
EXTERNALIDADES EN LA INDUSTRIA COLOMBIANA

Jorge Alberto Restrepo



Department of Economics. Royal Holloway College, University of London. El autor agradece a Ricardo Chica, Universidad de los Andes, por permitir el uso de su base de datos del sector manufacturero. Este trabajo ganó el concurso de ponencias que realizó la Maestría de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional con motivo de sus 20 años. El lector puede dirigir sus comentarios al correo: j.restrepo@rhul.ac.uk

Resumen

Restrepo, Jorge A., "Externalidades en la industria colombiana", Cuadernos de Economía, v. xix, n. 33, Bogotá, 2000, páginas 171-189

Se presenta una prueba empírica del modelo Caballero-Lyons [1989] para 28 industrias colombianas a dos dígitos utilizando datos de producto bruto y valor agregado, mediante estimaciones de panel. Tanto a nivel del agregado manufacturero como a nivel de rama no existe evidencia de economías de escala. A nivel de industria existe una externalidad agregada positiva que va de 0.38% al 0.25% por cada punto porcentual de aumento de la actividad manufacturera. Las variaciones en esfuerzo, utilización o los cambios de política no afectan significativamente este resultado.

Abstract

Restrepo, Jorge A., "External effects in colombian manufacturing", Cuadernos de Economía, v. xix, n. 33, Bogotá, 2000, pages 171-189

A test of the Caballero-Lyons [1989] model of external effects in manufacturing is performed with a gross output and value added data set of 28 two-digit industries for Colombia, using panel data estimation techniques. Both at aggregate and at industry level there is no evidence of economies of scale. At industry level there is a positive aggregate externality that ranges from 0.38% to 0.25% for a one-percent increase in aggregate manufacturing activity. The effect of effort, capacity utilisation or policy regimes does not seem to affect significantly these results.

El estudio de las externalidades y el comportamiento procíclico de la productividad en el sector manufacturero recibió un nuevo ímpetu con la publicación en 1989 del artículo de Ricardo Caballero y Richard Lyons sobre externalidades agregadas del sector manufacturero estadounidense. Estos autores construyen un modelo usando el trabajo de Hall [1988] sobre dinámica procíclica de la productividad y los modelos macroeconómicos de fallas de coordinación de Cooper y John [1988]. Este modelo busca explicar la diferencia entre el grado de retornos a escala de la industria manufacturera a nivel agregado y por rama manufacturera, diferencia que de encontrarse, indica la presencia de un efecto externo que sólo se internaliza al mayor nivel de agregación.

El procedimiento desarrollado por estos autores no sólo sirve para comprobar estadísticamente la existencia de la externalidad agregada sino que además permite distinguirla de una posible externalidad causada por variaciones en los insumos a nivel de rama del sector manufacturero. Tanto teórica como econométricamente, estos trabajos demuestran la existencia de un efecto externo no explicado por los cambios del ciclo o por cambios en los insumos. En términos empíricos este fue un hallazgo novedoso, ya que los estudios anteriores identificaban esta discrepancia como un resultado del crecimiento procíclico de la productividad, usualmente asociado a variaciones en los insumos de cada sector, errores de medición de las variables, a retornos crecientes o a cambios en la utilización de la capacidad instalada.

En la primera prueba empírica, Caballero y Lyons [1989] encontraron la existencia de tal discrepancia entre el agregado manufacturero y el conjunto de 22 industrias estadounidenses (con desagregación de dos dígitos CIIU) y sugieren una posible explicación para este efecto asociada con externalidades originadas en mercados de "alta densidad". En un trabajo posterior, los mismos autores estimaron el modelo utilizando datos de los sectores manufactureros de cuatro países europeos y encontraron resultados similares; en este caso evidencia de la externalidad agregada para 32 industrias en los cuatro países estudiados (Alemania occidental, Reino Unido, Francia y Bélgica), a pesar de la ausencia de evidencia de retornos crecientes a escala internos a nivel de cada rama del sector manufacturero. Recientemente, Nicholas Oulton [1996] aplicó el modelo a una extensa muestra de la industria manufacturera británica, confirmando la existencia de externalidades agregadas y la ausencia de evidencia de retornos a escala internos en cada industria. Oulton propone que ese efecto externo se puede deber a mejoras, aprendizaje e innovación que se difunden más rápido en la economía cuanto más rápida sea la expansión del sector manufacturero agregado.

La importancia de estos resultados se relaciona directamente con la literatura teórica de crecimiento económico y de la política industrial y de desarrollo. La presencia de externalidades agregadas es un poderoso argumento en favor de las teorías de crecimiento endógeno y políticas industriales proactivas. El hecho mismo de que las externalidades agregadas puedan estar presentes en la industria implica que "existen beneficios adicionales cuando el crecimiento industrial es balanceado entre las industrias" [Oulton 1996, 824]. Sin embargo, la evidencia del agotamiento de retornos a escala a nivel de sector, implica una reducción de los efectos potenciales de las políticas diseñadas para incrementar el tamaño del mercado, tales como la integración económica y la apertura. De igual forma, los beneficios derivados de una política sectorial activa orientada a la 'escogencia de ganadores', están limitados por el grado en el cual la explotación de economías internas a escala se haya agotado.

Aunque este enfoque se ha debatido durante una década, no se conocen intentos que prueben estadísticamente el modelo con datos del sector manufacturero de un país en desarrollo, o que sustenten

recomendaciones de política en estos países. Esto se debe, probablemente a la ausencia de bases de datos consistentes y completas de los sectores manufactureros de estos países, o en otros casos, sucede que las mejoras estadísticas frecuentes y los cambios en las técnicas restan confianza a la información, y a menudo sólo muestran estimaciones de las tendencias generales. Por otra parte, la formulación de políticas no se hace de manera clara, y da por hecho que algunos de los hallazgos para las industrias de los países desarrollados se pueden aplicar automáticamente a las industrias de países en desarrollo. No es sólo que las intervenciones de política económica no estén sólidamente fundamentadas en estudios y resultados empíricos, sino que algunos programas de reforma ambiciosos asumen que los procesos de apertura e integración de mercados traen consigo beneficios económicos automáticos, al menos para la industria manufacturera.

En este documento se presenta una prueba empírica del modelo Caballero-Lyons usando la Encuesta Anual Manufacturera del DANE para Colombia, la cual incluye información para 28 sectores industriales según clasificación CIIU a dos dígitos durante un período de 23 años hasta 1997.

En la siguiente sección del trabajo se presenta el modelo y las ecuaciones de Caballero y Lyons [1990] y la versión alternativa de Oulton [1996], y posteriormente se describe el procedimiento analítico y los resultados econométricos.

EL MODELO

El modelo original de Caballero y Lyons [1989, 1992] es una versión modificada del propuesto por Hall [1988] que relaciona el crecimiento del valor agregado¹ de la industria i como una función del crecimiento en una medida de insumos ponderada por costos y un residuo:²

¹ En las ecuaciones, letras mayúsculas denotan el valor real de la variable y las minúsculas su transformación logarítmica. Un punto sobre la variable denota la derivada con respecto al tiempo.

² Las constantes hacen parte del residuo y se excluyen para facilitar la exposición.

$$\dot{y}_i = \gamma[\alpha_{ci} \dot{l}_i + (1 - \alpha_{ci}) \dot{k}_i] + \dot{w}_i \quad [1]$$

donde l es el logaritmo del índice del insumo trabajo, k es el logaritmo del índice del insumo capital y w es el residuo. α_{ci} es la participación del trabajo en los costos totales de factores. Esta ecuación resulta de la manipulación de una función de valor agregado.

$$Y = F(K, L, E, V) \quad [2]$$

donde Y es valor agregado, K , L , E y V son capital, trabajo, un índice de efectos externos y un índice de productividad respectivamente. Presentaremos más adelante una derivación alternativa de la ecuación [1], utilizando una función de producción en vez de una función de valor agregado, como hace Oulton [1996].

Definiendo el término en paréntesis en [1] como \dot{x}_i , tenemos:

$$\dot{y}_i = \dot{x}_i + \dot{w}_i \quad [3]$$

Si existen cambios en esfuerzo podemos definir una relación entre el x^m medido y el x efectivo tal que:

$$\dot{x}_i = \dot{x}_i^m + \dot{f}_i \quad [4]$$

donde \dot{f}_i es la tasa de crecimiento de la utilización de capacidad. Suponiendo que la utilización es:

$$\dot{f}_i = \mu(\dot{y}_i - a_i) \quad [5]$$

donde a_i es el nivel de producto de largo plazo o de máximo nivel de esfuerzo. Reemplazando [4] y [5] en [3] obtenemos:

$$\dot{y}_i = \gamma \dot{x}_i + \gamma \mu \dot{y}_i + \dot{w}_i \quad [6]$$

que se simplifica como:

$$\dot{y}_i = \gamma' \dot{x}_i^m + \dot{w}_i \quad [7]$$

Esta es la primera ecuación para estimar de forma econométrica, de hecho, es la ecuación usada por Caballero y Lyons para establecer la

existencia de la discrepancia o efecto agregado. En esencia, γ es un parámetro de retornos a escala y la diferencia del parámetro estimado utilizando las variables para el agregado y para el conjunto de los datos a nivel de industria se atribuye a la externalidad. La versión agregada de [7] es:

$$\dot{y} = \gamma' \dot{x}^m + \dot{w} \quad [8]$$

La igualdad de los parámetros en las ecuaciones [7] y [8] se mantiene aun si hay diferencias en esfuerzo, error de medición o acaparamiento de la fuerza laboral por parte de las firmas [Caballero y Lyons 1992, 212].

Hasta este momento hemos presentado la teoría que fundamenta el primer paso del ejercicio empírico. Ahora seguimos el enfoque y notación de Oulton [1996]. La principal diferencia con respecto al modelo de Caballero-Lyons es el uso de una función de producción bruta en vez de una función de valor agregado como en [2]. Dado que una función de valor agregado debe cumplir el fuerte supuesto de separabilidad en capital y trabajo, el uso de una función de producción es menos restrictivo [Oulton 1996, 101].³ La función de producción bruta para la industria i es:

$$Y_{it} = G_i(K_{it}, L_{it}, M_{it}, Z_i, t) = \exp[\delta_i Z_i + \mu_{it}] F_i(K_{it}, L_{it}, M_{it}) \quad [9]$$

En [9] Y es producto bruto real, K es capital, L es trabajo, M son insumos intermedios (energía, materiales, servicios, etc.) Z es un índice de externalidades, t es tiempo (actuando como una variable 'proxy' del progreso técnico), δ_i es una medida del efecto de externalidad y μ_{it} es la tasa de crecimiento de la productividad total de los factores. El lado derecho de [9] es una función de producción de forma $Y = e^{AF(K,L,M)}$ en la que el parámetro de progreso técnico

³ Oulton no dedica su estudio a la discrepancia que mencionamos arriba sino que construye el modelo para el nivel de industrias.

A toma la forma especial de $\exp[\delta_i Z_i + \mu_{it}]$. Los supuestos sobre la función de producción G_i son su homogeneidad de grado γ_i en capital, trabajo y el insumo intermedio. Esto es, sin progreso técnico un incremento homogéneo en todos los insumos produciría un incremento en el producto de γ_i , siendo γ_i una medida de la elasticidad de escala de G_i igual a la razón del costo medio al costo marginal. Como normalización, G_i es también homogénea de grado uno en los índices de productividad y del efecto externo.

Como menciona Oulton, tanto δ_i como γ_i están restringidos a ser constantes en el tiempo, pero tanto la productividad total de los factores como los insumos sí crecen en el tiempo. En la formulación original de Caballero-Lyons el tiempo no se incluye explícitamente en la función de valor agregado. Sin embargo, frecuentemente destacan la importancia de considerar que su modelo está formulado en diferencias lo que permite capturar relaciones de alta frecuencia entre las variables a nivel econométrico y no el progreso técnico.

Al diferenciar logarítmicamente [9] con respecto al tiempo se obtiene la ecuación [10]:

$$\dot{y}_{it} = \left(\frac{\partial G_i}{\partial K_{it}} \right) \left(\frac{K_{it}}{Y_{it}} \right) \dot{k}_{it} + \left(\frac{\partial G_i}{\partial L_{it}} \right) \left(\frac{L_{it}}{Y_{it}} \right) \dot{l}_{it} + \left(\frac{\partial G_i}{\partial M_{it}} \right) \left(\frac{M_{it}}{Y_{it}} \right) \dot{m}_{it} + \delta_i \dot{z}_i + \mu_{it}$$

Se supone que las firmas maximizan ganancias con cierto poder de monopolio en los mercados de bienes y que son tomadoras de precios en los mercados de insumos, y si se supone además que los mercados de factores son competitivos podemos igualar el costo marginal (precio del factor) con el ingreso marginal. Si definimos las participaciones del capital y del trabajo en el costo total como:

$$v_{K_{it}} \equiv \frac{r_{it} K_{it}}{\bar{C} Y_{it}} = \frac{MR \left(\frac{\partial G_i}{\partial K_{it}} \right) K_{it}}{\bar{C} Y_{it}} \quad [11]$$

$$v_{L_{it}} \equiv \frac{w_{it} L_{it}}{\bar{C} Y_{it}} = \frac{MR\left(\frac{\partial G_i}{\partial L_{it}}\right) L_{it}}{\bar{C} Y_{it}} \quad [12]$$

En éstas \bar{C} es el costo promedio y r_{it} y w_{it} representan el costo de arrendamiento del capital y del salario respectivamente. Los numeradores al lado derecho de [11] y [12] son las remuneraciones totales a los factores; esto es, el ingreso marginal por la productividad marginal por el nivel del insumo incorporado en el proceso productivo. Reemplazando [11] y [12] en la ecuación [10] y dado que el grado de homogeneidad de G_i debe ser igual a la razón del costo promedio al costo marginal y que las participaciones de todos los insumos deben sumar la unidad, se obtiene:⁴

$$\dot{y}_{it} = \gamma_i [v_{K_{it}} \dot{k}_{it} + v_{L_{it}} \dot{l}_{it} + (1 - v_{K_{it}} - v_{L_{it}}) \dot{m}_{it}] + \delta_i \dot{z}_i + \mu_{it} \quad [13]$$

Al definir X como insumos totales, el crecimiento ponderado de los insumos usando como ponderadores la participación del insumo en los costos totales es:

$$\dot{x}_{it} \equiv [v_{K_{it}} \dot{k}_{it} + v_{L_{it}} \dot{l}_{it} + (1 - v_{K_{it}} - v_{L_{it}}) \dot{m}_{it}] \quad [14]$$

que al ser reemplazado en [13] permite obtener:

$$\dot{y}_{it} = \gamma_i \dot{x}_{it} + \delta_i \dot{z}_i + \mu_{it} \quad [15]$$

La ecuación [15] es la que se estimará empíricamente. El parámetro δ captura el efecto de externalidad producido por la variable

⁴ Este mismo resultado se puede obtener utilizando la relación entre el margen sobre el costo marginal y la elasticidad de demanda por insumos. Para detalles de esa derivación ver el apéndice A en Caballero y Lyons [1992].

agregada \dot{z}_t . En el modelo de Caballero-Lyons esta variable agregada era el total del valor agregado y consecuentemente la variable \dot{x}_{it} era un promedio ponderado del crecimiento de los insumos del valor agregado (trabajo y capital). En el caso de Oulton, \dot{z}_t se mide por el producto bruto y \dot{x}_{it} incluye los insumos intermedios. El modelo más general a ser estimado es una versión discreta de [15]:

$$\Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} \Delta x_{it} + \alpha_{2i} \Delta z_t + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T. \quad [16]$$

Para que ε_{it} sea ruido blanco, la tasa de crecimiento de la productividad total de los factores debe haber sido incorporada dentro del intercepto y el residuo. El grado de retornos a escala medido por α_{1i} puede variar entre sectores, así como el grado de externalidades α_{2i} . Diferentes combinaciones de restricciones se pueden aplicar a esta ecuación, como se verá en una sección posterior. La variable z_t es el logaritmo del producto bruto agregado o alternativamente del valor agregado. Esto indica que el término de error y la variable agregada z_t pueden estar correlacionados, dado que un cambio aleatorio en la productividad de un sector manufacturero puede afectar el nivel del producto agregado o del valor agregado total. Para evitar este problema es posible reemplazar el producto agregado por los insumos agregados que, en general, no están correlacionados con el término de error. Para encontrar el equivalente a la ecuación [16] en términos de los insumos agregados se parte de $\Delta z_t = \Delta y_t$, donde $\Delta y_t = \sum_i \theta_i \Delta y_{it}$ y donde los θ_i son ponderadores tal que $\sum_i \theta_i = 1$. Sumando [16] para todos los sectores i obtenemos:

$$\Delta y_t = [\alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \varepsilon_t] / (1 - \alpha_2) \quad [17]$$

donde $\alpha_0 = \sum_i \theta_{ii} \alpha_{0i}$, α_1 es la media de α_{1i} , $\Delta x_t = \sum_i \theta_{it} \Delta x_{it}$ y $\varepsilon_t = \sum_i \theta_{it} \varepsilon_{it} + \sum_i (\alpha_{1i} - \alpha_1) \theta_{it} \Delta x_{it}$. La no correlación del error descansa en el hecho que el segundo término de tiende a cero cuando N es grande y cuando $\theta_{it} \Delta x_{it}$ no está correlacionado con $(\alpha_{1i} - \alpha_1)$. Sustituyendo [17] en [16]:

$$\Delta y_{it} = \alpha'_{0i} + \alpha_{1i} \Delta x_{it} + \alpha'_{2i} \Delta x_t + \varepsilon_{it} \quad [18]$$

donde $\alpha'_{2i} = [\alpha_{1i} \alpha_{2i} / (1 - \alpha_{2i})]$.

Esta solución no está libre de problemas, como Oulton [1996, 103] advierte, ésto puede dar lugar a una correlación entre el error de [18] y la variable Δx_{it} , dado que un cambio positivo en la productividad puede generar una reducción en los insumos. Sin embargo, el uso de variables instrumentales para corregir el efecto de esta correlación puede generar una distorsión en el valor de los parámetros estimados mayor que el sesgo que causa la posible correlación como el análisis de consistencia así lo demuestra [Caballero y Lyons 1990]. Las ecuaciones [16] y [18] son los modelos para estimar con métodos econométricos. Primero estimamos estas ecuaciones sin la variable agregada Δz_t , tanto a nivel de rama como a nivel agregado, para determinar la existencia de diferencias en los grados de retornos a escala a nivel de ramas y del agregado, como lo sugieren las ecuaciones [7] y [8] del modelo. Estas ecuaciones en tiempo discreto son:

$$\Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} \Delta x_{it} + \varepsilon_{it} \quad [19]$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \varepsilon_t \quad [20]$$

Es importante mencionar dos críticas sobre este modelo. La más fuerte consiste en que el modelo de Caballero-Lyons puede estar capturando el efecto de choques exógenos y que en detalle este modelo puede ser equivalente a uno de ciclos económicos reales

porque la ecuación [18] es una forma reducida de un modelo de este tipo [Kamihigashi 1996]. Oulton [1996, 111] enfrenta la crítica y demuestra que, aunque este modelo pueda ser una versión restringida de un modelo de ciclo real generalizado de variables dummy en el tiempo y que —en el caso de Gran Bretaña— esta restricción no puede ser rechazada, constituye una prueba extrema, dado que un modelo de dummies para el tiempo, en general será superior frente a especificaciones restringidas. Con la desventaja, debemos decirlo, que su contenido en términos teóricos es casi nulo. La segunda crítica tiene que ver con la sensibilidad de los resultados ante el uso de un conjunto de variables instrumentales diferentes mientras se estima con mínimos cuadrados en tres etapas para reducir el sesgo causado por la correlación [Burnside 1996].

EL SECTOR INDUSTRIAL COLOMBIANO

La información primaria utilizada pertenece a la Encuesta Anual Manufacturera del DANE, que cubre productos e insumos para 29 ramas industriales durante un período de 24 años de 1974 a 1997. El deflactor aplicado es el índice de precios implícito al productor obtenido a nivel de sectores y del agregado de la misma encuesta.

Las variables requeridas se calcularon en términos reales y su tasa de crecimiento es el crecimiento exponencial expresado en tasas porcentuales anuales, calculadas como la primera diferencia del logaritmo de las variables. El stock de capital se calcula siguiendo el método de inventario perpetuo. La inversión neta es calculada como la suma de inversión en maquinaria, construcciones, equipo de transporte y de oficina menos la depreciación a las tasas utilizadas habitualmente.

Los deflatores de la inversión son los de Cuentas Nacionales reportados por el DANE para cada tipo de bien de capital. El nivel de empleo es tomado de la Muestra Mensual Manufacturera del DANE como el número total de trabajadores calificados y no calificados, y ya ha sido ajustado en términos de eficiencia medida por horas trabajadas. Los salarios incluyen beneficios y han sido deflactados utilizando el índice de precios al consumidor del DANE. Como en el trabajo de Oulton, aquí utilizamos las participaciones de

los tres insumos en el producto total pero no en el valor agregado. Para cada rama manufacturera, el crecimiento de los insumos será calculado como el promedio ponderado del crecimiento de cada insumo. Los ponderadores son promedios móviles de segundo orden de las participaciones de los pagos a cada factor en el producto total. En consecuencia, las ponderaciones son ajustadas en el caso del valor agregado.

El sector industrial completo se incluyó en el panel con la excepción de refinerías de petróleo (353), dado que este sector opera bajo el control del Estado y sus cifras reflejan más las políticas de precios de los combustibles que sus variables industriales. Las observaciones extremas para el sector 311 en 1974 y el 322 en 1976 fueron suavizadas para evitar distorsiones.

Se utilizó el método de estimación de Mínimos Cuadrados Ordinarios pese a la posible existencia de endogeneidad y de correlación entre los errores y las variables explicativas. No se pudo utilizar el método de variables instrumentales y la estimación en tres etapas para corregir estos problemas por la ausencia de un adecuado conjunto de variables instrumentales de alta correlación con las variables explicativas. El uso de instrumentos con una baja correlación con las variables explicativas conduce a un sesgo en los parámetros mucho mayor que el producido por la misma correlación. Como es muy probable que el sesgo (hacia abajo) debido a esta endogeneidad sea pequeño, es preferible usar mínimos cuadrados ordinarios [Caballero y Lyons 1992, 815]. En todos los casos se hacen pruebas por errores heteroscedásticos y se utilizan y reportan errores estándares robustos corregidos por el método de White.

Variación en insumos

La Tabla 1 muestra los resultados de la estimación de la ecuación [19] y [20] utilizando alternativamente producto bruto y valor agregado como variable dependiente. La ecuación [20] da lugar al modelo agregado y la [19] a un modelo pooled a nivel de sectores. La variable explicativa también cambia dependiendo de la medida de producción usada.

TABLA 1

MODELO CABALLERO-LYONS. DATOS DE LA INDUSTRIA COLOMBIANA, 1975-1997

Pooled branch-level output		Equation [19]		
$F(1,642) = 198.24 (0.0000)$	Coeff.	Std. Error	p-value	
Constant	1.4369	0.43363	0.001	
Δx_i	0.8725	0.06197	0.000	
Aggregate output		Equation [20]		
$F(1,21) = 3.34 (0.0817)$	Coeff.	Std. Error	p-value	
Constant	2.4048	0.97884	0.082	
Δx_i	0.4491	0.24559	0.023	
Pooled branch-level added		Equation [19]		
$F(1,642) = 3.63 (0.0573)$	Coeff.	Std. Error	p-value	
Constant	3.6093	1.29972	0.006	
Δx_i	0.5785	0.30383	0.057	
Aggregate value added		Equation [20]		
$F(1,21) = 2.74 (0.1127)$	Coeff.	Std. Error	p-value	
Constant	3.5099	0.30005	0.113	
Δx_i	0.4967	1.66542	0.047	

Notes: OLS with White robust standard errors. F-test and p-value in parenthesis below dependent variable.

El modelo predice que para que existan externalidades a nivel agregado el parámetro estimado de retornos a escala debe ser mayor en el agregado que a nivel de rama. En la industria manufacturera colombiana no podemos establecer la existencia o no de esta discrepancia porque no se pudo obtener un resultado significativo estadísticamente en el caso de la regresión agregada que nos permita comparar los estimadores puntuales.

No obstante, llegamos a un resultado interesante. La única regresión de la cual se pueden deducir resultados con significación estadística (la regresión pooled sin considerar los efectos sectoriales) muestra que no existen retornos crecientes a escala, como se encontró en los casos de las industrias francesa y estadounidense usando esta misma metodología. El valor del parámetro es cercano a 0.9 con un intervalo de confianza al 95% que va de 0.7508272 a 0.9941981. De hecho, no se puede rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente de retornos a escala sea diferente de uno (con un p-value de 0.0401). Este estimador puntual es casi igual al calculado por Caballero y Lyons [1992] de 0.87 para la industria británica.

Con esto se pasa a la segunda etapa del procedimiento sin que exista evidencia inicial de la existencia de la externalidad agregada. En adelante se buscará la existencia de un efecto agregado usando modelos de panel.

Externalidades

La Tabla 2 muestra en las columnas (1) a (4) los resultados de las estimaciones de las ecuaciones [16] y [18] utilizando como índice de externalidad el producto bruto total, los insumos totales al producto bruto, el valor agregado total y los insumos totales al valor agregado, respectivamente. La columna (5) muestra una versión restringida del modelo en la ecuación [1] sólo para propósitos comparativos. Todas las ecuaciones fueron estimadas utilizando regresiones de panel de efectos fijos o regresión within, lo que hace que todos los interceptos sean fijos al interior de los sectores (within), y los valores estimados de los parámetros para las variables explicativas estén restringidos a través de los sectores.

Primero consideramos el coeficiente α_1 del crecimiento de los insumos para cada industria i (Δx_i). El valor estimado va de 0.85 a 0.90 con un alto nivel de significancia en los cinco modelos, confirmando la ausencia de economías de escala, aun después de incluir los efectos específicos de cada industria. Como Oulton menciona [1996, 105] este resultado se fortalece si se asume que el sesgo inducido por la simultaneidad es considerado, dado que el

estimador α_1 de OLS está sesgado hacia arriba: hacia la existencia de economías de escala. El valor de este estimador puntual coincide con los resultados de Oulton para la industria británica (tres de cada cuatro especificaciones en cada caso muestran la ausencia de economías de escala).

TABLA 2

MODELO CABALLERO-LYONS. DATOS DE LA INDUSTRIA COLOMBIANA, 1975-1997

Panel data estimation with fixed effects estimator. Dependent variable is gross output at industry level.

	Externality indicator used				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Gross output - Input to gross output - Value added - Input to value added - No externality				
Constant	0.85716	2.13558	0.11339	1.88237	1.43399
Std.error	(0.03436)	(0.44776)	(0.43658)	(0.55795)	(0.39659)
Δx_i	0.85716	0.90931	0.89831	0.88144	0.87372
std.error	(0.03436)	(0.03585)	(0.03360)	(0.03509)	(0.03444)
z-statistic	24.948	25.366	26.735	25.121	25.370
p-value	0	0	0	0	0
Δz	0.3795	-0.3334	0.2516	-0.1818	-
std.error	(0.10078)	(0.10156)	(0.03944)	(0.15916)	-
z-statistic	3.766	-3.283	6.379	-1.142	-
p-value	0.000	0.001	0.000	0.254	-
R2 (overall)	0.5197	0.5171	0.5384	0.5100	0.5090
F (2.614)	335.81	332.32	362.94	322.63	643.64

Con respecto a la externalidad agregada encontramos en tres de los cuatro estimadores un efecto significativo. Los estimativos de esta externalidad (α_2) van del 0.38% (en producto bruto) al 0.25% (en valor agregado) indicando un efecto externo positivo y robusto. Un incremento de la actividad manufacturera agregada en un punto porcentual generará una expansión subsecuente de 0.38% al 0.25% en todos los sectores industriales, aun si se mantiene el nivel de insumos constante.

Estas estimaciones son similares a las que encontraron Oulton para la industria británica y Caballero y Lyons [1992] para la alemana. En este punto hay que hacer dos anotaciones. En términos del ajuste de la regresión éste sólo se incrementa marginalmente con respecto al modelo excluyendo la variable agregada. No obstante, esto no redundaría en pérdida de significancia de las variables. La segunda observación tiene que ver con el signo del parámetro estimado para la externalidad en la columna (2) cuando se usa el insumo total al producto bruto. La externalidad negativa que se encuentra en este caso puede sugerir que, en el agregado, una expansión en la actividad manufacturera puede tener un efecto positivo debido al incremento en el nivel de actividad pero uno negativo por presión en el mercado de insumos.

Este caso que puede ser plausible, requiere ser confirmado mediante una metodología diferente a la presentada aquí, que reúna las dos hipótesis y permita discriminar adecuadamente entre ellas. Sin embargo un hecho que respalda este resultado es que un hallazgo similar se repite en el caso de la industria británica. Oulton encontró que las estimaciones del parámetro de externalidad usando los insumos están sistemáticamente muy por debajo de las estimaciones que utilizan el producto agregado como variable explicativa.

Se realizaron ejercicios de sensibilidad con variables dummy para recesiones y/o cambios en regímenes de política pero ninguna prueba resultó significativa. De igual manera la inclusión de una variable de esfuerzo y cambios en la utilización de capacidad⁵ a nivel de sector industrial no cambian significativamente los resultados ya presentados.

CONCLUSIONES

Utilizando datos a nivel sectorial de la industria manufacturera colombiana encontramos evidencia estadística robusta de la existencia de una externalidad agregada positiva. Este efecto va de un incremento del 0.38% al 0.25% por cada punto de incremento porcentual en la actividad manufacturera. El tamaño de este efecto

⁵ Calculada como la diferencia entre el nivel de producto actual y el nivel potencial.

es similar al reportado para algunas industrias Europeas (en el Reino Unido y Alemania) y un poco inferior al de la industria estadounidense. También se encontró un efecto negativo que surge de las presiones sobre los mercados de factores. Reuniendo las observaciones de todos los sectores y después de aislar las diferencias propias de cada uno y el efecto de las externalidades, se encontró que no existe evidencia significativa de retornos crecientes a escala en la industria colombiana que sean internos a cada sector. Por el contrario, la manufactura colombiana muestra, de manera consistente, retornos constantes a escala y la ausencia de economías a escala. Variaciones en la utilización, el ciclo o cambios en los regímenes de política en el que opera la industria parecen no afectar significativamente alguno de los anteriores resultados.

Dos razones que pueden explicar la falta de evidencia de un efecto positivo mayor y que pueda ser capturado significativamente al nivel más agregado. En primer lugar, la estructura desbalanceada del sector manufacturero colombiano que impide explotar completamente los encadenamientos intra e inter-industriales. En segundo lugar, la restricción de los mercados de insumos que parece frenar la externalidad agregada: carencia de personal calificado, restricciones de crédito, ausencia de actividad innovadora y en general restricciones que afectan no sólo la actividad de cada sector sino el aprovechamiento de efectos agregados e interindustriales.

Toda política diseñada para relajar estas restricciones construyendo capacidades para la innovación y la mejora de las habilidades, para canalizar recursos de inversión a actividades productivas y para fomentar una estructura industrial balanceada; probarán ser benéficas en tanto incrementen y aprovechen estas externalidades agregadas.

No existe evidencia de que incrementar el tamaño del mercado pueda beneficiar las actividades industriales ya establecidas. El dinamismo de la producción manufacturera, pasado o futuro, no descansa en la explotación de supuestas economías de escala, como usualmente se razona para justificar la liberalización de la economía o profundizaciones en el proceso de integración.

Posteriores etapas de este trabajo aclararán los posibles beneficios de profundizar la integración al interior de la Comunidad Andina de

Naciones y otros países de Latinoamérica, aplicando la metodología con datos de las industrias de esos países y estableciendo las potencialidades en términos de rendimientos a escala, crecimiento balanceado y externalidades agregadas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Burnside, C. 1996. "Production Function Regressions, returns to scale, and externalities", *Journal of Monetary Economics* 37, 177-201.
- Caballero R. y Lyons R. 1989. "The role of external economies in U.S. manufacturing", *N.B.E.R Working Paper* No. 3033, Cambridge, MA.
- Caballero R. y Lyons R. 1990. "Internal versus external economies in European industry", *European Economic Review* 34, 805-830.
- Caballero R., Lyons R. 1992. "External effects in U.S. procyclical productivity", *Journal of Monetary Economics* 29, 209-225.
- Cooper, R. y John, A. 1988. "Co-ordinating coordination failures in Keynesian models", *Quarterly Journal of Economics* 103, 441-463.
- Cooper R. 1998. "Business Cycles: Theory, Evidence and Policy Implications", *Scandinavian Journal of Economics* 100, 213-237.
- Hall, R.E. 1998. "The relation between price and marginal cost in U.S. industry", *Journal of Political Economy* 96, 921-974.
- Kamihigashi, T. 1996. "Real business cycles and sunspot fluctuations are observationally equivalent", *Journal of Monetary Economics* 37, 105-117.
- Oulton, N. 1996. "Increasing return and externalities in UK manufacturing: Myth or Reality?", *Journal of Industrial Economics* XLIV, 1, 99-113.

