

Economías de escala, Markups y determinantes del cambio técnico en la industria en Colombia

Carlos Pombo V.¹

I. INTRODUCCION

Los ejercicios de contabilidad del crecimiento -*growth accounting*- miden la productividad total de los factores (PTF) bajo los supuestos tradicionales de retornos constantes de escala, competencia perfecta, eficiencia constante a través de las generaciones del equipo de capital -*disembodied technological progress*-, la no presencia de externalidades en producción, y optimización de largo plazo de las firmas. El enfoque de números índices se basa en el uso de índices exactos en el sentido de Diewert (1976), los cuales son derivados de funciones de producción específicas. El índice *translog* es sin duda uno de los más populares en estudios de productividad [Jorgenson et. al (1987)], el cual también se conoce como el índice de *Tornqvist*. La forma

funcional que está detrás de este índice es la función *exponencial-logarítmica* [Christensen et. al. (1971)], o *translog* por brevedad, restringida a retornos constantes. Una extensión común al índice *translog* es considerar los efectos de cambios en la calidad de los insumos [Jorgenson & Griliches (1967)], en el cual los *inputs* agregados -capital, trabajo, materias primas- siguen una especificación *translog* en cada uno de sus componentes².

El ensayo relaja el supuesto de retornos constantes e introduce elementos de competencia imperfecta a través de la determinación por parte de las firmas de un margen constante entre precios y costos marginales en la medición de la PTF por sector industrial. La determinación del margen se basa en que las firmas tienen conjeturas de *Cournot* sobre las decisiones de producción de sus rivales. En este sentido, se realizan estimaciones paramétricas de los coefi-

¹ Investigador Senior, Facultad de Economía Universidad del Rosario. Tengo una especial deuda con Werner Baer, Hadi Esfahani y Salim Rashid por sus comentarios y correcciones a versiones previas de este documento. También agradezco los comentarios de los participantes de la 3era Conferencia de LACEA [Buenos Aires (Oct. 1998)] y a los asistentes al seminario de Fedesarrollo.

² Una aplicación para la industria en Colombia de índices *translog* corregidos por cambios en la calidad de insumos se presenta en Pombo (1999b).

cientos de economías de escala y elasticidades precio de demanda, de manera que permita ajustar el residuo de Solow por poder de mercado y economías de escala. La segunda parte del ensayo está dirigida a la presentación de una forma reducida de una función de la PTF basada en modelos de crecimiento endógeno. Su evaluación econométrica cruza dos bases de datos interesantes. La primera proviene de indicadores de desempeño que caracterizan los sectores industriales, y la segunda está formada por un conjunto de variables cualitativas sobre actividades de innovación provenientes de la encuesta tecnológica del DNP. Los resultados señalan que las características sectoriales y las actividades de innovación son los argumentos que explican el desempeño de la productividad industrial. Este ensayo es importante ya que ofrece resultados interesantes, basados en un marco analítico más actualizado para la discusión sobre la orientación de la política tecnológica industrial en Colombia.

II. EL ÍNDICE *TRANSLOG* MODIFICADO

El índice *translog* de la PTF modificado por *markups* y economías de escala introduce la idea que las firmas no fijan sus productividades marginales de los factores igual a su precio relativo debido a la existencia de algún poder de mercado que permite a cada una de las firmas obtener beneficios económicos positivos. La elasticidad de escala a su vez estará afectada por el tamaño del *markup*. Algebráicamente,

Sea $Y_i = A_i \cdot F(L_i, M_i, E_i)$ la función de producción representativa del sector i (1)

donde: A_i = índice de cambio técnico neutral en el sentido de Hicks del sector i ; Y_i = nivel de producto del sector i dado una demanda de factores trabajo (L), capital (K), materiales intermedios (M), y energía (E).

Tomando el diferencial total de (1) y arreglando términos se obtiene la ecuación de descomposición del crecimiento

$$\frac{dY}{Y} = \frac{dA}{A} + \varepsilon_{YK} \cdot \frac{dK}{K} + \varepsilon_{YL} \cdot \frac{dL}{L} + \varepsilon_{YM} \cdot \frac{dM}{M} + \varepsilon_{YE} \cdot \frac{dE}{E} \quad (2)$$

donde ε_{Yi} denota la elasticidad *factor-producto* para cada insumo i .

Si las firmas tienen conjeturas de Cournot sobre las decisiones de producción de sus rivales, entonces el equilibrio del productor estará dado por las condiciones de primer orden del siguiente problema de maximización

$$\begin{aligned} \text{Max } \Pi_j &= q_j \cdot P[\sum_{j=1}^n q_j] - WX \\ \text{sujeto a } q_j &= F_j(K_j, L_j, M_j, E_j) \end{aligned} \quad (3)$$

donde: $W = [W_K, W_L, W_M, W_E]$ es el vector de precios de los factores; $X = [K, L, M, E]$ vector de *inputs*; $p(Q_i)$ = la función inversa de demanda del sector i ; $Q_i = \sum_{j=1}^n q_j$ = producción agregada del sector i ; y q_j = tecnología de la firma j .

La condición de primer orden (*CPO*) de (3) viene dado por

$$\frac{\partial \Pi_j}{\partial x} = F_x \cdot P + \frac{\partial P}{\partial Q} \cdot \frac{\partial Q}{\partial F} \cdot \frac{\partial F}{\partial x} \cdot F = w \quad (4)$$

donde: x denota una *input* particular, y $F_x = \partial F / \partial x$.

Ahora si $\alpha_{ji} = \frac{q_{ji}}{Q_i}$ es la participación de la firma j en la producción agregada del sector industrial i [*market share*], la *CPO* puede expresarse como

$$F_x = \frac{w}{P} \cdot \left[\frac{1}{1 - \alpha_{ji} / \varepsilon_i} \right] \quad (5)$$

donde ε_i es la elasticidad de demanda del sector i .

La lectura de la condición en (5) dice que la productividad marginal del factor i diferirá de su precio real por algún margen μ que es función de la elasticidad de la demanda y la participación de la firma en el mercado. Mas aún, puede mostrarse que de la CPO de (3), la fracción $\alpha_{ij}/\varepsilon_i$ es equivalente al índice de *Lerner* [$L_j = (P - C'_j)/P$]. En consecuencia, la competencia de Cournot establece que la regla del margen óptimo en precios sobre los costos marginales es proporcional a la participación de mercado sobre la elasticidad de demanda. Sustituyendo el índice de Lerner en (5) se tiene que

$$F_X = \frac{w}{P} \cdot \frac{P}{C_j} = \frac{w}{P} \cdot \mu \quad (6)$$

Se sigue que $\mu > 1$ implica la existencia de algún poder de mercado. Uniendo la anterior condición de equilibrio con (2) se obtiene:

$$\frac{dY}{Y} = \frac{dA}{A} + \mu \cdot [s_K \frac{dK}{K} + s_L \frac{dL}{L} + s_M \frac{dM}{M} + s_E \frac{dE}{E}] \quad (7)$$

donde s_i denota la participación del insumo i en el total de los pagos factoriales.

La elasticidad de escala por definición es equivalente a la suma de las elasticidades factoriales, la cual muestra el incremento en la producción bruta debido a una variación simultánea en todos los *inputs*. Definiendo B como el parámetro de la elasticidad de escala, la ecuación (7) se transforma en:

$$\frac{dY}{Y} = \frac{dA}{A} + \mu \cdot [\frac{B}{\mu} - s_L - s_M - s_E] \cdot \frac{dK}{K} + \mu \cdot [s_L \frac{dL}{L} + s_M \frac{dM}{M} + s_E \frac{dE}{E}] \quad (8)$$

donde: $B = \mu \cdot [s_K + s_L + s_M + s_E]$

La ecuación (8) puede aproximarse en términos discretos por la diferencia logarítmica en dos puntos en el tiempo, es decir

$$\frac{dA}{A} = [\log Y_t - \log Y_{t-1}] - \mu \cdot [\sum_i \bar{s}_i \cdot (\log x_{it} - \log x_{it-1}) + (\frac{B}{\mu} - \sum_i \bar{s}_i) \cdot (\log K_t - \log K_{t-1})] \quad (9)$$

donde: $\bar{s}_i = (s_{it} + s_{it-1})/2$ es la participación promedio en los pagos factoriales del *input* trabajo, materias primas, y energía.

La ecuación (9) en la literatura de productividad se conoce como el índice de *Theil-Tornqvist*, pero en este caso está ajustado por los parámetros de economías de escala y *markups*. Si se imponen los supuestos de rendimientos constantes [$B = 1$] y competencia perfecta [$\mu = 1$] se recupera el índice *translog* original en la medición de la PTF. En consecuencia, para la medición del residuo de Solow basado en la ecuación de fuentes de crecimiento (9) se necesita de estimaciones paramétricas de los coeficientes de economía de escala y de elasticidades de demanda. Así pues, para la estimación de los *markups* por sector industrial, es necesaria una inferencia del índice de *Lerner* que, como se anotó, es equivalente al cociente $\alpha_{ji}/\varepsilon_i$, y que por construcción es una función creciente de la participación de mercado de las firmas. Ahora, dado que la unidad de observación está dada por sector industrial, la medición de α_{ji} puede ser aproximada por el uso de cualquier índice de concentración industrial. Dado que la competencia estratégica entre firmas se basa en conjeturas de *Cournot*, el modelo predice que existe una relación inversa entre rentabilidad industrial y número de firmas posicionadas en el mercado, es decir:

$$\text{Sean } \Pi_i = \sum_j (P - c_j) \cdot q_j \text{ los beneficios agregados del sector industrial } i \quad (10)$$

Sustituyendo el índice de *Lerner* en (10) y arreglando términos se obtiene:

$$\Pi_i = \frac{P \cdot Q_i}{\varepsilon_i} \cdot \sum_j \alpha_j^2 \quad (11)$$

El último término del lado derecho de (11) se conoce como el índice de *Herfindal*. En consecuencia, la tasa de beneficio del sector i es igual a:

$$\pi_i = \frac{H_i}{\varepsilon_i} \quad y \quad \pi_i \geq 0 \quad (12)$$

Así, el *markup* normalizado puede redefinirse en (9) como:

$$\mu = (1 + \pi) \quad (13)$$

Entonces, para la medición del parámetro μ en (13) se requieren unas mediciones directas del índice de *Herfindal* y estimaciones paramétricas de la elasticidad de demanda por sector industrial. La principal ventaja de usar (12) en la inferencia del *markup* es que no existe la necesidad de asumir márgenes constantes en el tiempo, en contraste con la metodología de *Hall* la cual ha sido utilizada en varios estudios recientes sobre la productividad industrial en Colombia³. Por otra parte, la inferencia del coeficiente de economías de escala está basado en estimaciones paramétricas de funciones de producción *translog* por sector industrial, en las cuales la restricción de retornos constantes es evaluada estadísticamente por medio de tests de *Wald*. Las estimaciones de las funciones de producción *translog* son regresiones de *panel*, que con un razonable nivel de desagregación, generan unas mediciones más precisas de las elasticidades de los factores a través de sectores industriales.

III. SOBRE LA ESTIMACIÓN DE LAS ECONOMÍAS DE ESCALA Y MARKUPS: UN ENFOQUE DE PANEL DE DATOS

El ejercicio econométrico de esta sección está basado en modelos de panel lineales⁴. La base de da-

³ Para más detalles sobre la metodología de *Hall*, se encuentra en *Hall* (1988, 1990). La aplicación de la metodología de *Hall* implica que la estimación del *markup* termine siendo una función de variables instrumentales que no están directamente relacionadas con el comportamiento estratégico de las firmas como lo son las variables de gasto militar, partido político, precios del petróleo, entre otros. La descomposición de *Hall* se utilizó por ejemplo en los estudios de *Chica* (1996) y *Ramírez* (1993).

tos utiliza 94 sectores industriales según la clasificación CIIU para el período 1970-1995. El marco analítico de las ecuaciones agrupadas (pooled) de regresión es una ecuación generalizada de la forma

$$Y_{it} = \alpha_i + X_{it} \beta_i + e_{it} \quad (14)$$

donde $i = 1, \dots, n$ denota el número de paneles o individuos; y $t = 1, \dots, T$ es el número de observaciones dentro de cada panel. El residuo estocástico (e_{it}) se asume que tiene una media estadística de cero, y la matriz de varianza-covarianza sigue la siguiente estructura:

$$E[ee'] = \Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{11} \cdot \Omega_{11} & \dots & \sigma_{1n} \cdot \Omega_{1n} \\ \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{n1} \cdot \Omega_{n1} & \dots & \sigma_{nn} \cdot \Omega_{nn} \end{bmatrix} \quad (15)$$

Entonces, la estructura de la matriz Ω y los supuestos específicos sobre el intercepto y los coeficientes β en (14) generan una familia de funciones lineales para la estimación de modelos panel de regresión.

A. Economías de escala

La estimación del parámetro de economías de escala según grupos industriales CIIU está basado, como se anotó, en funciones de producción *translog*. Esta forma funcional se convierte entonces en un elemento central para la medición del cambio técnico en sus dos enfoques: i) paramétrico y ii) por números índices. En este sentido este ejercicio mantiene el supuesto sobre la tecnología que se utiliza en el ejercicio de contabilidad del crecimiento basado en índices *translog* de la PTF. Una función *translog* para n -inputs se define como:

⁴ Los trabajos de *Judge et. al* (1986), *Hsiao* (1986), *Greene* (1993), y *Katz & Becks* (1995) ofrecen completas revisiones de literatura sobre el tema. Para tópicos avanzados de modelos de panel, véase *Matyas & Sevestre* (1996).

$$\ln Y(X, t) = b_0 + \sum_i b_i \cdot \ln x_i + \quad (16)$$

$$\frac{1}{2} \sum_i \sum_j b_{ij} \ln x_i \ln x_j + b_{it} + \frac{1}{2} b_{tt} t^2 + \sum_i b_{it} \cdot \ln x_i$$

donde: X denota el vector de inputs y t es el argumento temporal.

Las elasticidades de los factores asociadas a (16) son iguales a

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln x_i} = V_{x_i} = b_i + \sum_j b_{ij} \ln x_j + b_{it} t \quad (17)$$

y la tasa primal de cambio técnico es:

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial t} = V_T = b_T + \sum_j b_{Tj} \ln x_j + b_{TT} t \quad (18)$$

La elasticidad de escala por definición es la suma de las elasticidades parciales, entonces:

$$\epsilon_{xy} = \sum_i V_{Xi} \quad (19)$$

La base de datos fue agrupada en 22 sectores CIIU 3-dígitos con base en el formato original CIIU 4-dígitos, con el fin de estimar las funciones *translog* por grupos industriales. Una ecuación estimable de (16) viene dada por:

$$y_{it} = \beta_0 + X_{it} \beta + e_{it} \quad (20)$$

el cual es un caso particular de (14)⁵.

La anterior especificación asume que el intercepto es constante a través de los grupos CIIU, pero su varianza puede diferir a través de los paneles. Esto implica que no existen *efectos fijos* en el modelo, pero éste puede ser heterocedástico debido a las

⁵ Los supuestos básicos sobre los residuos en (20) son: a) $E[e_{it}] = 0$; b) $Var[e_{it}] = \sigma^2$; c) $Cov[e_{it}, e_{jt}] = 0 \forall i \neq j, t \neq s$

diferencias de escala entre los regresores que pertenecen a cada panel. El punto importante a resaltar es que la ecuación (20) garantiza que la tecnología dentro de cada panel es la misma para todas las firmas. La matriz de varianza-covarianza Ω es entonces igual a:

$$E[ee'] = \Omega = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 I & \dots & 0 \\ 0 & \dots & \sigma_2^2 I & \dots & 0 \\ 0 & \dots & \dots & \dots & \sigma_n^2 I \end{bmatrix} \quad (21)$$

La estimación de la ecuación (20) dada la matriz Ω en (21) produce el estimador de mínimos cuadrados generalizados factibles (MCGF)⁶ en presencia de heterocedasticidad, en el cual $\hat{\sigma}_i^2$ es un estimador consistente de σ_i^2 . Por el contrario, si se asume paneles homocedásticos el estimador que se obtiene es el de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Es evidente que si se aplica el procedimiento de MCGF a las funciones *translog* a través de cada uno de los grupos industriales CIIU 3-dígitos, no generará estimaciones robustas debido a que no existen los suficientes grados de libertad para la estimación de la varianza muestral de cada panel⁷.

El Cuadro 1 resume las estimaciones del parámetro de las economías de escala evaluadas en la media muestral. En general, la elasticidad de escala es cercana a uno en 17 de 22 de los sectores CIIU considerados. Existe evidencia de retornos crecientes en sectores productores de bienes intermedios y de capital, como por ejemplo minerales no metálicos

⁶ Feasible generalized least squares estimator (FGLS).

⁷ La varianza muestral de cada panel es igual a $\hat{\sigma}_i^2 = (e_i' \cdot e_i) / T$; donde T es el tamaño de la muestra del panel i . Un procedimiento alternativo es el de inferir errores estándar robustos a través de la matriz consistente de White de varianza-covarianza de los estimadores de MCO. En general, el procedimiento de White es recursivo ya que permite hacer inferencias basadas en MCO aún cuando no se conozca el tipo de heterocedasticidad, ni su forma funcional.

Cuadro 1. INDUSTRIA MANUFACTURERA COLOMBIANA
Economías de escala clasificadas por factor intensivo y CIIU tres dígitos

CIIU		e_{KY}	e_{LY}	e_{MY}	e_{EY}	Econ Escala
311	Fabricación de productos alimenticios	0,0306	0,1312	0,7490	0,0299	0,9407
312	Otros productos alimenticios	0,0194	0,2200	0,8653	-0,0340	1,0707
313	Industria de bebidas	-0,1289	-0,2176	0,3283	0,5104	0,4922
314 ^a	Industria de Tabaco	-0,4553	-0,3478	0,6263	1,1768	1,0000
321	Fabricación de Textiles	-0,0063	0,1050	0,6067	0,2493	0,9546
322	Fabricación de prendas de vestir	-0,0774	0,2021	0,6824	0,1863	0,9934
323-324	Curtiembres, productos del cuero y calzado	-0,0037	0,2259	0,6430	0,1349	1,0000
331-332	Madera y Corcho (muebles y accesorios)	0,0882	0,0759	0,7522	0,1572	1,0734
341-342	Papel, productos de papel, imprentas y editoriales	-0,0945	0,3683	0,4250	0,2442	0,9430
351	Fabricación de sustancias químicas industriales	0,4183	0,0641	0,6839	-0,1662	1,0000
352	Fabricación de otros productos químicos	0,0218	0,1217	0,6707	0,2205	1,0346
353-354	Refinerías de petróleo y sus derivados	0,1213	-0,1415	0,5137	0,0993	0,5929
355-356	Productos de caucho y plástico	0,0331	0,2785	0,3176	0,3811	1,0102
361-362	Objetos de barro, loza, porcelana y vidrio	-0,0908	0,0701	0,6267	0,3384	0,9444
369	Productos minerales no metálicos	0,1593	0,6188	0,3609	0,2395	1,3785
371-372	Industrias básicas hierro, acero y otros	-0,0288	0,0683	0,7334	0,1759	0,9488
381	Fabricación de productos metálicos	0,0901	0,4634	0,3284	0,3325	1,2144
382	Maquinaria excepto eléctrica	-0,0455	0,1413	0,7995	0,0354	0,9307
383	Maquinaria, aparatos y accesorios	-0,0216	0,4184	0,4499	0,1534	1,0000
384	Equipo y material de transporte	0,0663	0,2249	0,6474	0,2050	1,1436
385	Instrumentos de medida y control	-0,0797	0,6969	0,2517	0,1311	1,0000
390	Otras Industrias manufactureras	0,1347	0,2252	0,6765	0,0621	1,0985
313 ^b		0,4293	0,0004	0,5210	0,1928	1,1434
353-354 ^a		0,1342	0,2850	0,6181	-0,0373	1,0000
Total		0,1202	0,0679	0,7273	0,0730	0,9884
RN	Recursos naturales	0,1849	0,0795	0,7228	-0,0246	0,9626
TNC	Trabajo no calificado	0,1019	0,1324	0,7102	0,0826	1,0272
CHT	Capital humano y tecnología	0,0498	0,0590	0,8074	0,0690	0,9852

^a Se asume tecnología *Cobb-Douglas*.

^b Se excluye CIIU 3131.

Fuente: Cálculos propios basados en Encuesta Anual Manufacturera - Dane.

(369), productos metálicos (381), y equipo de transporte (384). Por otra parte, los sectores de bebidas (313), refinerías de petróleo y sus derivados (353-354), exhibieron elasticidades de los factores sospechosamente bajas. Este resultado se explica por la presencia de elasticidades parciales negativas del capital y trabajo al interior de cada uno de estos sectores. La medición de retornos negativos es una señal de ineficiencias estructurales asociadas a demandas no óptimas de factores que, en el caso colombiano, pueden estar asociadas con la participación de empresas públicas en estos sectores. Esto es

claro en el caso de refinerías de petróleo, actividad que sigue siendo monopolio estatal. Para el caso de bebidas la anterior conjetura no puede extenderse de una forma directa. Sólo uno de sus sectores -bebidas espirituosas- tiene una alta participación estatal a través de las licoreras departamentales. Excluyendo esta agrupación de la muestra y estimando nuevamente se obtuvo que el sector en su conjunto exhibe retornos crecientes de escala⁸.

⁸ La participación histórica en la producción bruta de este subsector en la agrupación de bebidas es de 20%.

Así pues, la evidencia de los casos descritos muestra la permanencia de ineficiencias en producción asociadas con empresas del Estado en la industria manufacturera. El resultado global de este ejercicio de estimación es que la estructura de economías de escala al interior de la industria es caracterizada por retornos constantes.

B. Elasticidades de demanda y *markups*

El ejercicio de inferencia de elasticidades de demanda se basa en la especificación de dos tipos de funcionales de demanda: i) elasticidad constante, y ii) elasticidad no constante. El modelo de elasticidad constante toma la siguiente forma funcional para cada agrupación industrial CIIU

$$D_i = \beta_0 \cdot P_i^{-\varepsilon} \cdot X_{ij}^{\beta} \quad (22)$$

donde: D_i = demanda per cápita doméstica por bienes producidos por la industria i ; P_i = precio relativo de la industria i ; y X_{ij} = variables que desplazan la función de demanda.

Se deduce de (22) que la elasticidad es una constante igual a $-\varepsilon$. Por otra parte, el modelo de elasticidad no constante asume un término cuadrático en precios, para cada sector i , de la forma

$$D_i = \exp[\beta_0 + \beta_p \cdot \ln P_i + \beta_j \cdot \sum_j X_{ij} + \alpha_j \cdot \sum_j \ln P_i \cdot \ln X_{ij} + \gamma_p \cdot [\ln P_i]^2] \quad (23)$$

en consecuencia la elasticidad de demanda viene dada por

$$\frac{\partial \ln D_i}{\partial \ln P_i} = \beta_p + \alpha_j \cdot \sum_j \ln X_{ij} + 2\gamma_p \cdot \ln P_i \quad (24)$$

Los signos esperados de los coeficientes de regresión son $\beta_p < 0$, $\gamma_p < 0$, y $\alpha_j > 0$.

La interpretación de (24) es la siguiente: la demanda se vuelve más elástica a su propio precio, y menos elástica con variables que desplazan la demanda, como por ejemplo el ingreso per cápita, precios de bienes sustitutos, y penetración en mercados internacionales entre otros. La estimación de las ecuaciones (22) y (23) proporciona una mayor flexibilidad para la inferencia de las elasticidades de demanda por agrupación industrial. En cada caso, la forma funcional se evaluó por medio del *test* de *Wald*. En relación con la variable dependiente, que se transforma en términos per cápita, corresponde a la demanda doméstica que por definición en contabilidad nacional es igual a la oferta aparente menos las exportaciones. Las series de precios relativos corresponde al cociente entre el deflactor implícito de la producción característica por sector industrial y el implícito del PIB. Los índices de salarios reales para trabajadores y empleados se utilizaron como proxies del ingreso. El indicador de apertura exportadora se utilizó para controlar por efectos del mercado internacional y cambios en la política comercial. Por último, para controlar por el precio de sustitutos se consideró con algún grado de libertad el precio relativo del sector j que es sustituto *imperfecto* del sector i .

En relación con la estimación econométrica, ésta se hizo a través de *pooled regressions* dada la estructura general en la matriz Ω de varianza-covarianza descrita en (15) por agrupación CIIU 3-dígitos. En este sentido la estimación es más flexible en comparación con la estimación de las funciones *translog* dado que en este caso se tiene un menor número de variables independientes⁹.

⁹ La matriz generalizada Ω en (15) permite trabajar con cuatro estructuras básicas de varianza-covarianza, a saber: i) heterocedasticidad a través de paneles, ii) correlación cruzada entre paneles, iii) autocorrelación común entre paneles, iv) autocorrelación específica por panel. Véase Judge (1986) et. al. para mayores detalles.

Simultáneamente, el modelo se extendió a especificaciones de efectos fijos por medio del cual se controla por variables no observadas específicas a cada sector o individuo en el panel. En consecuencia, la ecuación de estimación en (20) puede escribirse como:

$$y_{it} = \bar{\beta}_0 + \mu_i + X_{it}\beta + e_{it} \quad (25)$$

donde: μ_i = efectos fijos.

El Cuadro 2 sintetiza los resultados de la inferencia de los *markups* así como de sus componentes según agrupación industrial CIU. Es importante señalar

que la medición de los índices de concentración de Herfindal se hizo relativo a la oferta aparente en vez de la producción bruta porque las importaciones, para algunos sectores, tienen una alta participación en la oferta doméstica. Por lo tanto, cuando las firmas compiten en su conjunto contra las importaciones en un determinado sector, esto conducirá a menores precios de venta y *markups*¹⁰. Existen algunos hechos estilizados que se pueden destacar de este ejercicio de medición.

Primero, la elasticidad sigue, con algunas excepciones, una estructura bastante coherente. Esta es mayor en las industrias de bienes de consumo, y menor en

Cuadro 2. COEFICIENTES DE MARKUPS Y OTROS COMPONENTES
Clasificación CIU 3 dígitos y período de tiempo

CIU	ϵ_{pq} 70-95	Índice de concentración de Herfindal (H)					Coeficiente de Markup (H/ϵ_{pq})				
		70-74	75-79	80-84	85-89	90-95	70-74	75-79	80-84	85-89	90-95
311	-0,5884	0,0647	0,0524	0,0521	0,0567	0,0575	0,1100	0,0891	0,0885	0,0964	0,0978
312	-0,9075	0,2936	0,2912	0,2330	0,1315	0,0947	0,3236	0,3209	0,2568	0,1449	0,1043
313	-7,2990	0,0748	0,0684	0,0709	0,0762	0,0729	0,0102	0,0094	0,0097	0,0104	0,0100
314	-0,9234	0,1315	0,1317	0,1398	0,1902	0,2034	0,1425	0,1427	0,1514	0,2060	0,2203
321	-1,2194	0,1093	0,1197	0,1142	0,1130	0,0897	0,0897	0,0982	0,0936	0,0927	0,0735
322	-1,0254	0,0319	0,0331	0,0383	0,0265	0,0258	0,0311	0,0323	0,0374	0,0258	0,0251
323	-1,1546	0,1273	0,1264	0,1267	0,1331	0,1130	0,1103	0,1095	0,1097	0,1153	0,0979
324	-1,1546	0,0370	0,0434	0,0369	0,0412	0,0391	0,0320	0,0376	0,0319	0,0357	0,0338
331	-1,6065	0,0908	0,0924	0,0731	0,0880	0,0801	0,0565	0,0575	0,0455	0,0548	0,0499
332	-1,6065	0,0229	0,0217	0,0167	0,0147	0,0119	0,0143	0,0135	0,0104	0,0091	0,0074
341	-0,3559	0,0680	0,0678	0,0579	0,0651	0,0610	0,1909	0,1905	0,1628	0,1828	0,1714
342	-0,3559	0,0327	0,0314	0,0363	0,0335	0,0228	0,0918	0,0882	0,1021	0,0940	0,0639
351	-1,3098	0,0488	0,0416	0,0454	0,0398	0,0438	0,0373	0,0318	0,0346	0,0304	0,0334
352	-0,2935	0,0835	0,0893	0,0876	0,0779	0,0686	0,2844	0,3043	0,2984	0,2654	0,2338
353	-0,2772	0,2185	0,1852	0,1444	0,1653	0,1361	0,7883	0,6680	0,5210	0,5962	0,4909
354	-0,2772	0,1883	0,1407	0,1553	0,1539	0,1026	0,6794	0,5077	0,5604	0,5553	0,3703
355	-1,7701	0,1443	0,1358	0,1334	0,1311	0,1004	0,0815	0,0767	0,0754	0,0741	0,0567
356	-1,7701	0,0271	0,0233	0,0173	0,0149	0,0107	0,0153	0,0132	0,0097	0,0084	0,0061
361	-0,6330	0,1152	0,1080	0,1186	0,1222	0,1227	0,1819	0,1706	0,1874	0,1930	0,1938
362	-0,6330	0,1592	0,1561	0,1467	0,1323	0,1052	0,2514	0,2466	0,2317	0,2089	0,1662
369	-0,3845	0,0625	0,0570	0,0489	0,0435	0,0403	0,1626	0,1482	0,1271	0,1132	0,1049
371	-0,3663	0,0415	0,0424	0,0351	0,0396	0,0351	0,1134	0,1157	0,0958	0,1080	0,0958
372	-0,3663	0,3853	0,2177	0,2259	0,3182	0,1142	1,0519	0,5944	0,6167	0,8687	0,3118
381	-1,3448	0,0359	0,0404	0,0394	0,0349	0,0240	0,0267	0,0301	0,0293	0,0259	0,0178
382	-0,5556	0,0243	0,0313	0,0227	0,0141	0,0060	0,0437	0,0563	0,0409	0,0253	0,0109
383	-1,2448	0,0460	0,0596	0,0564	0,0565	0,0363	0,0370	0,0479	0,0453	0,0454	0,0291
384	-0,4444	0,0762	0,0872	0,0771	0,0780	0,0533	0,1716	0,1963	0,1735	0,1756	0,1198
385	-0,5382	0,0078	0,0185	0,0129	0,0187	0,0122	0,0144	0,0343	0,0240	0,0347	0,0226
390	-2,0281	0,0756	0,0523	0,0545	0,0770	0,0691	0,0373	0,0258	0,0269	0,0380	0,0341

Nota: La elasticidad precio de la demanda fue estimada utilizando datos de panel de las ecuaciones de demanda exceptuando el grupo 314 del CIU. Los paneles se basaron en la clasificación CIU 4 dígitos para el período 1970 -1995. El índice de Herfindal (H) fue estimado relativamente a través de la oferta agregada.

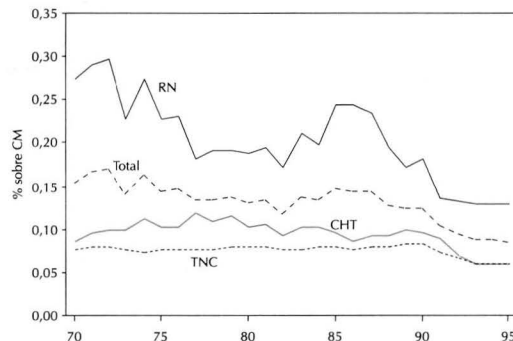
Fuente: Cálculos propios basados en Encuesta Anual Manufacturera - Dane.

industrias productoras de bienes intermedios y de capital.

Segundo, la evolución de los *markups* muestra una tendencia decreciente durante el período analizado (1970-1995). Esta tendencia es particularmente marcada en las industrias intensivas en recursos naturales. En contraste, las industrias intensivas en trabajo no calificado y capital humano y tecnología han tenido unos niveles de *markups* más suavizados (Gráfico 1).

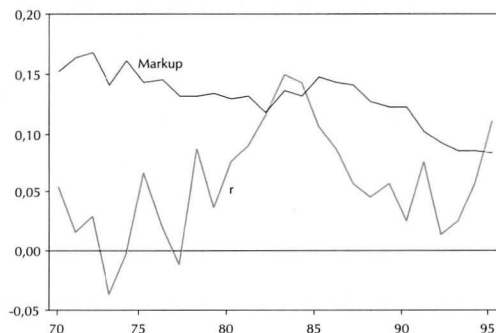
Tercero, ha habido una convergencia de los *markups* entre las grandes ramas industriales según su intensidad factorial. Dicho comportamiento se acentúa desde 1990, año en el cual se disminuyó principalmente el grado de dispersión arancelaria. Así, estos resultados sugieren que el rango de convergencia del margen puede oscilar entre un 10% y 15% sobre los costos marginales, con base en lo observado en los noventa y comparándolos con los niveles de los ochenta y setenta. Más importante es el hecho de que a pesar de la tendencia decreciente en los *markups*, en promedio la rentabilidad industrial ha estado justo por encima de la tasa real de interés durante los años de 1970 a 1995 (Gráfico 2). Este resultado es opuesto al argumento popular de *crisis de rentabilidad* que se ha utilizado en diversos estudios para explicar la desaceleración en la inversión industrial en Colombia¹¹.

Gráfico 1. COEFICIENTES DE MARKUPS SEGÚN FACTOR INTENSIVO



Fuente: Cuadro 2.

Gráfico 2. TASA DE INTERÉS REAL Y COEFICIENTES DE MARKUPS (%)



Fuente: Cálculos propios basados en Encuesta Anual Manufacturera - Dane y Banco de la República.

IV. AJUSTES A LA TASA DE CRECIMIENTO DE LA PTF

Los ajustes al índice *translog* de la PTF, economías de escala y *markups* se hacen por medio de la ecuación (9). Sus efectos sobre el residuo de *Solow* dependerán en consecuencia del tamaño de estos parámetros. En este sentido, la dirección del ajuste indicará cuándo el índice *translog* original sobrestima o subestima la tasa verdadera de cambio técnico (CT). Con este propósito se realizó un ejercicio de

¹⁰ Esta observación implica que los bienes importados y domésticos son sustitutos. Este supuesto es de hecho bastante restrictivo, ya que en algunos sectores industriales, como por ejemplo los productores de bienes de capital, la maquinaria doméstica tiene un carácter complementario a la importada. Sin embargo, la exclusión de las importaciones en cualquier estimación de índices de concentración, no capturaría los efectos estructurales del sector externo de la economía.

¹¹ Véase por ejemplo los estudios de Kalmanovitz (1994), y Chica (1990).

simulación basado en la ecuación (9) para ilustrar qué tan grande es la variación de la PTF ajustada cuando se toman los casos límites en B y μ dado los valores observados de largo plazo en los ponderadores de los factores de producción, índices de concentración de Herfindal, y tasas de crecimiento del producto e inputs¹². Estos resultados se describen en el Cuadro 3, el cual indica que *el índice original translog sobrestima (subestima) la verdadera tasa de cambio técnico cuando la elasticidad de la demanda es mayor (menor) bajo retornos crecientes a escala*.

La anterior proposición es tan sólo una interpretación, por decirlo de alguna forma mecánica, de la ecuación (9). Sin embargo, los resultados de dicha simulación reflejan que bajo competencia de Cournot, el cambio en el precio de equilibrio es mayor (menor) cuando más inelástica (elástica) sea la demanda a la que se enfrentan las firmas. Mas aún, el efecto escala¹³ se incrementa con el tamaño de la elasticidad de demanda. Así la contribución del efecto escala sobre el crecimiento de la PTF (no ajustada) se incrementará y reducirá el efecto del cambio técnico sobre el residuo de Solow¹⁴.

Cuadro 3. ÍNDICES DE TRANSLOG DE LA PTF ORIGINALES Y AJUSTADOS

	$B > 1$	$B < 1$
$\epsilon_{PQ} \rightarrow \infty$	$PTF^* < PTF$	$PTF^* > PTF$
$\epsilon_{PQ} \rightarrow 0$	$PTF^* > PTF$	$PTF^* > PTF$

* Indica índice translog ajustado.
Fuente: Cálculos del autor.

¹² Esta simulación sólo se hizo para el total manufacturero.

¹³ Este efecto refleja un incremento de la demanda óptima de insumos cuando se incrementa el volumen de las operaciones.

El Cuadro 4 describe los principales resultados según agrupación CIIU a tres dígitos. Este nivel de desagregación permite comparar las mediciones basadas en los números índices con la tasa primal de cambio técnico definida en (18). En general, puede

Cuadro 4. MEDIDAS NO PARAMÉTRICAS, SEMI-PARAMÉTRICAS DE CAMBIO TÉCNICO SEGÚN CLASIFICACIÓN CIIU A TRES DÍGITOS (promedio anual de las tasas de crecimiento 1970-1995)

CIIU	Descripción	PTF	PTF corregido ^a	Tasa translog primal
311	Fabric. de productos alimenticios	0,0038	0,0089	0,0029
312	Otros productos alimenticios	-0,0021	-0,0065	0,0135
313	Industria de bebidas	-0,0038	-0,0028	-0,0108
314	Industria de tabaco	-0,0340	-0,0315	-0,0449
321	Fabricación de textiles	0,0085	0,0090	0,0071
322	Fabricación de prendas de vestir	0,0151	0,0149	0,0125
323	Curtiembres y productos del cuero	0,0154	0,0140	0,0074
324	Fabricación de calzado	0,0218	0,0216	0,0074
331	Industria de la madera y corcho	0,0266	0,0261	0,0073
332	Fabricación de muebles y accesorio	0,0134	0,0108	0,0073
341	Papel y productos del papel	0,0090	0,0157	0,0197
342	Imprentas editoriales y otras indu	0,0146	0,0169	0,0197
351	Fabricación de sustancias químicas	0,0063	0,0072	0,0095
352	Fabric. de otros productos químicos	0,0068	0,0074	0,0076
353	Refinerías de petróleo	0,0034	0,0189	0,0043
354	Derivados del petróleo y del carbón	0,0178	0,0227	0,0043
355	Productos de caucho	0,0054	0,0064	0,0235
356	Productos de plástico	0,0044	0,0036	0,0235
361	Objetos de barro, loza, porcelana	0,0210	0,0247	0,0092
362	Fabric. de vidrio y objetos de vidrio	0,0076	0,0149	0,0092
369	Productos minerales no metálicos	0,0092	-0,0117	0,0077
371	Industrias de hierro y acero	0,0095	0,0113	0,0019
372	Ind. básicas de metales no ferrosos	0,0021	0,0081	0,0019
381	Fabricación de productos metálicos	0,0148	0,0121	0,0030
382	Maquinaria excepto eléctrica	0,0122	0,0142	0,0008
383	Maquinaria, aparatos y accesorios	0,0198	0,0192	0,0114
384	Equipo y material de transporte	0,0180	0,0099	-0,0015
385	Instrumentos de medida y control	0,0188	0,0193	0,0034
390	Otras industrias manufactureras	-0,0007	-0,0047	0,0058
Factor intensivo				
	Recursos naturales	0,0034	0,0028	0,0017
	Trabajo no calificado	0,0115	0,0113	0,0091
	Capital humano y tecnología	0,0139	0,0117	0,0031
	Total manufacturero	0,0089	0,0075	0,0043

^a Ajustado por markups y economías de escala.

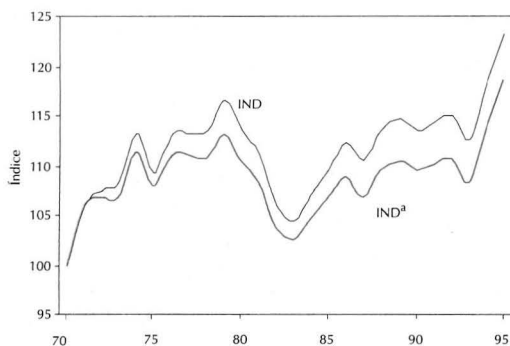
Fuente: Cálculos propios basado en Encuesta Anual Manufacturera - Dane.

¹⁴ En otras palabras, la competencia imperfecta adiciona ruido al residuo. En consecuencia, se hace más imperativo ajustar dicho residuo para no sobrestimar la medición de la tasa de cambio técnico cuando ésta se aproxima por medio de la medición de la PTF.

observarse que la tasa de crecimiento de la PTF, la PTF ajustada y la paramétrica son muy cercanas a través de los sectores industriales. La diferencia absoluta entre el residuo no ajustado de Solow y el ajustado fue menor de 0,8% por año, con una desviación estándar de 0,35% para veintisiete de veintinueve sectores. Es decir, si la tasa de la PTF en el largo plazo es de 1%, la tasa esperada ajustada oscilará entre 0,65% y 1,35%.

De forma similar, la diferencia entre el residuo no ajustado y la tasa primal de cambio técnico fue menor a 2% en todos los casos, con una desviación estándar de 1%. En este sentido, si la tasa observada de la PTF es de 1%, implicará que la verdadera tasa de cambio técnico oscilará entre 0% y 2%. La mayor discrepancia entre la tasa de la PTF y la del CT se localizó en las industrias intensivas en capital humano y tecnología. Esta brecha se explica por la diferencia observada en las industrias de equipo de transporte, plásticos y caucho. Por último, los Gráficos 3 y 4 ofrecen una perspectiva sobre el ajuste

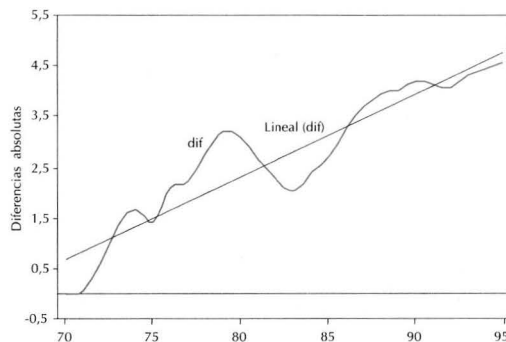
Gráfico 3. ÍNDICE TRANSLOG DE LA PTF (1970 = 100) TOTAL INDUSTRIA (Original y corregido por markups y economía de escala)



^a Índice *translog* ajustado.

Fuente: Cálculos propios basados en Encuesta Anual Manufacturera - Dane.

Gráfico 4. PTF - PTF^a TOTAL INDUSTRIA



^a Índice *translog* ajustado.

Fuente: Cálculos propios basados en Encuesta Anual Manufacturera - Dane.

global al índice *translog* de la PTF. La brecha es pequeña pero ésta se ha incrementado en el tiempo. Este resultado se explica por la caída en los coeficientes del *markup* y la recuperación en las tasas de acumulación de 1985 a 1995.

En resumen, las medidas de productividad tienden a ser robustas debido a las bajas diferencias que hay entre las mediciones paramétricas y no paramétricas del cambio técnico a través de las diferentes agrupaciones industriales.

V. SOBRE LOS DETERMINANTES DEL CAMBIO TÉCNICO

El modelo neoclásico de crecimiento ha sido el paradigma dominante en la medición de la tasa del cambio técnico desde los ensayos clásicos de Solow (1956) y (1957) sobre la función de producción agregada. Los resultados más importantes de este modelo son: i) en el equilibrio en el estado estacionario el crecimiento está explicado por incrementos exógenos en la tecnología, y ii) existe una convergencia condicional entre las economías durante el proceso de ajuste hacia el equilibrio.

De forma casi simultánea a los trabajos de Solow, los estudios empíricos de contabilidad del crecimiento introdujeron refinaciones a la medición del índice básico de Divisia de crecimiento de la productividad total de los factores, buscando de este modo reducir el tamaño del residuo. En este sentido, el artículo de Jorgenson & Griliches (1967) introdujo la corrección por cambios en la calidad de los *inputs*. Otros estudios incluyeron el *stock* de las inversiones en investigación y desarrollo (I&D) como un *input* adicional, o el llamado efecto de convergencia tecnológica (*catching up*) por medio de la cual al crecimiento doméstico de la PTF se le sustrae el crecimiento de la productividad de los Estados Unidos¹⁵.

En los setenta se desarrollaron ecuaciones de descomposición de la PTF más complejas, debido principalmente a los avances en la teoría de números índices [Diewert (1971, 1974, 1976), Hulten (1973)], a aplicaciones de la teoría de la dualidad, y al desarrollo de funciones de producción y costos generalizadas [Diewert (1971), Christensen et al (1971)]. Estas extensiones más rigurosas tratan de relajar uno o varios de los supuestos básicos detrás de la medición convencional del cambio técnico. Las correcciones más importantes, fuera de las utilizadas en este ensayo, han sido los ajustes por capacidad instalada, efectos de la tasa mínima de retorno en regulación, y los efectos de las cosechas del capital en las ecuaciones de fuentes de crecimiento de la PTF¹⁶.

A. Cambio Técnico Endógeno: algunos elementos

Esta sección resalta algunos elementos teóricos de los modelos de crecimiento endógeno en el cual

¹⁵ Para más detalles sobre estudios de convergencia tecnológica, véase Abramovitz (1986), Dowrick et. al. (1989, 1991) y Wolf (1991).

las actividades de innovación al interior de las firmas constituyen la fuente primaria de cambio técnico, y en sí del crecimiento económico. La innovación como cualquier otra actividad económica demanda recursos de una forma óptima. Es decir, esta es una variable de control para las firmas cuando optimizan intertemporalmente sus beneficios. Este elemento es importante para distinguir los límites y alcances de la investigación básica, la cual está ligada a un concepto de maximización de bienestar social que genera externalidades, e investigación aplicada que recoge lemas y principios científicos con el fin de desarrollar un bien económico que es transable en el mercado, o que tiene un precio sombra si es un bien público.

En esta dirección el modelo de Romer (1990a), y algunas de sus extensiones [Romer (1990b), Barro & Sala-I-Martin (1995)] entienden el cambio técnico como un incremento en los tipos, diseños y variedades de bienes de capital disponibles. El cambio técnico es una consecuencia directa del incremento en la variedad de *inputs*. Este elemento explica por ejemplo, cómo los cultivadores de naranjas en la Florida se volvieron más productivos que los cultivadores españoles después de la Segunda Guerra Mundial. Si a los insumos tradicionales como fertilizantes y distritos de riego se adiciona más biotecnología, este factor expande el conjunto posible de producción *-feasible set-* y de hecho las combinaciones tecnológicas.

Estos modelos de crecimiento están contruidos en un contexto de equilibrio general en el cual las actividades de I&D son tratadas de forma separada de las firmas productoras de bienes finales. Así pues, los laboratorios de I&D son modelados como

¹⁶ Ejemplos de estas aplicaciones se encuentran en Cowing & Stevenson (1981), Lee (1991) y, Nadiri et al (1996c).

si fueran firmas independientes que fijan precios óptimos por sus invenciones. Un nuevo diseño tiene la característica de generar unos *costos hundidos* en investigación, y en algunos casos su costo marginal *ex-post* puede considerarse como despreciable cuando el bien se lanza al mercado¹⁷. Otra característica son los *spillovers* que las invenciones tienen sobre la productividad del trabajo científico, y sobre los costos de investigación. En esta formalización, un nuevo diseño incrementa el acervo de conocimiento disponible. Los nuevos diseños a su vez generan un cambio técnico incorporado -*embodied technical change*- porque el nuevo equipo de capital es por definición más eficiente. Ambos efectos pueden generar retornos crecientes en investigación disminuyendo los costos medios de invención de nuevos insumos.

Romer plantea un modelo de equilibrio general de tres sectores. La oferta la componen los productores de bienes finales y las firmas especializadas en I&D. La demanda proviene de las decisiones óptimas de consumo y ahorro de los hogares. Se asume que el mercado de bienes finales es competitivo, mientras que el sector de I&D está conformado por monopolios que enfrentan una demanda compensada por bienes de capital. Por el lado institucional se asume que las patentes y derechos de propiedad se otorgan de forma perpetua.

$$\text{Sea } Y_j = A \cdot L_j^{1-\alpha} \cdot \sum_i X_{ji}^\alpha \quad (26)$$

La tecnología de las firmas productoras de bienes finales. Esta función de producción es aditiva separable, donde X denota el tipo de bienes de capital¹⁸. Una implicación de la tecnología en (26) es que las invenciones no producen una obsolescencia total

del equipo de capital existente, porque hay un incentivo de usar un monto positivo de cada uno de los bienes de capital disponibles. Por lo tanto, si todos los *inputs* de capital entran simétricamente en (26), entonces la función de producción puede escribirse:

$$Y = A \cdot N^{1-\alpha} L^{1-\alpha} (NX)^\alpha \quad (27)$$

donde N denota el número de variedades de equipo de capital.

La tecnología en (27) exhibe retornos decrecientes en cada uno de los factores, pero constantes con el número agregado de variedades del capital físico. El modelo también asume que el trabajo o el capital humano es un *input* fijo¹⁹. Ahora si el capital físico agregado es $K = NX$ y $\bar{A} = A \cdot N^{1-\alpha}$, entonces la tecnología en (27) puede aproximarse a través de una función de producción *Cobb-Douglas*, pero con el índice de cambio técnico neutral \bar{A} , siendo una función creciente de N. Esta característica es la base para el *crecimiento endógeno* porque el número de variedades del equipo de capital depende de las actividades en I&D.

Tomando el diferencial total de \bar{A} , y asumiendo por simplicidad que los choques aleatorios en productividad son cero [$dA/A = 0$], da:

$$\frac{d\bar{A}}{\bar{A}} = (1 - \alpha) \cdot \frac{dN}{N} \quad (28)$$

¹⁸ Esta función tiene dos características: i) el insumo de capital i no afecta la productividad marginal del equipo j, y ii)

$\lim_{X_i \rightarrow 0} \partial Y / \partial X_i = \infty$

¹⁹ Según Romer este es un supuesto simplificador que vuelve tratable el problema de maximización intertemporal. En particular, excluye efectos dinámicos asociados a la fertilidad, cambios en la composición de la fuerza de trabajo, o cambios en la intensidad laboral. Ignorando estos efectos implicará, en el equilibrio estacionario, una tasa de crecimiento cero de la escolaridad de la fuerza de trabajo.

¹⁷ La producción de software es un ejemplo de este caso.

pero si:

$$\frac{dN}{N} = \frac{L_R}{\delta} \quad (29)$$

entonces:

$$\frac{d\bar{A}}{\bar{A}} = (1 - \alpha) \cdot \frac{L_R}{\delta} \quad (30)$$

donde, L_R = capital humano empleado en investigación; δ = *costos hundidos en I&D*; $(1 - \alpha)$ = *elasticidad del trabajo*.

En consecuencia, la tasa de cambio técnico es una función creciente del capital humano, y decreciente a los costos fijos en investigación. La ecuación (30) es una *forma reducida* que permite evaluar una ecuación de regresión del índice *translog* de la PTF en función de un conjunto de variables sectoriales y de actividades de innovación que, en su conjunto, tienen un impacto directo sobre el desempeño global de la productividad²⁰.

Un tema que es importante dentro de la literatura de I&D, pero que por su extensión no se evalúa en este ensayo, es el papel de la imitación que alcanza a estar al margen de los derechos de las patentes. La imitación tiene dos efectos sobre las inversiones en I&D. Primero, la imitación desestimula los esfuerzos

²⁰ La formalización del modelo de Romer de variedad en *inputs* es un problema de maximización de beneficios intertemporal de las firmas de cada sector -bienes de consumo e investigación-, y de consumo de los hogares. La solución de este problema implica un conjunto de precios y trayectorias de cantidades tal que: i) los productores de bienes finales demandan cantidades óptimas de bienes de capital, ii) las firmas en I&D fijan un precio de alquiler del capital igual a un *markup* constante, iii) la tasa de *markup* permite recobrar todos los costos hundidos en investigación, iv) el valor presente de los beneficios de desarrollar el *input* de capital i , es igual a los costos de I&D, v) la tasa de retorno en investigación es igual a la tasa de interés del mercado, vi) los hogares determinan las cantidades óptimas de consumo y ahorro dada la tasa de interés, vii) la oferta es igual a la demanda para cada bien que se produce en la economía.

para patentar si no existe una total implementación legal. Segundo, la imitación surge si y sólo si las firmas tienen la *capacidad de absorción* para hacerlo, es decir, si existe la suficiente infraestructura en laboratorios de I&D que permita imitar²¹.

B. Evaluación empírica

Los beneficios apropiables de la I&D, el aprendizaje en la acción, las estrategias de imitación tecnológica son todos ellos fuentes de innovación tecnológica que explican por qué el cambio técnico es una variable económica endógena. La forma reducida en (30) permite la especificación de una función general estimable de la PTF por agrupación industrial de la forma:

$$PTF = F(IC, AIN) \quad (31)$$

donde IC = variables asociadas con las *características sectoriales*, y AIN = variables relacionadas con las *actividades de innovación* de las firmas.

El conjunto de *características sectoriales* son variables de series de tiempo basadas en diversos indicadores de desempeño industrial, y que tratan de capturar los efectos que rasgos individuales tienen sobre la productividad. Estas variables se dividen en dos categorías: directas e indirectas. El primer grupo está formado por variables que promueven el aprendizaje en la acción, la capacidad de absorción de nuevas tecnologías, y la expansión de las capacidades potenciales para llevar a cabo las actividades de innovación. El segundo grupo esta formado por variables que refuerzan la tendencia en productividad, pero que están afuera de las decisiones estra-

²¹ La imitación industrial y tecnológica cuestiona teóricamente cuál es la extensión óptima de las patentes. Sobre el tema véase el trabajo de Dasgupta & Stiglitz (1980), y Gallini (1992).

tégicas de las firmas. Por lo tanto, se puede escribir una función general de la PTF como:

$$TFP_i = F\left(\mu, \frac{K}{L}, \frac{I}{Y}, TAMAÑO, CALMP, LICEN, KHUM, DIFP, CCIO\right) \quad (32)$$

Los argumentos en (32) afectan la productividad por diversos canales. Las variables que generan procesos de aprendizaje en la acción *learning by doing* son las asociadas al acervo de capital. En particular, la *tasa neta de inversión en maquinaria* (I/Y) refleja la puesta en marcha de nuevos modelos de maquinaria y equipo, los cuales son más eficientes y conducen a elevar la productividad del trabajo a través de nuevos aprendizajes. La razón *capital-trabajo* (K/L) es un indicador de intensidad factorial. Cuando la industria en conjunto se vuelve más intensiva en capital, refleja un proceso de profundización tecnológica que inducirá a una demanda mayor de trabajo calificado.

La capacidad de absorción tecnológica de las firmas está correlacionada con el tamaño promedio de planta (*TAMAÑO*), el uso de licencias tecnológicas (*LICEN*), el capital humano empleado (*KHUM*), y la calidad en las materias primas (*CALMP*). El tamaño de planta se define como la razón entre los cuatro establecimientos industriales más grandes del sector sobre la media muestral del tamaño de planta. Esta razón se expresa en términos de número de empleados o niveles de producción. Es claro que las grandes firmas pueden mantener por más tiempo portafolios de I&D más diversificados. La diversificación en investigación permite la obtención de economías de alcance (*scope economies*) en I&D²². La adquisición de licencias tecnológicas es una forma pura de cambio técnico ya que es una transferencia directa

de *know-how*. Además, es común en estos contratos la inclusión de programas de capacitación y soporte técnico. El uso de licencias se mide como la razón de las regalías pagadas al valor agregado. La variable de capital humano se mide como la relación de técnicos a obreros. Mejoras en la calidad de materias primas tienen al menos dos efectos sobre la productividad de las firmas. Primero, un incremento de la calidad implica una reducción en costo equivalente a una disminución en precios de insumo manteniendo constante el nivel de producto. Segundo, induce a una mejora en eficiencia sobre los demás *inputs* de producción. Esta variable se define como la razón de materias primas importadas a domésticas.

Los coeficientes del *markup* (μ), y la *diferenciación del producto* (*DIFP*) son variables que expanden las capacidades de llevar a cabo nuevas actividades de innovación. Los márgenes tienen dos efectos opuestos sobre el cambio técnico. Por un lado promueven la financiación para la inversión propia en capital físico en I&D, pero por el otro, mayores precios desestimularán la demanda por nuevos modelos de equipo de capital. La diferenciación del producto es una actividad de innovación que involucra nuevos esfuerzos en diseño y estrategias de mercadeo. El indicador de esta variable es la razón de los gastos de publicidad y promoción sobre el valor agregado.

Los determinantes indirectos de la PTF están relacionados con variables de política comercial como aranceles y tasas de protección efectiva, y variables estructurales del sector externo como lo son la penetración de importaciones, la promoción de exportaciones e índices de comercio intraindustrial. El último, conocido como el índice de Grubel y Lloyd (1975), es un indicador de comercio en productos diferenciados entre bienes que provienen de indus-

²² Véase por ejemplo el estudio de Henderson & Cockburn (1996) sobre *scope economies* e investigación y desarrollo en la industria farmacéutica.

trias con similar intensidad factorial²³. Es importante señalar que el conjunto de regresores en (32) no incluye variables importantes desde la perspectiva de características sectoriales como lo son la localización, la estructura de la propiedad, y los años de funcionamiento²⁴.

Una ecuación de estimación general en panel de datos de (32) es

$$y_{it} = \bar{\beta}_0 + X_{it}\beta + (\mu_i + e_{it}) \quad (33)$$

Si $\mu_i = 0$, entonces no existen efectos individuales, y $\mu_i \neq 0$ los efectos individuales pueden ser fijos o aleatorios. El modelo de componente de errores (33) introduce entonces la heterogeneidad de los individuos a través del residuo²⁵.

El Cuadro 5 resume los principales resultados en la estimación de panel balanceado de datos de la ecuación (33) cuando se incluyen las 94 agrupaciones CIIU en que está dividida la industria. Las prime-

²³ El índice de Grubel y Lloyd se define como: $IIT_i = 1 - \frac{|X_i - M_i|}{X_i + M_i}$ donde i denota agrupación industrial. Esta variable por construcción es endógena al cambio técnico porque refleja cambios en la especialización en producción a través de la venta de nuevas variedades y diseños. Para efectos de este ejercicio se asume que IIT es exógeno en el modelo. Un modelo simultáneo entre IIT y PTF se presenta en Pombo (1999a).

²⁴ El ejercicio debe extenderse en esta dirección. Sin embargo, la limitación de la información de la EAM por agrupaciones CIIU no permitió acceder a esta información.

²⁵ Como en los ejercicios anteriores, se tuvieron en cuenta estructuras menos restrictivas de varianza-covarianza en las estimaciones del modelo de efectos fijos o MCO agrupados. En particular, se relajó el supuesto de varianza constante a través de paneles, pero se mantuvieron, por razones de tratabilidad, los supuestos de i) no correlación cruzada entre paneles, y ii) no correlación serial de los residuos dentro de cada panel. Para dar un ejemplo, la base de datos incluye 94 paneles. Si se levanta el supuesto de correlación cruzada entre paneles implicaría la inferencia de 8836 coeficientes de correlación.

ras seis columnas presentan las especificaciones contemporáneas. En general, las variables de características sectoriales incluidas son todas ellas significativas las cuales merecen varios comentarios. Primero, la especificación de efectos fijos es la más apropiada en comparación con los modelos de MCO agrupados (*pooled regression*), y efectos aleatorios (*random effects*)²⁶ ya que se rechaza estadísticamente la hipótesis de intercepto común y el test de Hausman. Por lo tanto, variables no observables asociadas a las características sectoriales tienen una influencia importante sobre el crecimiento de largo plazo de la PTF.

Segundo, las variables asociadas a la capacidad de absorción tecnológica de las firmas tienen un efecto significativo sobre la tasa de cambio técnico. De hecho, el capital humano, la calidad en las materias primas, las licencias tecnológicas, y el tamaño de planta son predictores robustos. Sus coeficientes en casi todos los casos son significativos y similares a través de los diferentes modelos de ecuaciones de regresión. En promedio, un incremento de 10% en el capital humano incrementará la PTF en 3,5%, pero el mismo incremento en el uso de las licencias tecnológicas causará un aumento en productividad de 12%. Este resultado sugiere que la transferencia de *know-how* a través de licencias patentadas es una estrategia valiosa para elevar los niveles de productividad. Sin embargo, el uso de licencias no es todavía una práctica común a través de los sectores industriales²⁷. Los efectos sobre la PTF del tamaño

²⁶ Es importante señalar que el modelo de componentes de varianza es más apropiado para muestras seleccionadas de una población infinita, mientras que el modelo de efectos fijos está diseñado más para muestras de población finitas. Para más detalles, véase Green (1993), Judge et. al. (1986).

²⁷ Las regalías en promedio representan 0.4% del valor agregado. Más aún, para 40 sectores CIIU esta participación es menor al 0,1%.

Cuadro 5. DETERMINANTES DE LA PTF MODELO DE CARACTERÍSTICAS SECTORIALES
Variable dependiente: Índice Translog de las PTF (Ecuaciones en panel de datos)

Variable	Param.	Pooled MCO Ec 1	Efectos fijos MCO Ec 2	Efectos fijos MCGF Ec 3	Efectos fijos MCO Ec 4	Efectos fijos MCGF Ec 5	Efectos fijos MCO Ec 6	Dinámico Anderson-Hsiao Ec 7	Dinámico Anderson-Hsiao Ec 8
Constant	B ₀	0,9048	1,0618	1,0893	1,0618	1,0752	1,0461	0,0086	0,0056
Markup	B ₁	-0,3216 (-3,15)	0,2217 (5,61)	0,2837 (4,97)	0,2215 (2,18)	0,2735 (4,73)	0,2203 (-2,16)	0,7705 (3,96)	0,7533 (3,88)
K/L	B ₂	0,0691 (2,42)	-0,4437 (-17,64)	-0,3703 (-14,66)	-0,4434 (-8,28)	-0,3849 (-15,13)	-0,4507 (-8,56)	0,0347 (0,44)*	-
TIBruta	B ₃	-0,4384 (-5,64)	-0,3322 (-6,52)	-0,3524 (-11,36)	-0,3306 (-5,31)	-	-	-0,3715 (-3,87)	-0,3812 (-4,33)
Tineta	B ₄	-	-	-	-	0,0071 (0,28)	0,0651 (2,21)	-	-
TamañoL	B ₅	0,0098 (6,51)	0,0079 (2,04)	0,0041 (3,33)	0,0079 (3,06)	0,0036 (2,94)	0,0070 (2,67)	0,0069 (0,59)	-
Tarifas	B ₆	0,1887 (4,77)	-0,1067 (-2,77)	-0,1408 (-9,08)	-0,1066 (-2,99)	-0,1450 (-9,55)	-0,1109 (-3,08)	0,2635 (1,69)	0,3164 (2,01)
PenM	B ₇	-0,0052 (-4,98)	-0,0018 (-4,09)	-0,0022 (-4,43)	-0,0018 (-3,48)	-0,0022 (-4,38)	-0,0018 (-3,39)	-0,0037 (-2,85)	-0,0037 (-2,85)
Licencia	B ₈	1,3995 (3,81)	1,1810 (4,25)	1,2277 (6,48)	1,1810 (3,78)	-0,1446 (-0,26)*	-	-	-
Grubel	B ₉	0,0930 (2,81)	0,1053 (4,44)	0,0510 (5,22)	0,1059 (4,72)	0,0600 (6,05)	0,1096 (4,94)	-0,0075 (-0,13)*	-
CalMP	B ₁₀	0,0107 (1,76)	0,0112 (2,29)	0,0171 (3,94)	0,0112 (2,05)	0,0172 (3,98)	0,0110 (2,08)	0,0004 (0,05)*	-
Khum	B ₁₁	0,2098 (0,87)*	0,3666 (3,42)	0,1023 (1,13)*	0,3679 (1,83)	0,0589 (0,66)*	0,3442 (1,73)	0,0716 (0,35)*	-
PTFt-1	B ₁₂	-	-	-	-	-	2,3513 (4,09)	2,3591 (4,13)	-
TamañoQ	B ₁₃	-	-	-	-	-	-	0,0417 (4,52)	-
Estadísticas de Regresión									
R2		0,1034	0,1777	-	-	-	-	-	-
No. observaciones		2444	2444	2444	2444	2444	2444	2162	2162
Prueba de Hausman		-	161,62 [0,0000]	-	-	-	-	-	-
Prueba de pendiente común		-	53,3 [0,0000]	-	-	-	-	-	-
Prueba RESET		25,59 [0,0000]	22,1 [0,0000]	-	-	-	-	-	-
Prueba F		23,88 [0,0000]	50,55 [0,0000]	-	-	-	-	2,43 [0,0052]	5,75 [0,0000]
LRT-X2(k-1) (MCGF)		-	-	606 [0,0000]	526 [0,0000]	446 [0,0000]	136 [0,0000]	-	-
Log Likelihood		-	-	2454	1329	2397	2397	-	-
Pruebas de heterocedasticidad									
Prueba de Cook-Weis		314,71 [0,0000]	745,6 [0,0000]	1232,63 [0,0000]	-	1342,7 [0,0000]	-	-	-
Prueba de White		265,14 [0,0000]	911,8446 [0,0000]	-	-	-	-	-	-
Matriz de Varianza Residual									
Hom, A través de paneles		Si	Si	-	-	-	-	-	-
Het, A través de paneles		-	-	Si	-	Si	-	-	-
Errores estándar corregidos entre paneles		-	-	-	Si	-	Si	-	-
Variables Instrumentales		-	-	-	-	-	-	Si	Si

Nota: Véase el anexo para una descripción de las variables, estadísticos de regresión, y pruebas de hipótesis.
Fuente: Cálculos propios con base Encuesta Anual Manufacturera - Dane.

de planta y calidad en materias primas son más modestos. En particular, un incremento promedio de 10% en el tamaño de planta cambiará la PTF en 0,08%, y si el coeficiente de materias primas importadas sobre domésticas se incrementa en 10%, la PTF cambiará en un 0,15%.

Tercero, la evidencia sobre *cambio técnico incorporado* al equipo de capital no es concluyente. Por un lado, la intensidad de capital muestra un signo contrario al esperado (negativo), pero por el otro, la tasa neta de inversión en maquinaria es estadísticamente significativa. Un incremento de 10% en la tasa de acumulación causará un cambio de 0,7% en la PTF (ecuación 6).

Cuarto, las *markups* tienen un impacto positivo sobre la PTF. Este resultado muestra que la rentabilidad industrial importa para la productividad y es consistente con la predicción de las teorías de crecimiento endógeno que permiten la financiación para la compra de nuevo equipo de capital, o licencias tecnológicas.

Quinto, las variables indirectas de política y estructura comercial tienen efectos opuestos sobre la productividad. Los flujos de comercio intraindustrial mostraron ser un determinante robusto del cambio técnico. En promedio, un incremento de 10% en el comercio entre productos diferenciados cambiará la PTF en 1,1%. Por el contrario, los aranceles tienen un efecto negativo sobre la productividad, así como la penetración de importaciones. Esta relación como se explicará más adelante varía según el tipo de industria.

Por otra parte, las ecuaciones 7 y 8 presentan las estimaciones de los paneles dinámicos, por medio de las cuales se pretende evaluar el comportamiento inercial incluyendo como regresor el primer rezago

del índice de translog de la PTF²⁸. Los resultados del modelo dinámico no fueron tan completos en comparación con los de la especificación contemporánea. Estos resultados merecen dos comentarios (ecuación 8). Uno es que el efecto del *markup* sobre la PTF se triplica bajo la especificación dinámica. El otro muestra que la inercia en productividad es importante y que existen *spillovers* intertemporales que generan efectos multiplicativos en el tiempo. En este sentido, la historia y evolución de la PTF tienen un efecto más que proporcional sobre el crecimiento actual en productividad. En promedio, un crecimiento del 1% en la PTF en el período anterior implicará un incremento presente de 2,3% en la productividad factorial.

El Cuadro 6 presenta las estimaciones de los determinantes dividiendo la industria según clasificación de intensidad factorial. En general, los resultados generales básicos obtenidos incluyendo el total de los sectores CIU se mantienen. Sin embargo, existen algunas diferencias que vale la pena mencionar. Primero, la relación entre protección y productividad no es única. Los aranceles tienen una correlación negativa con los índices de la PTF en las industrias intensivas en mano de obra no calificada, pero es positiva en los otros sectores. Esto muestra que existe una asimetría de los beneficios de la apertura arancelaria sobre la productividad. Su efecto se torna positivo en los sectores con mayor nivel de inserción *ex-ante* a los mercados internacionales. La dirección del efecto de la penetración de importaciones refuerza el anterior resultado. Este es negativo sólo en las industrias intensivas de bienes de capital en donde existe una *brecha tecnológica* que explica su papel complementario más que sustituto del

²⁸ Estas estimaciones siguen la metodología de variables instrumentales sugeridas por Anderson & Hsiao (1986) para la estimación de modelos dinámicos de efectos fijos.

Cuadro 6. DETERMINANTES DE LA PTF SEGÚN FACTOR INTENSIVO-MODELO DE CARACTERÍSTICAS SECTORIALES Variable dependiente: Índice Translog de PTF clasificado por factor intensivo

Variable	Param.	Pooled MCO Ec 1	Efectos fijos MCO Ec 2	Efectos fijos MCGF Ec 3	Efectos fijos MCO Ec 4	Pooled MCO Ec 5	Efectos aleatorios MCGF Ec 6	Pooled MCO Ec 7	Efectos fijos MCO Ec 8	Efectos fijos MCO Ec 9	Efectos fijos MCO Ec 10
Constante	B ₀	0,6923	0,7964	0,8793	0,7964	0,6054	0,2238	1,0430	0,9084	0,9039	0,8984
Markup	B ₁	-0,3909 (-2.86)	0,2091 (4.74)	0,3664 (5.03)	0,2091 (1.87)	2,1569 (8.97)	2,2118 (4.67)	0,1461 (2.15)	0,2844 (2.18)	0,2726 (2.11)	0,2571 (2.04)
K/L	B ₂	-0,0194 (-0.71)*	-0,2236 (-6.19)	-0,2780 (-8.91)	-0,2236 (-6.07)	0,4803 (3.86)	-0,7740 (-3.91)	-0,0350 (-0.71)	-0,3923 (-10.16)	-0,3952 (-10.28)	-0,3959 (-10.58)
TiBruta	B ₃	-0,0406 (-0.54)*	-0,2736 (-3.38)	-0,3162 (-6.95)	-0,2736 (-3.85)	-1,1039 (-4.45)	-0,4728 (-2.97)	-0,0812 (-0.80)*	-0,4846 (-5.17)	-0,4823 (-5.15)	-0,4832 (-5.29)
Tamaño L	B ₄	0,0049 (3.25)	-	-	-	0,0263 (9.11)	-	0,0023 (0.72)*	0,0426 (6.47)	0,0424 (6.45)	0,0433 (6.76)
Aranceles	B ₅	0,4813 (4.68)	0,2247 (2.36)	0,0519 (1.33)	0,2247 (2.90)	0,1062 (1.96)	-0,2606 (-5.88)	0,2032 (2.93)	0,1922 (2.86)	0,1965 (2.93)	
PenM	B ₆	-0,0431 (-1.03)*	0,0898 (3.94)	0,0698 (3.37)	0,0898 (2.20)	-0,0144 (-2.26)	0,0077 (2.27)	-0,0052 (-5.09)	-0,0021 (-5.75)	-0,0021 (-5.70)	-0,0021 (-5.96)
Licencias	B ₇	0,0542 (0.05)*	-	-	-	4,2491 (3.98)	1,8344 (2.61)	3,4392 (3.68)	1,2894 (1.63)	1,3292 (1.69)	1,2885 (1.67)
Grubel	B ₈	0,2296 (5.64)	-	-	-	0,1662 (2.59)	0,1372 (3.68)	-0,0504 (-1.60)*	0,1063 (2.81)	0,1060 (2.80)	0,1001 (2.77)
CalMP	B ₉	0,0660 (3.14)	-	-	-	-0,0131 (-0.55)	0,0591 (2.33)	-0,0049 (-0.90)*	0,0090 (2.18)	0,0088 (2.13)	0,0088 (2.19)
Khum	B ₁₀	0,8875 (1.26)*	1,1532 (6.17)	0,2682 (1.44)*	1,1532 (2.30)	-0,2168 (-0.18)	1,0788 (1.56)*	-0,2953 (-2.91)	-0,0883 (-0.80)*		
Proefecti	B ₁₁	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,0013 (4.34)
Estadísticas de Regresión											
R ²		0,2037	0,1845	-	-	0,2503	-	0,1862	0,2408	0,2403	0,248
No.de observacion		728	728	728	728	754	754	962	962	962	962
No. de grupos		28	28	28	28	29	29	37	37	37	37
Prueba de RESET		22,15 [0.0000]	8,58 [0.0000]	-	-	23,90 [0.0000]	-	23,76 [0.0000]	3,28 [0.0205]	2,88 [0.0352]	2,97 [0.0309]
Prueba de Hausman		-	701,3 [0.0000]	-	-	-	3,97 [0.9134]	-	52,12 [0.0000]	56,19 [0.0000]	72,68 [0.0000]
Theta		-	-	-	-	-	0,7922	-	-	-	-
Prueba F (MCO)		15,38 [0.0000]	26,2 [0.0000]	-	-	24,8 [0.0000]	-	10,22 [0.0000]	29,02 [0.0000]	33,45 [0.0000]	34,89 [0.0000]
LRT-X2(k-1) (MCGF)		-	-	184,1 [0.0000]	95,4 [0.0000]	-	271,2 [0.0000]	-	-	-	-
Log Likelihood		-	-	757,9	756,9	-	690,5	-	-	-	-
Prueba de Heteroscedasticidad											
Prueba de Cook-We		691,3 [0.0000]	337,5 [0.0000]	1514,1 [0.0000]	-	105,7 [0.0000]	-	53,35 [0.0000]	1,19 [0.2756]	0,99 [0.3196]	0,56 [0.4534]
Prueba de White		410,4 [0.0000]	383,3 [0.0000]	-	-	268,6 [0.0000]	-	287,6 [0.0000]	67,6 [0.3560]	59,9 [0.2404]	61,4 [0.2009]
Matriz de Varianza Residual											
Hom. A través de páneles		Si	Si	-	-	Si	-	Si	Si	Si	Si
Het. A través de páneles		-	-	Si	-	-	-	-	-	-	-
Errores estándar corregidos entre páneles		-	-	-	Si	-	Si	-	-	-	-

Notas: Theta = ponderante de transformación del modelo de componente de errores. Véase el anexo para una descripción de las variables de regresión, y pruebas de hipótesis. Fuente: Cálculos propios con base en Encuesta Anual Manufacturera - Dane.

equipo de capital doméstico en relación con el importado. Segundo, el efecto del capital humano sobre la productividad no es único. El capital humano tiene un impacto positivo y significativo en las industrias intensivas en recursos naturales y trabajo no calificado, pero esta variable se torna no significativa para industrias intensivas en capital y tecnología, las cuales incluyen los sectores como plásticos, maquinaria, productos eléctricos y materiales de transporte²⁹.

La segunda parte de la evaluación empírica incluye variables de actividad de innovación (AIN), tomadas de una reciente encuesta tecnológica³⁰, como determinantes directos de la PTF. Estas variables son cualitativas por construcción y representan el porcentaje de respuestas positivas. La ecuación de estimación incluye tres categorías de estas variables: i) diseños, ii) infraestructura en I&D, y iii) programas de capacitación laboral.

Los diseños industriales son actividades de innovación a través de la producción de nuevos esbozos, dibujos técnicos y readaptación de partes y piezas que soportan procesos de ingeniería industrial relacionados con el mantenimiento y puesta en marcha de maquinaria, líneas de ensamblaje, y actividades de mercadeo. En relación con las variables de infraestructura en I&D, la encuesta cubrió las variables

de inversión de plantas piloto, prototipos y laboratorios. Los programas de capacitación laboral están divididos por actividad organizacional (gerencia o ingeniería de producción), categoría educacional (obreros, técnicos, profesionales y maestrías), y por tipo de instituciones (universidades, centros de transferencia tecnológica, asociaciones de productores, e instituciones foráneas). La encuesta fue explícita en incluir información de contratación laboral por nivel educativo para el trabajo calificado. En resumen, de esta base de datos se extrajeron un total de veintitrés variables. La ecuación de estimación sigue la forma de corte transversal³¹:

$$y_i = \beta_0 + X_{1i}\beta + X_{2i}\delta + e_i \quad (34)$$

donde: X_1 = variables de características sectoriales, X_2 = variables de innovación, i = agrupación CIIU.

El Cuadro 7 resume los principales resultados de estas estimaciones. Las variables significativas asociadas a las actividades de innovación fueron los diseños industriales en procesos de producción, la capacitación laboral en el ámbito de maestrías, y por categoría ocupacional según técnicos y obreros. También todas las variables de infraestructura en I&D resultaron robustas. Estos resultados revelan varios elementos que están relacionados y que complementan el análisis sobre los determinantes del cambio técnico basado en las variables de características sectoriales. Primero, existe un problema de endogeneidad en (34) cuando se incluyen las variables de infraestructura en I&D. Estas variables son función de una serie de *inputs* básicos que sin ellos no es posible utilizar estos activos fijos. Se-

²⁹ Este resultado es consecuencia de la calidad del indicador utilizado como capital humano. La razón técnicos a obreros es limitada por construcción, porque no captura las actividades que empleados en la firma dedican a diseños, mercadeo, y actividades gerenciales.

³⁰ La encuesta tecnológica fue hecha por el DNP durante el segundo semestre de 1996. Un resumen de los resultados se publicó en DNP (1997). Esta encuesta incluye cuatro módulos con 100 preguntas relacionadas con actividades de innovación y capacitación laboral para el período 1993-1995. La muestra original fueron 885 plantas representativas de la EAM provenientes del directorio industrial de 1991 del Dane.

³¹ El tamaño de la muestra son 94 observaciones, es decir una por cada agrupación CIIU. Para todas las variables de series de tiempo se tomó la media de 1990-1995, el cual incluye el período cubierto por la encuesta tecnológica (1993-1995).

Cuadro 7. DETERMINANTES DE LA PTF-MODELO DE CARACTERÍSTICAS SECTORIALES Y ACTIVIDADES DE INNOVACIÓN Variable dependiente: Tasa de crecimiento de la PTF (Promedio 1990-1995)

Variables	Param.	Ec 1	Ec 2	Ec 3	Ec 4	Ec 5
Constante	B ₀	0,0307	0,0306	0,0305	0,0305	0,0318
Herfindal	B ₁	-0,2584 (-3.05)	-0,2548 (-3.02)	-0,2544 (-3.02)	-0,2541 (-3.01)	-0,2649 (-3.15)
CalMP	B ₂	0,0056 (4.19)	0,0056 (4.31)	0,0055 (4.01)	0,0055 (4.05)	0,0057 (4.50)
OrienX	B ₃	0,0029 (2.60)	0,0031 (2.76)	0,0031 (2.78)	0,0031 (2.79)	0,0031 (2.71)
DiseñosPP	B ₄	7,33 (2.41)	6,19 (2.52)	5,48 (2.24)	5,04 (2.22)	7,07 (2.72)
CAPmsc	B ₇	0,5511 (2.09)	0,6084 (2.79)	0,5656 (2.64)	0,5608 (2.67)	0,4645 (2.35)
CAPtech	B ₈	-1,2979 (-3.48)	-1,2464 (3.09)	-1,2221 (-2.99)	-1,2218 (-2.96)	-1,1520 (-2.77)
CAPobrerros	B ₉	0,2714 (1.63)*				
IDlab	B ₁₀	-28,60 (-2.68)	-6,81 (-1.84)	-4,73 (-1.66)		
IDpiloto	B ₁₁	53,43 (2.56)	-11,77 (-1.81)			
IDprototipos	B ₁₁	-12,96 (-2.15)				
Estadísticas de Regresión						
R2		0,2296	0,2041	0,2041	0,1929	0,2001
No. De Observaciones		94	94	94	94	94
Prueba de Reset		0,98 [0.4076]	0,88 [0.4571]	0,88 [0.4571]	1,06 [0.3725]	0,92 [0.4336]
Prueba F (MCO)		5,64 [0.0000]	5,27 [0.0000]	4,80 [0.0001]	5,10 [0.0000]	5,86 [0.0000]
Prueba Normalidad Residual		1,12 [0.1314]	0,51 [0.3032]	0,58 [0.2778]	0,39 [0.3508]	0,37 [0.3550]
Media VIF		6,3	2,39	2,39	2,16	2,55
Pruebas de Heterocedasticidad						
Prueba Cook-Weisberg		5,46 [0.0194]	6,62 [0.0100]	6,94 [0.0084]	6,51 [0.0107]	5,91 [0.0149]
Prueba Breuch-Pagan		16,34 [0.0599]				
Método de Estimación						
MCO		si				
2MCO (VI)		si	si	si	si	
Regresión Robusta (MCG)		si	si	si	si	si
Variables Endogenas LDE			IDlab	IDlab	IDpiloto	IDprototipos

Nota: Véase el anexo para una descripción de las variables, estadísticos de regresión, y pruebas de hipótesis.

Fuente: Cálculos propios con base a EAM.

gundo, existe un *trade-off* entre las variables de capacitación laboral ya que estas variables pertenecen al mismo conjunto de decisiones estratégicas de las firmas. Bajo un comportamiento minimizador de costos las firmas deben elegir entre prioridades de corto y largo plazo, entonces puede darse el caso que programas de capacitación para obreros afecte el presupuesto para técnicos y viceversa³².

Este ejercicio econométrico arrojó una serie de resultados interesantes. Primero, variables de desempeño sectorial, como la calidad de insumos, afecta positivamente la productividad como en el anterior ejercicio, así como la apertura exportadora que controla por cambios en el sector externo. Por el contrario, el índice de Herfindal muestra en todos los casos un signo opuesto al esperado indicando que las industrias concentradas son las menos productivas. Este resultado contradice parcialmente a los del anterior ejercicio donde el *markup* afectaba positivamente la PTF. Sin embargo, ésta puede ser una interpretación engañosa ya que no se está controlando por efectos individuales fijos que por construcción no son observables, y que en el evento de controlarse puede cambiar el signo de esta correlación.

Segundo, los diseños en ingeniería de procesos tienen un impacto muy grande sobre el crecimiento de la PTF. El tamaño del coeficiente de regresión indica que un incremento de 1% en el número de establecimientos con alguna actividad en diseño industrial multiplicará por seis la tasa de crecimiento de la PTF. Por otro lado, existen influencias opuestas

de los programas de capacitación laboral sobre la productividad, lo cual refleja en este caso el *trade-off* entre capacitación para maestrías y programas técnicos.

Tercero, el resultado más importante de este ejercicio es la relación negativa entre las variables de infraestructura en I&D con el crecimiento en la PTF. Este resultado es *completamente opuesto* al teórico sustentado por los modelos de crecimiento endógeno. Es un resultado contra intuitivo, y tal vez no exista explicación satisfactoria hasta que no se tenga una base de datos mas completa. La primera hipótesis es que este resultado puede deberse a problemas de calidad de la encuesta tecnológica. Sin embargo, este no es el caso de acuerdo con el ejemplo que se describe en el Cuadro 8, donde la variable de laboratorios de I&D es consistente con variables que *ex-ante* se espera tengan una correlación positiva y significativa, como por ejemplo la contratación de doctorados o el trabajo en prototipos. La segunda hipótesis es que el problema puede estar localizado con la medición de la variable dependiente. Esta sospecha se excluye debido a que las tasas de crecimiento de la PTF fueron cercanas y consistentes utilizando tres metodologías a través de las agrupaciones CIIU. Además esta variable exhibe una correlación robusta y en la dirección esperada con otro conjunto de regresores, sin importar la técnica de estimación y la base de datos. La tercera hipótesis es que de acuerdo con la encuesta tecnológica sólo el 6% de las plantas tienen algún tipo de laboratorios de I&D. Al interior de esta submuestra, 30% de los establecimientos reportaron tener alguna inversión en plantas piloto, y un 60% en prototipos industriales. Estas plantas están localizadas en la industria química como farmacéuticos, petróleo, plásticos y caucho. Estos números sugieren que el trabajo de investigación de los laboratorios de estas plantas, estén más relacionados con actividades de control de calidad que con la investiga-

³² Econométricamente se tiene un problema de multicolinealidad que hay que minimizar. Por tal motivo, se incluyó en todas las ecuaciones la medida del estadístico VIF (variance inflation factors) que es un indicador indirecto para detectar colinealidad entre las variables independientes en el modelo lineal de regresión. Si el valor es menor a 5 no hay un problema severo de colinealidad. Para más detalles, véase STATA (1997).

Cuadro 8. ENCUESTA TECNOLÓGICA Determinantes de I&D - un ejemplo - Ecuación de corte transversal (MCG) Variables dependiente: IDlab

Variables	Coeficiente	Error standar	
		Robusto	t
ptipos	1,10929	0,1553	7,141
hphd	0,00747	0,0026	2,886
disieq	0,11287	0,0463	2,438
capunv	-0,37402	0,1592	-2,350
constante	-6,5E-07	0,0001	-0,012
Estadíst. de Regresión			
R ²	0,8964		
No. De Observa.	94		
Prueba F	47,01		
Prob > F	0		

ptipos = Inversión en I&D en Prototipos.
hphd = PhDs empleados.
disieq = Diseño instalación de equipos.
capuniv = Capacitación externa universidades.
Fuente: Cálculos propios.

ción aplicada que conduzca a patentar un proceso o producto³³.

VI. CONCLUSIONES

Este ensayo complementa el análisis empírico de los determinantes del cambio técnico a estudios previos sobre el tema. La principal contribución es que por primera vez se analiza el efecto que tiene la investigación y desarrollo sobre el desempeño en productividad industrial para el caso Colombiano. En este sentido, este trabajo satisface el objetivo de mostrar una historia coherente, desde un punto de vista microeconómico, sobre la relación entre la estructura de mercado, las características

³³ Al menos esto es evidente en la industria farmacéutica donde las firmas son, en su mayoría, subsidiarias de empresas multinacionales las cuales importan tecnologías patentadas internacionalmente.

sectoriales, y las actividades de innovación con la productividad total de los factores.

En su conjunto el enfoque seguido muestra ser más exitoso en explicar y en proveer evidencia sobre los determinantes del cambio técnico, en contraste con estudios anteriores que enfatizan el papel de la demanda agregada [Echavarría(1990), Ocampo (1994), Chica y Ramírez (1996)], en donde controlan el residuo de Solow por el crecimiento del producto, que sin el uso adecuado de variables instrumentales generan un sesgo de simultaneidad en dichas estimaciones³⁴.

Los ejercicios econométricos muestran como fuentes del cambio técnico a las variables relacionadas con la capacidad de absorción tecnológica tales como los niveles de *markups*, calidad en insumos, el uso de licencias, y el tamaño de planta, así como a *spillovers* relacionados con el cambio técnico incorporado a nueva maquinaria, y a actividades de diseño y capacitación laboral. También se provee evidencia sobre los beneficios que a través del comercio en productos diferenciados, estimulan y refuerzan las tendencias en productividad.

Estos resultados sugieren que inversiones en *investigación blanda* como los diseños, ingeniería en procesos, son una estrategia efectiva para elevar los niveles de productividad. Por el contrario, los resultados no fueron favorables sobre los efectos de la *investigación aplicada* en la PTF, tal vez porque no se sabe en qué punto de la convergencia tecnológica está la industria en Colombia o inclusive si se está en un proceso de divergencia. Este es un punto que necesita un mayor análisis con base en

³⁴ Más aun, algunas de estas estimaciones no instrumentan el crecimiento, lo que en otras palabras equivale a estimar una identidad contable.

estudios de caso. Un signo de alarma es que el crecimiento en el cambio técnico fue bastante modesto, 0,6% por año en promedio, para el total de la industria durante el período analizado. Finalmente, este trabajo provee evidencia de que el apoyo financiero y de información sobre la adquisición de pa-

tentes, diseños industriales, ingeniería de procesos, programas de capacitación laboral, y de promoción de exportaciones son todos elementos para la orientación de la política tecnológica, conducentes a incrementar los niveles de productividad e inducir procesos de eficientes de reestructuración industrial.

BIBLIOGRAFÍA

- Abramovitz, M. (1986), Catching up, forgoing ahead, and falling behind, *Journal of Economic History*, Vol. 66, pp. 385-406.
- Anderson, T. & Hsiao, C. (1982), Formulation and estimation for dynamic models using panel data, *Journal of Econometrics*, 18, pp. 47-82.
- Barro, R. & Sala-i-Martin, X. (1995), *Economic Growth*, New York, McGraw Hill.
- Chica, R. (1990), "El estancamiento de la industria Colombiana", *Coyuntura Económica*, Junio, pp. 81-101
- _____, (1996), "Crecimiento de la productividad y cambio técnico en la industria manufacturera Colombiana" in: Chica R. (Ed.) *El Crecimiento de la Productividad en Colombia*, Bogotá, DNP.
- Christensen, L.; Jorgenson, D. & Lawrence, L. (1971), Conjugate duality and the transcendental logarithmic function, *Econometrica*, 39, pp. 255-256.
- Cowing, T. & Stevenson, R. (1981), (Eds.) *Productivity Measurement in Regulated Industries*, New York, Academic press.
- Departamento Nacional de Planeación [DNP] *Panorama de la Innovación Tecnológica en Colombia*, Bogotá, DNP.
- Echavarría J. J., (1990), "Cambio técnico, inversión y reestructuración industrial en Colombia", *Coyuntura Económica*, Junio, pp.103-125.
- Diewert W.E. (1971), An application of the Shephard duality theorem: A generalized Leontief production function, *Journal of Political Economy*, 79, pp. 481-507.
- _____, (1974), Application on duality theory, in: *Frontiers of Quantitative Economics*, Intrilligator, M.D. & Kendrick, D.A. (Eds.), Amsterdam, North-Holland.
- _____, (1976), Exact and superlative index numbers, *Journal of Econometrics*, 4, pp. 115-145.
- Dowrick, S. & Nguyen, D. (1989) OECD comparative economic growth 1950-1985: Catch up and convergence, *American Economic Review*, 79, pp. 1010-1030.
- _____, & Gemmell, N. (1991) Industrialization, catching up and economic growth, *Economic Journal*, 101, pp. 263-275.
- Greene, W. (1993) *Econometric Analysis* (2nd ed.), New York, Macmillan.
- Grubel, H. & Lloyd, P. (1975) *Intraindustry Trade: The theory and measurement of international trade in differentiated goods*, London, Mcmillan.
- Hall, R. (1988), "The relation between price and marginal cost in U.S. industry", *Journal of Political Economy*, 96, pp. 921-947.
- _____, (1990), Invariance Properties of Solow's productivity residual, in: *Growth, Productivity and Unemployment*, P. Diamond (Ed.), Cambridge, MA, MIT Press.
- Henderson, R. & Cockburn, I. (1996) Scale, scope, and spillovers: The determinants of research productivity in drug discovery, *RAND Journal of Economics*, 27, pp. 32-59.
- Hsiao, C. (1986), *Analysis of Panel Data*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Hulten, C. (1973), Divisia index numbers, *Econometrica*, 41, pp. 1017-1025.
- Jorgenson, D., Gollop, F. & Fraumeni, B. (1987) *Productivity and U.S. Economic Growth*, Amsterdam, Elsevier Science Publishers.
- _____, & Griliches, Z. (1967), "The explanation of productivity change", *Review of Economic Studies*, 34, pp. 249-283.
- Judge, G.; Carter, H.; Griffiths, W.; Lutkepohl, H. & Lee T. (1986), *The Theory and Practice of Econometrics*, New York, John Wiley and Sons Inc.
- Kalmanovitz, S. (1994), *Economía y Nación*, Bogotá, Tercer Mundo Editores.
- Katz, J. & Beck, N. (1995), What to do (and not to do) with time series cross section data, *American Political Science Review*, 89, pp. 634-647.
- Lee-Jung, Kim (1991), *Modeling and Measuring technical Change and Productivity Growth*, Ph.D. unpublished Thesis, University of Illinois at Urbana-Champaign.
- Matyas, L. & Sevestre P. (1996), (Eds.) *The econometrics of Panel Data*, London, Kluwer Academic Publishers.
- Nadiri, I. (1993), Innovations and technological spillovers, *NBER Working Paper Series*, August, No. 4423.
- _____, & Schankerman, M. (1981), The structure of production, technological change and rate of growth of total factor productivity in the US Bell System, in: T. Cowing, & R. Stevenson, (Eds.) *Productivity Measurement in Regulated Industries*, New York, Academic Press
- _____, & Kim, S. (1996a), R&D, production structure and productivity growth: A comparison of the US, Japanese and Korean manufacturing sectors, *NBER Working Paper Series*, March, No. 5506.

- _____, (1996b), International R&D spillovers, trade in major OECD countries, *NBER Working Paper Series*, October, No. 5801.
- _____, Good, D. & Sickles, R. (1996c), Index Numbers and factor demand approaches to the estimation of productivity, *NBER Working Paper Series*, October, No. 5790.
- Ocampo, J. A. (1994) "Trade policy and industrialization in Colombia, 1967-1991", in: Helleiner, G. (Ed.) *Trade policy and Industrialization in Turbulent Times*, London, Routledge.
- Pombo, C., (1999a), *Technical Change, Market Structure, and Intraindustry Trade Specialization: A study of the Colombian manufacturing industry*, Unpublished Ph.D. Dissertation, University of Illinois at Urbana-Champaign, January
- _____, (1999b), "Productividad Industrial en Colombia: Una aplicación de números índices", *Revista de Economía del Rosario*, junio.
- Romer, P. (1990a), Endogenous technical change, *Journal of Political Economy*, 98, pp. 71-102.
- _____, (1990b), Capital, labor and productivity, *Brookings papers on Economic Activity* 2.
- Solow, R. (1956), A contribution to the theory of economic growth *Quarterly Journal of Economics*, 70, pp. 65-94.
- _____, (1957) Technical change and the aggregate production function, *Review of Economics and Statistics*, 23, pp. 101-108
- Stata Corp. (1997), *Reference Manual Vol. 1*, College Station, TX, STATA Press.
- Wolf, E. (1991) Capital formation and productivity convergence over the long term, *American Economic Review*, 81, pp. 565-579.

NOTAS EXPLICATIVAS A LOS CUADROS CON LOS RESULTADOS DE LOS MODELOS ECONOMETRICOS

CUADROS 5 Y 6

1/ = White-Hubert errores estándar robustos
 * = El coeficiente de regresión no es significativo al 90% de probabilidad t-statístico en paréntesis
 Probabilidad de rechazar nulidad igual a 1- probabilidad en paréntesis
 Todas las pruebas de hipótesis fueron evaluadas al 95% de significancia
 La Prueba RESET se basó en los valores proyectados de la PTF
 MCO = Mínimos Cuadrados Ordinarios
 MCGF = Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles
 Variables en Ecuaciones dinámicas están en primeras diferencias
 LRT = Log Likelihood Test

Nombre de las Variables Independientes
 TIBruta = Tasa de Inversión Bruta en Maquinaria
 TINeta = Tasa de Inversión Neta en Maquinaria
 K/L = Razón capital- trabajo
 Tamaño L = Tamaño Planta Trabajo
 Tamaño Q = Tamaño Planta Producción
 CalMP = Calidad de las materias primas
 KHum = Capital Humano

CUADRO 7

* = El coeficiente de regresión no es significativo al 90% de probabilidad t-statístico en paréntesis; LDE = Lado derecho ecuación
 Probabilidad de rechazar nulidad igual a 1- probabilidad en paréntesis
 Todas las pruebas de hipótesis fueron evaluadas al 95% de probabilidad
 La Prueba RESET se basó en los valores proyectados de la PTF

MCO = Mínimos Cuadrados Ordinarios
 MCG = Mínimos Cuadrados Generalizados
 2EMC = MCO en 2 etapas; VI = Variables Instrumentales
 VIF = (prueba de multicolinealidad)

Lista de Instrumentos
 Ec 2: IDprototipos, KHphd, DisEQ, CAPuniv
 Ec 3: IDpiloto, IDptypes, KHphd, DisEQ, CAPsena
 Ec 4: IDlab, IDprototipos, Capinex, CAPobrerros, CAPasoprod
 Ec 5: IDlab, IDpiloto, CAPuniv

Nombre de las Variables Independientes
 CalMP = Calidad Materias Primas
 OrienX = Orientación Exportadora
 DiseñosPP= Diseños en procesos de producción
 CAPmsc = Capacitación masters
 CAPtech = Capacitación técnicos
 CAPobrerros = Capacitación obreros
 IDlab = I&D laboratorios
 IDpiloto = I&D en plantas piloto
 IDptypes = Gasto I&D en prototipos

Nombres de las Variables Instrumentales
 KHphd = Capital Humano PhD contratados
 DisEQ = Diseños en instalación y preparación de equipos
 CAPinsex = Capacitación externa en Institutos extranjeros
 CAPsena = Capacitación externa en el SENA
 CAPasoprod = Capacitación externa asociación de productores
 CAPuniv = Capacitación externa universidades