotación regional en el reforzamiento productivo de los sectores. En este proceso se identifican como regiones ganadoras netas a Bucaramanga, y a las principales regiones del país (Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla). Por el contrario, Cartagena se presenta como perdedora neta. Sectorialmente, los ganadores netos fueron textil y papel, y en menor medida, minerales y otras manufacturas.

La descomposición dinámica del componente de reasignación de recursos, reveló interesantes patrones. La descomposición regional, presentó un efecto positivo causado por la profundización en la especialización sectorial de las regiones (0.046), y por la concentración regional de la industria (0.062). El análisis por sector, evidenció un importante papel de la concentración de los sectores en determinadas regiones (0.134). Por el contrario, el efecto reasignación debido a la composición sectorial de la industria fue negativo (-0.032), a pesar de presentar mejoras relativas en la última década. La mayor importancia relativa de la concentración sectorial en determinadas regiones, por una parte, confirma el papel predominante de las características regionales en la evolución de la eficiencia técnica sectorial, y por otra, parece ratificar la importancia de definir estrategias con base en sectores líderes para impulsar el desarrollo de las regiones (en función de sus potencialidades y capacidades), al trazar la política de desarrollo industrial.

## **BIBLIOGRAFÍA**

Acevedo, M. y Ramírez, J. (2005). "Diferencias regionales en la eficiencia técnica del sector confecciones en Colombia: Un análisis de fronteras estocásticas". *Innovar* 15(26), pp. 90-105.

Battese, G. y Coelli, T. (1995). "A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data". *Empirical Economics*, 20, pp. 325-332.

Cameron, C. y Pravin. T. (2008), *Microeconometrics. Methods and Applications*, Cambridge University Press. New York.

Comwell, C., P. Schmidt y R. Sickles. (1990). "Production frontiers with cross-sectional and time - series variation in efficiency levels." *Journal of econometrics* 46(1), pp. 185-200.

Fernandez, C. (1998). "Agglomeration and trade: The case of Colombia". *Ensayos sobre política económica*. Banco de la República. No. 33.

Fried, H., K. Lovell y S. Schmidt, (2006). "Efficiency and productivity". H. Fried, K. Lovell y S. Schmidt (eds.). *The measurement of productive efficiency: techniques and applications*. New York. Oxford University Press.

Greene, W. (2006). "The Econometric Approach to Efficiency Analysis". *The Measurement of Productivity Efficiency*, Chapter 2. New York. Oxford University Press.

Greene, W. (2005). "Fixed and Random Effects in Stochastic Frontier Models". *Journal of Productivity Analysis*. Volume 23, Number 1 / Enero de 2005.

Hadri, K. (2000). "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data", *The Econometrics Journal*, vol. 3, número 2, pp. 148-161.

Hadri, K., Larsson, R. (2005). "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data Where the Time Dimension is Finite", *The Econometrics Journal*, vol. 8, núm. 1, pp. 55-69.

Im, K. S., Pesaran, M. H., Shin, Y. (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*. Elsevier, vol. 115, núm. 1, pp. 53-74.

Iregui, A., Melo, L. y Ramírez M. (2006). "Productividad Regional y Sectorial en Colombia: Un análisis utilizando datos panel". *Ensayos sobre política económica*, 25(53), pp. 18-65.

Kumbhakar, S. (1990). "Production frontiers, panel data, and time-varying technical inefficiency". *Journal of Econometrics*, 46(1/2), pp. 201-212.

Kumbhakar, S. y K. Lovell. (2000). "Stochastic frontier analysis. Cambridge: Cambridge University Press".

Kumbhakar, S. y L. Hjalmarsson. (1993). "Technical efficiency and technical progress in swedish dairy farms," H. Fried, K. Lovell y S. Schmidt (eds.). *The measurement of productive efficiency: techniques and applications*. New York. Oxford University Press.

Larsson, R., Lyhagen, J., Löthgren, M. (2001.) "likelihood-based cointegration tests in heterogeneous panels", *Econometrics Journal*, vol. 4, pp. 109-142.

Lee, Y. y P. Schmidt. (1993). "A production frontier model with flexible temporal variation in technical inefficiency." En H. Fried and K. Lovell (eds.). New York. Oxford University Press, pp. 237-255.

Olley, S. y Pakes, A. (1996), "The dynamics of productivity in the telecommunications Industry", *Econometrica* 64(6), 1263-1297.

Pedroni, P. (1999). "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors". *Oxford bulletin of economics and statistics*, vol. 61, pp. 653-670, 1999.



Pesaran, H. (2007). "A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence", *Journal of applied econometrics*. John Wiley y Sons, Ltd., vol. 22(2), pp. 265-312.

Pitt, M. y L. Lee. (1981). "The measurement and sources of technical inefficiency in Indonesian weaving industry." *Journal of development economics*. Vol 9, No 1, pp. 43-64.

Quintero, J. (2008). "Competitividad en la industria manufacturera de Cartagena: Un análisis de eficiencia técnica en el período 2001-2004", Serie de estudios sobre la competitividad de Cartagena, No 5, 1 – 39.

Raymond, J.L, Roig, J.L, García, G. y Gómez, L. (2010). La competitividad de las empresas industriales catalanas y españolas y factores condicionantes. Document d'economia industrial. No 37. Centre d'Economía Industrial. Barcelona, España.

Schmidt, P. y R. Sickles. (1984). "Production frontiers with panel data." *Journal of Business and Economic Statistics*. 2(4), 367-374.

Stock, James y Watson, Mark W, (1993). "A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems" *Econometrica*. Vol. 61(4), pp. 783-820.

Tapia, S. (2012). "Crecimiento la productividad sectorial de la industria manufacturera colombiana: un enfoque de frontera estocástica". (Tesis inédita de grado). Universidad del Valle.

Zellner, A. (1962). "An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias". *Journal of the american statistical association*. Vol. 57, No 298, pp. 348-368.