

SERIE DOCUMENTOS

**BORRADORES
DE
INVESTIGACIÓN**

No. 85 Diciembre 2005

*Dinámica de la producción industrial e importación de bienes de
capital y materias primas: relaciones de largo plazo y ajuste
dinámico*

Álvaro Hernando Chávez



UNIVERSIDAD DEL ROSARIO
Colegio Mayor de Nuestra Señora del Rosario- 1653

Dinámica de la producción industrial e importación de bienes de capital y materias primas: relaciones de largo plazo y ajuste dinámico

Álvaro Hernando Chávez Castro *

achavescastro@yahoo.com

alvaro.chaves@uexternado.edu.co

Resumen

El presente documento se propone estimar y analizar la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre la producción industrial y la importación de bienes de capital y materias primas para el período enero de 1993 - abril de 2005, que resulta útil para monitorear la dinámica industrial en el corto plazo y las complementariedades que pueden existir entre los factores productivos del mercado interno con el externo. Para tal efecto, se desarrolla un análisis econométrico de la metodología de cointegración con componentes estacionales aplicado a las variables índice de producción real (IPR), importación de bienes de capital e importación de materias primas de la industria colombiana. A partir de un modelo de cointegración estacional se evidencia empíricamente la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre estas variables durante el período analizado. Adicionalmente, se utiliza el modelo estimado para realizar ejercicios de impulso-respuesta

* Profesor de la Facultad de Economía de la Universidad del Rosario y del programa de maestría en la Universidad Externado de Colombia.

para analizar la trayectoria futura de las variables de interés cuando son afectadas por choques exógenos en el tiempo.

Palabras clave: cointegración estacional, raíz estacional, dinámica industrial, corrección del error, bienes de capital, materias primas.

Abstract

The present document intends estimating and to analyze the existence of a long term relationship between the industrial production and the import of capital goods and raw materials for the period January of 1993 - April of 2005, that is useful for monitoring the industrial dynamics in the short and long term and the complementarities that can exist among the productive factors of the internal market with the external one. In order to reach this objective, it is developed an econometric analysis of the Co-Integration methodology with seasonal components applied to the index of real production (IPR), import of capital goods and import of raw materials for the Colombian industry. Starting from a model of seasonal Co-Integration it is empiric evidenced the existence of a long run relationship among these variables during the analyzed period. Additionally, the dear pattern is used to carry out impulse – response exercises to analyze the future trajectory of the variables when they are affected by exogenous crashes during the time.

Keywords: seasonal Co-integration, seasonal root, industrial dynamics, error correction, capital goods, raw materials.

Clasificación JEL: C32, L60, C13

Introducción

El sostenimiento temporal de la dinámica industrial requiere de la demanda externa de factores y materias primas productivas que el mercado interno a veces no puede abastecer.

De esta forma, la importación de bienes de capital y de materias primas se puede constituir en dinamizadores de la producción adicional requerida para satisfacer aquellos excesos de demanda de producción industrial en el mercado doméstico. Desde el punto de vista de la teoría económica, las complementariedades de factores productivos y materias primas implican la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo de las variables de producción industrial y las que le sirven de complemento productivo. Al mismo tiempo, en la práctica, la dinámica de corto plazo de la actividad industrial está expuesta a componentes sistemáticos que se repiten periódicamente; es decir, por la presencia de estacionalidad que puede afectar el comportamiento de la producción, los factores productivos y materias primas importadas en el largo plazo. La importancia de tener en cuenta este tipo de relaciones entre las variables industriales para las cuales se cuenta con información mensual es, por un lado, determinar aquellos puntos de giro y tendencias de corto plazo de la industria que pueden marcar sendas de crecimiento de largo plazo y, por otro, disponer de una herramienta estadística que permita monitorear la dinámica industrial en el presente y en el futuro.

En este documento se presenta la aplicación de un modelo de cointegración estacional a las variables índice de producción industrial real (IPR), importación de bienes de capital y materias primas con el fin de determinar empíricamente si existe una relación de equilibrio de largo plazo entre ellas. Adicionalmente, se estima un modelo de corrección de errores que permite realizar ejercicios de impulso-respuesta de las variables involucradas. Para tal efecto, se aplica la metodología propuesta por Engle, Granger, Hylleberg y Lee (1993). De acuerdo con esta metodología, es posible explicar el proceso de ajuste o la dinámica de

corto plazo entre la actividad industrial, la importación de bienes de capital y de materias primas a través de un vector de cointegración y mecanismo de corrección del error cuando las series presentan estacionalidad y raíces unitarias en frecuencias estacionales.

El presente documento se estructura en cinco secciones. La primera presenta una revisión de la literatura en torno a la estimación de relaciones de largo plazo entre la producción industrial y la importación de insumos complementarios del proceso productivo interno. La segunda describe algunos hechos estilizados entorno al comportamiento de las variables producción industrial, importación de bienes de capital y de materias primas durante el período analizado. La tercera presenta un marco teórico donde, a partir de un problema de elección de agentes, se obtienen las demandas óptimas de importación de bienes de capital y materias primas. La especificación y estimación del modelo multivariado de cointegración estacional y mecanismo de corrección del error y los principales resultados se presentan en la cuarta sección. La sexta sección presenta las conclusiones del estudio.

1. Revisión de trabajos empíricos sobre la cointegración aplicada a la dinámica industrial

Aquí se presenta una breve síntesis de los principales trabajos que han utilizado la metodología de la cointegración a series económicas a nivel nacional y en algunos casos se citan algunas investigaciones internacionales.

El trabajo de Nicholson (1999), realizado para Argentina, utiliza la metodología de Engle y Granger (1987) sobre cointegración, aplicado a las variables del estimador mensual industrial (EMI) y a las importaciones de bienes de capital para el período enero de 1993 - diciembre de 1999. De acuerdo con esta metodología, el autor concluye que existe evidencia de una relación de equilibrio de largo plazo en estas dos variables, transformadas mediante la aplicación de logaritmos. Así mismo, al estimar el mecanismo de corrección del error (MCE) utiliza el modelo para realizar pronósticos de corto plazo de las dos variables y concluye que éste genera una buena capacidad predictiva de las mismas. La característica principal de su trabajo es que previamente desestacionaliza las series de importaciones y producción industrial y no aplica directamente un modelo de cointegración estacional.

La investigación desarrollada por Galvis y Aguilera (1999), a pesar de que no es una aplicación directa de la metodología de la cointegración al sector industrial, ofrece una exposición bien detallada sobre la cointegración en series de tiempo caracterizadas por presentar estacionalidad y raíces unitarias en frecuencias estacionales. A fin de estudiar los determinantes de la demanda por turismo en Colombia, como tasa de cambio real, precio del turismo doméstico y externo e ingreso mundial, aplican un modelo de cointegración estacional en el cual se concluye que la demanda de turismo es elástica al ingreso y presenta, además, una alta elasticidad precio. En términos de la estimación del modelo, los autores utilizan la técnica desarrollada por Engle, Granger, Hylleberg y Lee (1993) con el

objeto de tener en cuenta las componentes estacionales a series en frecuencias menores a un año en la estimación del mismo.

Uno de los primeros trabajos en aplicar la metodología de la cointegración y del mecanismo de corrección del error al análisis de la industria colombiana es el de Ramírez y Chica (1990). En dicho trabajo, los autores aplican la metodología de Engle y Granger (1987) a fin de establecer la relación de largo plazo entre la demanda por bienes industriales de consumo liviano y las variables ingreso disponible real, precios relativos domésticos, precios relativos de alimentos y el precio relativo de las importaciones. De acuerdo con la metodología empleada, obtienen evidencia empírica de un rechazo de la hipótesis de no cointegración entre estas variables y que la inclusión de la variable precio relativo de alimentos mejora sensiblemente los estadísticos de los parámetros de la ecuación de cointegración. En cuanto a la estimación del mecanismo de corrección del error, encuentran una fuerte influencia tanto del cambio contemporáneo del ingreso disponible como del error de equilibrio previo. De este trabajo se derivan implicaciones muy importantes de la metodología de la cointegración entre las cuales los autores resaltan las siguientes: a) permite distinguir entre regresiones espurias y regresiones válidas o con sentido económico; b) permite combinar la metodología de series de tiempo con información de teorías económicas de equilibrio de largo plazo y c) permite la mezcla de información de distinta periodicidad, en el sentido de que la ecuación de cointegración podría realizarse con datos anuales y la de corrección del error con datos mensuales.

A partir de una fundamentación microeconómica derivada de un problema de elección de agentes, Zuccardi (2001) hace una estimación de una función de demanda por importaciones para Colombia durante el período 1982-2000. Con el fin de determinar relaciones de equilibrio de largo plazo entre las importaciones, precio relativo e ingreso de las mismas, utiliza un análisis de cointegración multiecuacional de Johansen (1989) y estima una elasticidad precio de la demanda que arroja un valor de -1,587 y una elasticidad ingreso de 2,11; lo que implica que la demanda es elástica a cambios en precios y se comporta como un bien normal. Adicionalmente, el autor estima el mecanismo de corrección del error para determinar la velocidad de ajuste del sistema de corto plazo al equilibrio, concluyendo que este ajuste se realiza de forma bastante lenta. Este trabajo se caracteriza porque Zuccardi desestacionaliza previamente las series de importaciones y no aplica directamente una metodología de cointegración estacional, como sí se hace en este documento.

Misas y Suescún (1993) estudian la relación entre distintas definiciones de agregados monetarios y un conjunto de variables macroeconómicas como determinantes fundamentales de la demanda de activos monetarios. Utilizando un modelo de cointegración estacional, determinan la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo a frecuencias estacionales entre dichas variables. Particularmente, durante el período muestral 1980 I-1992 IV encuentran que los agregados M1, M1A y M2 están respectivamente cointegrados a la frecuencia cero –a largo plazo– con las variables macroeconómicas claves. Los autores destacan como implicación económica importante

utilizar el agregado M1 para la ejecución y seguimiento de los efectos de la política monetaria.

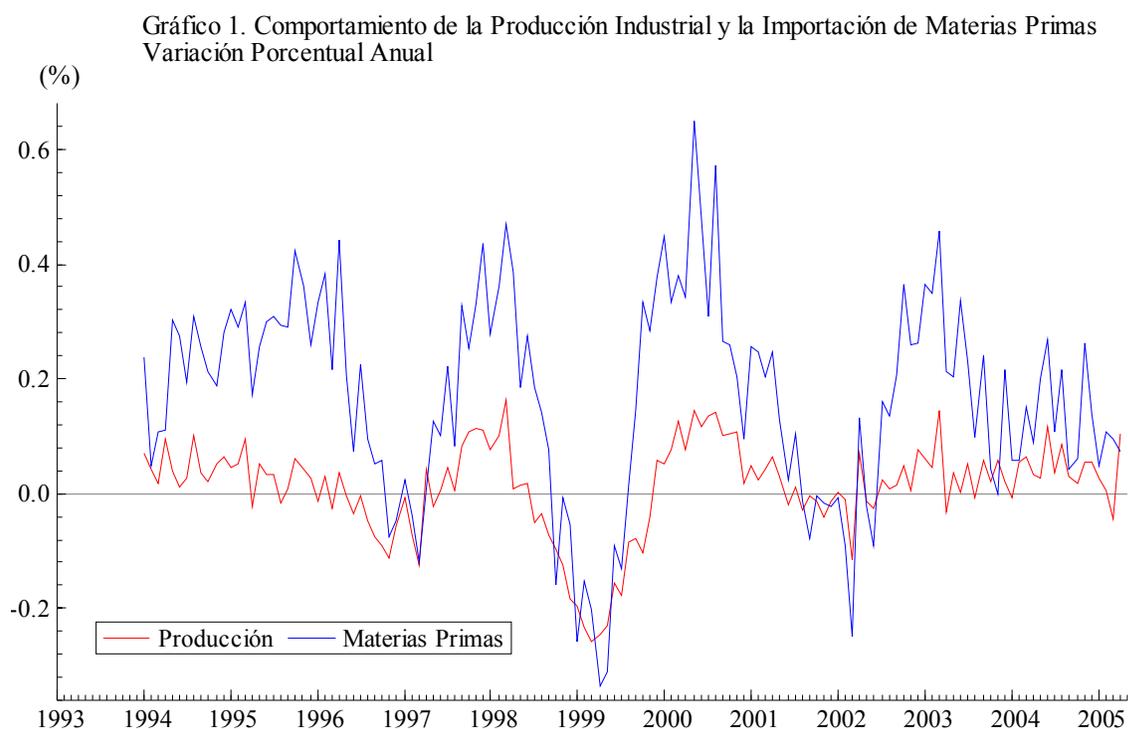
A pesar de que no es una aplicación directa a la producción industrial, la característica principal de este trabajo es que es el primero en Colombia en presentar y utilizar la técnica de cointegración estacional a las variables económicas de manera bastante clara y siguiendo paso a paso las diferentes etapas.

Por otro lado, Misas y López (2000) utilizan un modelo VAR estructural para descomponer la producción industrial colombiana en sus componentes permanente –o capacidad de la industria– y transitorio –utilización de la capacidad instalada. Con el fin de determinar la existencia de una relación de largo plazo entre el logaritmo del índice de producción industrial, índice de precios sin alimentos y de la tasa de interés real de los CDT a 90 días, realizan un test de cointegración multivariado y concluyen que las series no presentan tendencias estocásticas comunes; es decir, que no existe un vector o vectores de cointegración entre ellas.

2. Algunos hechos estilizados en torno a la evolución del índice de producción industrial, importación de bienes de capital y materias primas

La fuente de información del índice de producción es la Muestra Mensual Manufacturera (MMM) del DANE, la cual es una serie empalmada con la muestra CIU revisión 2 y la muestra CIU revisión 3 disponible desde 1980 y hasta abril de 2005. El índice es para el

total de la producción sin trilla de café y su base es año 2001 = 100. La información para la serie importación de bienes de capital y de materias primas es una fuente conjunta del DANE y de la Dirección de Impuestos y Aduanas Nacionales (DIAN). Las series de estas dos variables originalmente se encuentran en dólares, pero se construyó un índice cuya base es año 2000 = 100 con el fin de hacerlas consistentes con el índice de producción industrial.



Fuente: DANE-DIAN.

El gráfico 1 presenta la evolución de la producción y la importación de materias primas para la industria, medida como la variación porcentual anual de las variables. Es evidente el comportamiento pro cíclico que exhiben las dos variables y la coincidencia del ciclo de la importación de materias primas con el ciclo económico industrial. Así mismo, se destaca

que el crecimiento experimentado por la importación de materias primas ha sido mayor que el de la producción industrial, lo que podría sugerir un cierto grado de inelasticidad de la dinámica industrial con respecto a las materias primas. De esta forma, la producción parece responder en forma positiva a la importación de materias primas, pero en menor proporción¹. Por otro lado, durante el período recesivo experimentado por la actividad industrial (comportamiento en forma de u mostrado por la producción), específicamente cuando se tocó fondo, la caída en las importaciones fue más fuerte que en la producción al alcanzar un crecimiento negativo real de 25,8% frente a una disminución del 20% por parte de las importaciones.

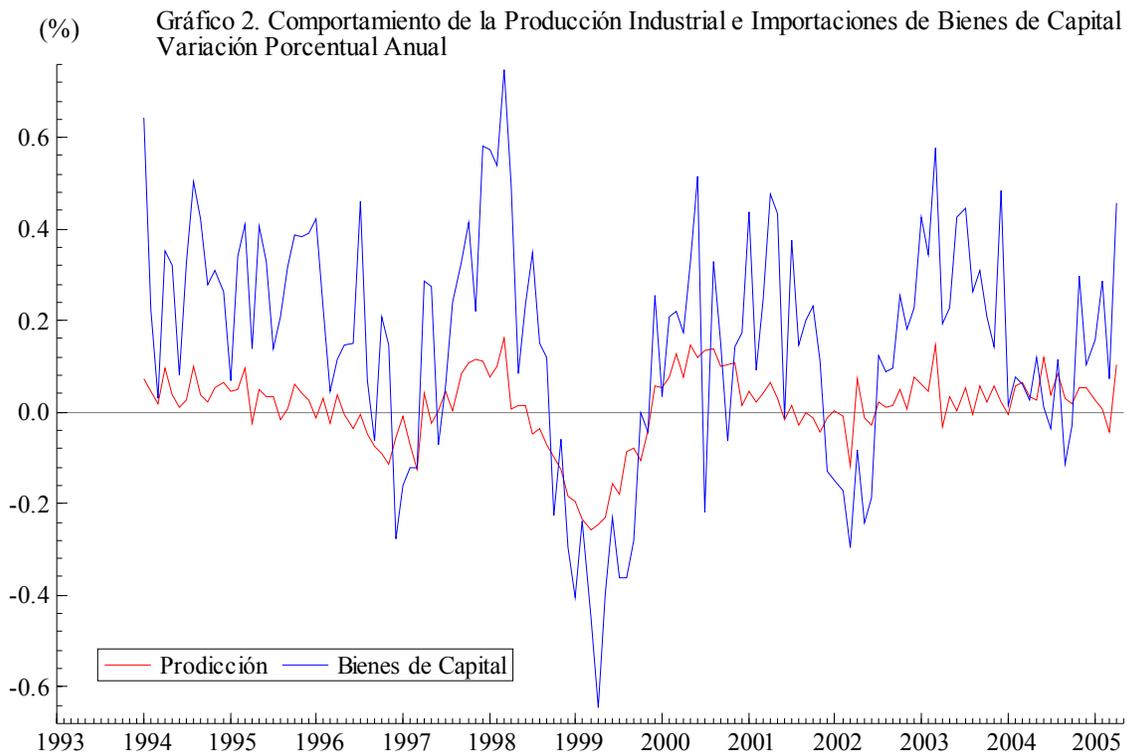
Las causas de la depresión industrial durante ese período estuvieron asociadas al deterioro del entorno internacional y al bajo dinamismo de la demanda externa, manifestada en una caída de las exportaciones. Así mismo, contribuyó a la crisis las altas tasas de interés que restringió el acceso al financiamiento industrial, al retroceso de los sectores vinculados a la construcción y a la debilidad de la demanda interna.

Durante el período de recuperación, que arranca en el mes de mayo de 1999, se observa cómo la adquisición de materias primas del exterior se constituye en un complemento significativo del proceso productivo tendiente a dinamizar la producción industrial y retomar la senda de crecimiento que se tenía antes de la crisis. En efecto, a finales de 1999

¹ En efecto, una estimación sencilla de la elasticidad de la producción industrial con respecto a la importación de materias primas arrojó un valor de 0,029% durante el período analizado. Esto sugiere que un aumento de un punto porcentual en la importación de materias primas genera en promedio un aumento menos que proporcional de casi 0,03 puntos porcentuales en la producción.

y en todo el año 2000 el crecimiento de la industria estuvo explicado por la reducción de las tasas de interés y a la presión de la demanda interna explicada por una mejora en los ingresos de los consumidores. La combinación de estos dos factores y la estabilidad cambiaria generó adicionalmente un clima económico favorable para la inversión, lo que estimuló aun más la recuperación industrial durante ese período. No obstante, durante todo 2001 se observa una pérdida de dinamismo industrial, en parte debido a la poca capacidad de la demanda interna de jalonar crecimiento y, por otro lado, del menor ritmo de crecimiento de las exportaciones.

A partir de 2002 la producción muestra un comportamiento que se podría aproximar a una tendencia levemente creciente y de tipo lineal. No obstante, el crecimiento de la importación de materias primas no es concordante con el de la producción y a pesar del proceso de reevaluación de la moneda colombiana, éstas en vez de repuntar paulatinamente han disminuido.



Fuente: DANE–DIAN.

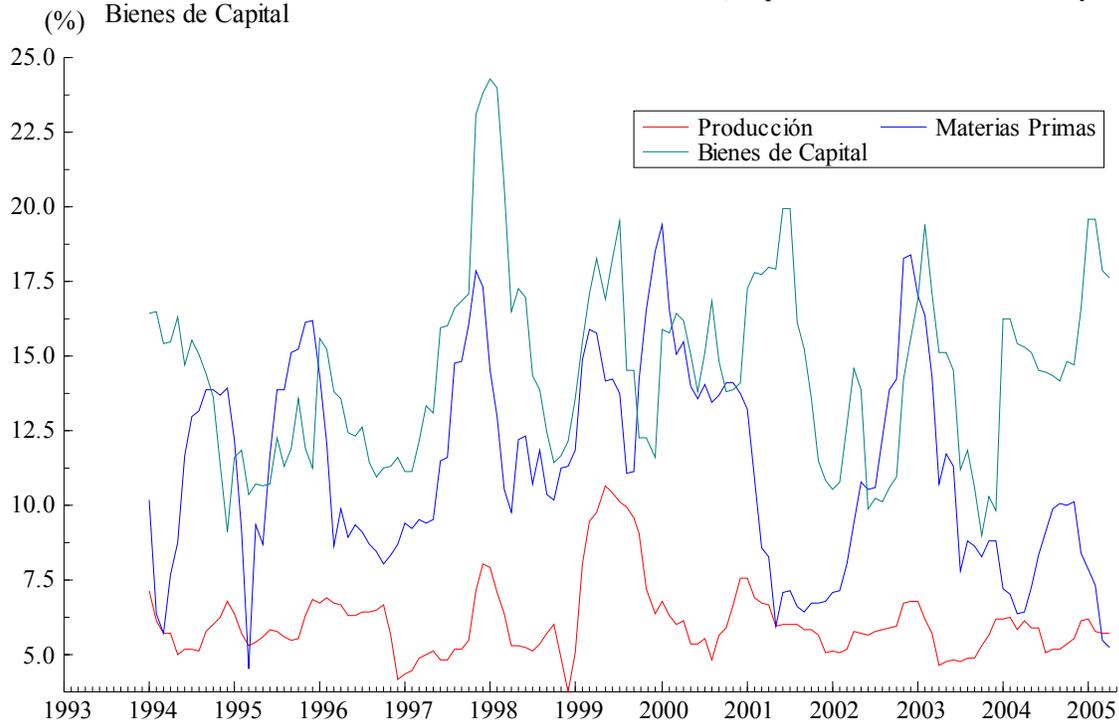
El gráfico 2 compara el comportamiento de la producción y la importación de bienes de capital y evidencia que el crecimiento de estas últimas se torna mucho más volátil que el de la dinámica industrial² que se refleja mejor en el gráfico 3. El gráfico 2 revela que durante 2003 la industria presentó una fase de recuperación bien marcada que es consistente con el crecimiento de la importación de bienes de capital. Durante ese lapso a la recuperación de la dinámica industrial también contribuyó el buen comportamiento de la demanda interna y

² Una medida sencilla de volatilidad estimada para la producción y la importación de bienes de capital se obtiene a través de la relación entre la desviación estándar y la media muestral durante el período analizado. De acuerdo con este indicador, las volatilidades fueron 7,8% y 47,6% para la producción e importación de bienes de capital respectivamente; esta mayor volatilidad puede explicarse por el comportamiento de la tasa de cambio.

un repunte de las exportaciones industriales jalonadas por la demanda externa de los Estados Unidos. A partir de 2004 y hasta mayo de 2005, en términos generales, la industria ha presentado un crecimiento muy moderado con tendencias decrecientes en 2005. Este comportamiento ha estado influenciado por la tendencia revaluacionista de la tasa de cambio, lo que ha frenado el crecimiento industrial por el debilitamiento de las exportaciones industriales. El gráfico 2 revela igualmente que en mayo de 2005 la correlación positiva entre producción e importación de bienes de capital se rompe, a pesar del abaratamiento de las mismas derivadas de la tendencia revaluacionista.

En síntesis, el comportamiento mostrado por la producción industrial y la importación de materias primas y bienes de capital parece sugerir que la dinámica industrial complementa recursos internos con los de origen externo con el fin de ajustar los desequilibrios del mercado doméstico, aunque puede tener otra opción consistente en acumular y desacumular de inventarios, al existir diferencias entre la producción y las ventas industriales internas.

Gráfico 3. Índices de Volatilidad de la Producción Industrial, Importación de Materias Primas y Bienes de Capital



Fuente: DANE-DIAN. Cálculos del autor.

3. Marco teórico

Aquí se explica la metodología utilizada para estimar el modelo de cointegración estacional y mecanismo de corrección del error para las variables producción industrial, importación de materias primas y de capital. Lo anterior se desarrolla a partir de un problema de optimización por parte de la firma, lo que conlleva a obtener las demandas óptimas de materias primas y bienes de capital.

3.1. Demanda óptima de materias primas y bienes de capital

Con el fin de determinar las demandas óptimas de materias primas y bienes de capital como complemento del proceso productivo por parte de una firma, se necesita especificar el problema de optimización de la firma y obtener las condiciones de primer orden. La función de producción de la firma es:

$$(1) Y_t = \varepsilon_t f(I_t, M_{t-1}, BK_{t-1}) = I_t^\alpha M_{t-1}^\beta BK_{t-1}^\phi \varepsilon_t$$

Donde ε_t representa un *shock* exógeno de productividad, el cual puede ser atribuido a la presencia de innovación tecnológica. Además, se supone que estos *shocks* son independientes e idénticamente distribuidos; es decir son iid. La variable I_t refleja aquellos insumos de la empresa cuya cantidad puede ser ajustada instantáneamente; M_{t-1} representa las materias primas importadas por la industria y BK_{t-1} la importación de bienes de capital. La característica principal de los dos últimos insumos es que los servicios productivos sólo pueden ser utilizados una vez ha transcurrido un período desde su adquisición. La función $f(\cdot)$ presenta las condiciones típicas de una función de buen comportamiento, es decir: $f'_i > 0, i = 1, 2, f''_{i,i} < 0$ y $f''_{i,j} > 0, i \neq j$.

Existe una demanda inversa para el producto dada por:³

$$(2) P_t = Y_t^{-\frac{1}{\eta}} D_t$$

³ Se sigue en parte la presentación realizada por Eslava *et al.* (2005) en su trabajo *Employment and Capital Adjustments after Factor Market Deregulation: Panel Evidence from Colombian Plants*.

Donde P_t es el precio del producto, D_t es un *shock* de demanda y $\left(-\frac{1}{\eta}\right)$ es el inverso de la elasticidad de la demanda. Se supone que el precio de los bienes finales se mantiene constante a lo largo del tiempo.

La firma se enfrenta a un mercado de factores en competencia perfecta, donde el costo total de los insumos de ajuste instantáneo, el costo de las materias primas y el costo del capital están dados por:

$$(3) \omega_I(I_t) = P_I I_t$$

$$(4) \omega_M(M_t) = P_M M_t$$

$$(5) \omega_{BK}(BK_t) = P_{BK} BK_t$$

La firma toma como dados el costo de los insumos de ajuste instantáneo, P_j , de las materias primas, P_M y el de los bienes de capital, P_{BK} .

De esta forma, el problema de la firma consiste en maximizar el valor presente descontado de la corriente esperada de beneficios, sujeto a la elección de los insumos de ajuste instantáneo, materias primas y bienes de capital, así:

$$(6) \max_{I_t, m_{t-1}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \gamma^t [I_t^\alpha M_{t-1}^\beta BK_{t-1}^\phi \varepsilon_t] \text{ sujeto a}$$

$$CT = P_I I_t + P_M M_{t-1} + P_{BK} BK_{t-1}$$

Donde γ es la tasa subjetiva de descuento intertemporal. La función objetivo o de Lagrange y las condiciones de primer orden para la maximización están representadas por las ecuaciones (7), (8), (9) y (10):

$$(7) \max_{I_t, m_{t-1}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \gamma^t \left[I_t^\alpha M_{t-1}^\beta BK_{t-1}^\phi \varepsilon_t + \lambda (CT - P_I I_t - P_M M_{t-1} - P_{BK} BK_{t-1}) \right]$$

$$(8) \varepsilon_t f'_I(I_t, M_{t-1}, BK_{t-1}) = \alpha I_t^{\alpha-1} M_{t-1}^\beta BK_{t-1}^\phi \varepsilon_t = \lambda P_I$$

$$(9) \gamma E_t \left[\varepsilon_{t+1} f'_M(I_{t+1}, M_t, BK_t) \right] = \gamma E_t \left[\beta I_{t+1}^\alpha M_t^{\beta-1} BK_t^\phi \varepsilon_{t+1} \right] = \lambda P_M$$

$$(10) \gamma E_t \left[\varepsilon_{t+1} f'_{BK}(I_{t+1}, M_t, BK_t) \right] = \gamma E_t \left[\phi I_{t+1}^\alpha M_t^\beta BK_t^{\phi-1} \varepsilon_{t+1} \right] = \lambda P_{BK}$$

Al combinar las condiciones (9) y (10) junto con la restricción de costos de la firma representativa se puede obtener las demandas óptimas de materias primas y de bienes de capital, así:

$$(11) \bar{M}_t^* = \frac{\beta}{(\beta + \phi) P_M} (CT_t - P_I I_t)$$

$$(12) \bar{BK}_t^* = \frac{\phi}{(\beta + \phi) P_{BK}} (CT_t - P_I I_t)$$

Las condiciones de primer orden (9) y (10) muestran cómo la demanda de factores depende tanto de los choques actuales como de las expectativas de los empresarios en torno a la evolución del componente estocástico ε_t . En cuanto a los insumos que se pueden ajustar de forma instantánea, representados por I_t , interesa analizar las implicaciones de los *shocks* corrientes, así como el nivel de los insumos M_{t-1} , ya que entre mayor sea el nivel de estas dos variables mayor será la productividad marginal de I_t y, por consiguiente, mayor la cantidad demandada. En el caso de los insumos de ajuste más lento, M_{t-1} , no interesa tanto el *shock* actual, sino principalmente las expectativas del empresario en torno al ambiente económico futuro o del próximo período. En este sentido, si las expectativas del empresario son negativas o prevé un *shock* no favorable en el período $t+1$, la disminución del término ε_{t+1} estimulará una reducción del gasto corriente en M_t y por la condición (8) a reducir al mismo tiempo el gasto planeado en I_{t+1} . Así las cosas, un ajuste en el período t se puede asociar con una señal de un cambio en las expectativas de la industria y a través de éstas se puede modificar la probabilidad de una caída en los niveles de producción del período siguiente, inducido por el cambio en el nivel de m_t .

Las ecuaciones (11) y (12) representan las demandas óptimas de importación de materias primas y bienes de capital respectivamente, caracterizadas porque cada una de ellas se encuentra en función de su propio precio, del precio de factores de ajuste inmediato, del

costo total de producción y de cada uno de los parámetros de los factores que se derivan de la función de producción.

3.2. Especificación del modelo

A continuación se especifica el modelo económico susceptible de ser estimado empíricamente, caracterizado porque la producción industrial está en función de las demandas óptimas de importación de bienes de capital y materias primas obtenidas a partir del anterior modelo de optimización de la firma.

El modelo plantea que el nivel de producción industrial, a parte de la combinación factorial entre el capital y el trabajo, depende de la cantidad de bienes de capital y de las materias primas importadas:

$$(13) \text{Ln}Y_t = \phi_1 + \phi_2 \overline{\text{LnBK}}_t^* + \phi_3 \overline{\text{LnBK}}_{t-1}^* + \phi_4 \overline{\text{LnM}}_t^* + \phi_5 \overline{\text{LnM}}_{t-1}^* + \varepsilon_t$$

Donde: $\text{Ln}Y_t$: logaritmo del nivel de producción industrial.

$\overline{\text{LnBK}}_t^*$: logaritmo de la cantidad óptima demandada de bienes de capital importados.

$\overline{\text{LnM}}_t^*$: logaritmo de la cantidad óptima demandada de materias primas importadas.

ε_t : término de perturbación estocástico.

Es importante resaltar que dada la periodicidad de las series analizadas y de su comportamiento, se esperaría la existencia de un patrón estacional en la producción industrial. Por lo anterior, se incluyen variables *dummy* estacionales para capturar el comportamiento sistemático de la actividad industrial asociado al período vigente.

En la formulación (13) se incluyen rezagos en las variables independientes, lo que implica que en las decisiones de producir por parte de la firma inciden tanto las condiciones actuales como las que prevalecen en el momento anterior en que se toma la decisión. Esto quiere decir que el efecto de los factores complementarios al trabajo y al stock de capital, como son los bienes de capital importados y las materias primas, pueden generar efectos no instantáneos en el nivel de producción de la firma.

En la ecuación (13), los coeficientes ϕ_2 y ϕ_3 representan la elasticidad de la producción industrial con respecto a la importación de bienes de capital. Los coeficientes ϕ_4 y ϕ_5 corresponden a la elasticidad de la producción con relación a la importación de materias primas.

La estimación directa por el método tradicional de mínimos cuadrados ordinarios de la ecuación (13) puede presentar problemas, ya que, como bien se conoce, la mayoría de series económicas se caracterizan por ser integradas o contienen raíces unitarias. El problema específico que se presenta en la estimación es realizar regresiones de tipo espurio o regresiones sin sentido. De acuerdo con Suriñac *et al.* (1995) este problema consiste en

encontrar relaciones de casualidad y no de causalidad entre la variable dependiente y el conjunto de variables explicativas de la ecuación, puesto que las series económicas no estacionarias o integradas presentan tendencia y tienden a crecer a lo largo del tiempo. Por este motivo, en el presente trabajo las estimaciones se realizan a partir de la metodología de cointegración y corrección de errores, la cual se explica a continuación.

4. Estimación del modelo: la metodología de la cointegración estacional y el mecanismo de corrección del error

El modelo especificado en la ecuación (13) se caracteriza básicamente en que, por un lado, los resultados tienen una interpretación clara en términos de la teoría económica; por otro, la estructura dinámica en términos de la selección óptima de rezago permite realizar pronósticos en un lapso de tiempo lo suficientemente largo.

La estructura de rezagos establecida en la construcción del modelo VAR de corrección del error para explicar la dinámica de la actividad industrial se puede utilizar como variables Proxi de los insumos de ajuste lento, es decir de m_t . En el caso de las importaciones, si se supone que existe complementariedad entre la inversión en equipos importados y las demás formas de capital industrial, la estructura de rezagos del modelo de corrección de errores refleja la existencia de costos de ajuste en la formación de capital. De forma análoga, la correlación existente entre el IPR y sus rezagos implican que la capacidad productiva reflejada en el nivel de producción que mide el IPR capta una parte del proceso de ajuste de

la empresa, dado que aquella parte de la inversión ya realizada no desaparece en forma inmediata, sino hasta después de un cierto número de períodos.

La estimación de la dinámica de las importaciones de bienes de capital también sugiere una correlación entre las variaciones actuales del nivel de producción (y de los rezagos en las importaciones de bienes de capital) y las nuevas importaciones. Lo anterior se explica bajo el supuesto de que los *shocks* exógenos representados por ε_t y que se reflejan en los niveles de actividad actual son un componente importante del modelo con el que los empresarios forman sus expectativas en torno a ε_{t+1} y, por consiguiente, de sus planes de inversión.

El primer paso de la metodología de cointegración estacional para la estimación de la función de producción consiste en establecer el orden de integrabilidad de las variables involucradas en el análisis. Para tal efecto, se desarrollan pruebas de raíces unitarias estacionales sobre las series producción industrial, importación de bienes de capital y materias primas, todas transformadas mediante la aplicación de logaritmos. Para detectar la presencia de una raíz estacional se desarrolla el test propuesto por Beaulieu y Miron (1992) para series con frecuencia mensual, una generalización del contraste desarrollado por Hylleberg *et al.* (1990), cuya metodología se describe en el anexo de éste trabajo. En efecto, en el cuadro 1 se reportan los resultados del contraste de raíces unitarias estacionales para las variables producción industrial, importación de bienes de capital e importación de materias primas transformadas mediante logaritmos.

Cuadro 1. Resultados del contraste de raíces unitarias estacionales para series mensuales

Variable	Periodo	Rezagos	0	π	$\pi/2$	$2\pi/3$	$\pi/3$	$5\pi/6$	$\pi/6$	$\pi/2$	$2\pi/3$	$\pi/3$	$5\pi/6$	$\pi/6$					
			π_1	π_2	π_3	π_4	π_5	π_6	π_7	π_8	π_9	π_{10}	π_{11}	π_{12}	$F_{3,4}$	$F_{5,6}$	$F_{7,8}$	$F_{9,10}$	$F_{11,12}$
Producción Industrial	1993:01-2005:07	12	-0,99	-0,66	4,43	-0,98	-8,94	2,94	2,00	-0,67	-5,53	3,38	-11,53	1,23	9,88	42,73	2,18	33,22	114,15
Import. Bienes Capital	1993:01-2005:07	2	0,56	0,22	5,91	-1,3	-8,5	3,08	4,39	-2,3	-2,8	4,16	-11,4	1,23	17,72	42,41	12,69	15,97	104,2
Import. Mat. Primas	1993:01-2005:07	3	0,29	1,38	5,27	-1,4	-9,4	2,89	0,06	0,24	-5,2	4,02	-8,25	0,60	14,34	46,47	0,03	35,95	42,68

Notas:

1. Rezagos es el número de rezagos de la variable dependiente incluida en la regresión y se determinó con base en el criterio BIC.
2. Las series están transformadas mediante logaritmos.
3. La estimación de la ecuación incluye una constante, dummies estacionales, tendencia y rezagos diferenciados de la variable dependiente.

Es importante resaltar que en la estimación de la ecuación (ver anexo) se incluye un conjunto de variables ficticias o *dummies* estacionales en todas las pruebas, ya que de acuerdo con Beaulieu y Miron (1992) la pérdida de potencia que significa su permanencia cuando no sean necesarias compensa el sesgo que resultaría de su omisión en caso de que lo fuesen. Los resultados del cuadro 1 muestran que el coeficiente π_1 no es estadísticamente significativo, pues su valor es mucho menor al que tabulan Beaulieu y Miron (1992), con lo cual se concluye que existen raíces unitarias en la frecuencia cero para todas las variables. Para la producción industrial, se logra rechazar la hipótesis de raíz estacional para la mayoría de frecuencias (utilizando el estadístico t), excepto para los coeficientes π_1 , π_2 , π_4 , π_7 , π_8 y π_{12} . Al realizar el contraste de la significancia conjunta de los parámetros utilizando el estadístico F, se logra rechazar la presencia de raíces estacionales en las frecuencias $\pi/6$, $\pi/3$, $\pi/2$, $2\pi/3$ y $5\pi/6$ a un nivel de significancia del 5%. Para la importación de bienes de capital, existe evidencia de presencia de raíces estacionales en las frecuencias π_1 , π_2 , π_4 y π_{12} , dado que los valores calculados del estadístico t son menores a los tabulados. No obstante, al utilizar el estadístico F se rechaza la presencia de raíces estacionales (significancia conjunta de los parámetros π_k) en las frecuencias $\pi/6$, $\pi/3$, $\pi/2$, $2\pi/3$ y $5\pi/6$. La variable importación de materias primas presenta raíces estacionales en las frecuencias π_1 , π_2 , π_4 , π_7 , π_8 y π_{12} , las cuales coinciden con las frecuencias de la variable producción real. Es importante destacar que, a diferencia de las anteriores variables, la importación de materias primas presenta raíces estacionales en la frecuencia $\pi/3$, es decir que existen raíces unitarias estacionales complejas en los parámetros π_7 y π_8 .

En síntesis, los resultados de los contrastes de raíces estacionales muestran una fuerte evidencia de presencia de las mismas a la frecuencia π_1 y π_2 en todas las tres variables. No obstante, de acuerdo con Beaulieu y Miron (1993), la prueba a estas frecuencias se caracteriza por tener una baja potencia comparada con los test a frecuencias diferentes.

Una vez verificado el orden de integración de las series se puede realizar el análisis de cointegración a través de un contraste de estacionariedad de los residuos de la regresión cointegrante.

La relación de cointegración en la frecuencia cero (ver anexo) muestra que los signos esperados son correctos, los cuales son altamente significativos. La estimación de los parámetros de la ecuación cointegrante (ecuación 13) implica que la producción industrial es inelástica a la importación de materias primas y bienes de capital. Los resultados del test de Engle-Yoo (1991) confirman que la serie de residuos de la ecuación cointegrante son estacionarios, lo que implica la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre la producción industrial y las variables importación de bienes de capital y materias primas. Adicionalmente, se aplicó el test de cointegración en un contexto multivariado propuesto por Johansen (1989) y se verificó la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre la producción industrial, la importación de bienes de capital y materias primas. De acuerdo con Gonzalo (1992) la selección del método de estimación de relaciones de largo plazo o vectores de cointegración entre las variables puede afectar sensiblemente las

propiedades de los estimadores. Para corroborar esto, el autor compara varios métodos para estimar vectores de cointegración (mínimos cuadrados ordinarios, mínimos cuadrados no lineales, máxima verosimilitud, componentes principales y correlaciones canónicas), así mismo, mediante un estudio de simulaciones de Montecarlo, analiza las distribuciones asintóticas de los estimadores y concluye que el método de estimación de máxima verosimilitud ofrece mejores propiedades que los demás.

Por otro lado, es importante resaltar la potencia del test de Engle-Yoo cuando se analizan datos con frecuencias menores a un año, donde se supone la existencia de patrones de tipo estacional como los que se analizan en este documento. Efectivamente, Otero *et al.* (2002) analizan el efecto de los ajustes estacionales mediante la utilización de filtros a las series en torno al tamaño y poder de las pruebas de cointegración que usan los residuales como las pruebas ADF y PP. A través de técnicas de simulación de Montecarlo analizan la potencia de los test de raíces unitarias sobre los residuales y encuentran que al utilizar datos ajustados estacionalmente comparados con no ajustados, se reduce la probabilidad de encontrar relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables. Las pruebas de cointegración realizadas aquí son consistentes con las recomendaciones realizadas por los autores en el sentido de utilizar datos sin ajustar estacionalmente en el análisis.

Al estimar el Mecanismo de Corrección del Error (MCE) se encuentra que la elasticidad de corto plazo de la producción industrial con respecto a la importación de materias primas es inelástica, aunque de mayor magnitud que la de largo plazo. En efecto, un aumento de 1 punto porcentual en el crecimiento de las materias primas genera en promedio un aumento

contemporáneo de la producción industrial de 0,27 puntos porcentuales, de 0,30 puntos después de un mes y de 0,21 puntos porcentuales después de 2 meses del aumento en la importación de materias primas. Es importante destacar el impacto positivo de las materias primas sobre la producción en el corto plazo (MCE), comparado con los impactos negativos que esta variable tiene en el largo plazo (ecuación cointegrante) en algunos rezagos. Desde el punto de vista económico esto es consistente y refleja el comportamiento de las industrias para incrementar la producción de corto plazo, inducido por los choques de demanda doméstica, mediante la importación de materias primas. Esto permite complementar la producción interna con el *stock* de capital dada su rigidez en el corto plazo. En cuanto a la elasticidad de corto plazo de la producción con respecto a la importación de bienes de capital, se encontró una menor magnitud que la de largo plazo, aunque sigue siendo inelástica. Adicionalmente, el impacto contemporáneo del crecimiento de la importación de bienes de capital sobre la producción es positivo, mientras que después de un mes se torna negativo.

Adicionalmente, los resultados de la estimación del MCE (ver anexo) permiten determinar la velocidad de ajuste de la producción durante el tiempo debido a los *shocks* de tipo exógeno o a las expectativas en torno al ambiente económico percibidas por las industrias. El parámetro estimado que acompaña a la variable de residuales rezagada 2 períodos presenta el signo correcto (negativo) y es altamente significativo. En efecto, el valor del parámetro que mide la velocidad de convergencia al equilibrio de la producción fue de -0,18; lo que implica que la producción se ajusta en 0,18 puntos porcentuales dos meses después de haberse presentado el *shock* exógeno.

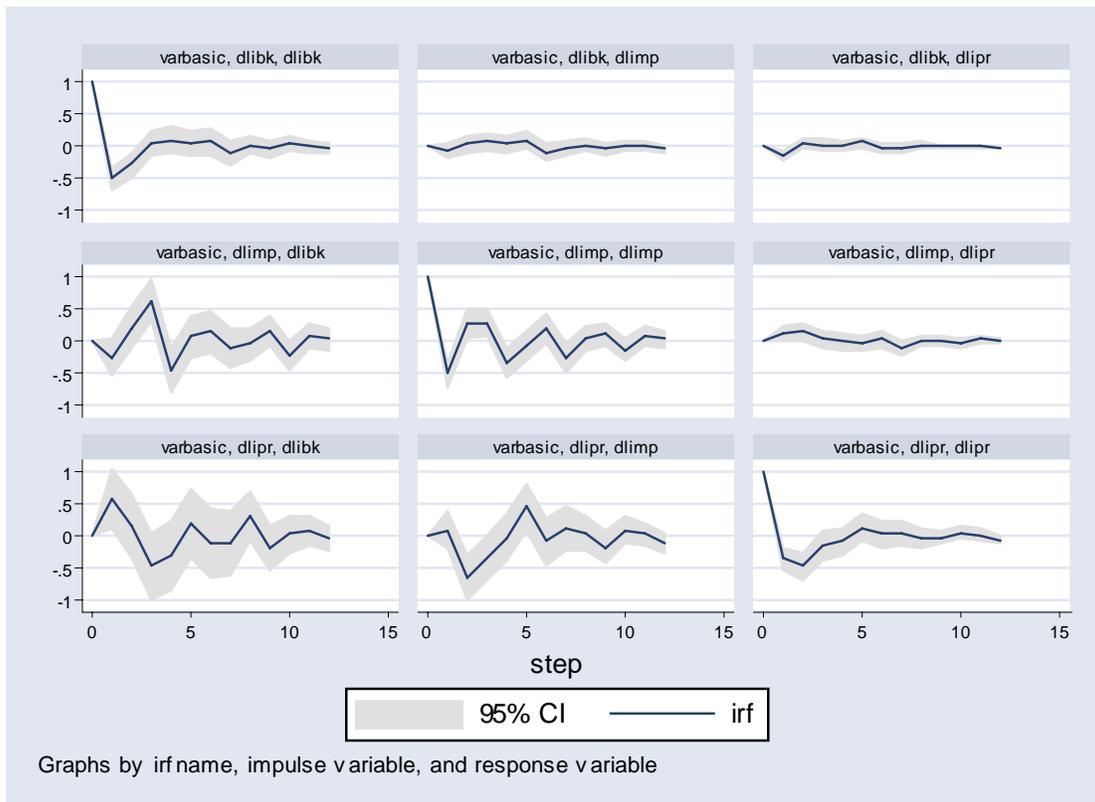
La interpretación que se puede derivar de estos resultados es, por un lado, que en el corto plazo la respuesta de la producción industrial al crecimiento de la importación de materias primas es positiva y altamente significativa, aunque de forma inelástica; es decir, que el aumento de la actividad industrial es menos que proporcional al de las materias primas. A largo plazo la respuesta de la producción es menor y responde más a la importación de bienes de capital. Así, en el corto plazo la producción es más elástica a la importación de materias primas que a la de bienes de capital. Tal característica permite concluir que la respuesta en el corto plazo de la actividad industrial ante un *shock* exógeno, por ejemplo, un *shock* positivo de productividad, podría inducir a la importación de materias primas, pero a largo plazo estas se complementan con la importación de bienes de capital.

4.1. Ejercicios de impulso respuesta: ajuste temporal a un *shock*

Una vez estimado el modelo VAR que permitió analizar el mecanismo de corrección del error entre las variables producción industrial, importación de bienes de capital y materias primas se procede a realizar un ejercicio de impulso respuesta; es decir, se analiza la respuesta del modelo a un *shock* en cada una de las variables analizadas. Para tal efecto, se implementa el método de impulso respuesta que consiste en describir el efecto de los choques exógenos sobre los valores proyectados para las variables endógenas producción e importación de bienes de capital.

Los resultados del ejercicio de impulso respuesta de las variables del modelo VAR se presentan en el gráfico 4. El ejercicio aplica un choque exógeno equivalente a un error estándar de cada una de las ecuaciones del VAR; es decir, para la producción industrial y para la importación de bienes de capital y de materias primas, donde se puede apreciar la respuesta de las variables en un horizonte de 12 meses después del choque. La primera columna del gráfico presenta la respuesta de la importación de bienes de capital a un choque exógeno, equivalente a una desviación estándar de los residuos estimados de cada ecuación. De acuerdo con ello, el impacto del choque en materias primas sobre los bienes de capital es positivo y de continuo aumento a partir del segundo mes y hasta el mes quinto, para luego retornar al valor inicial que traía antes del choque. El impacto del choque e importación de bienes de capital sobre el mismo es positivo desde el primer mes y alcanza un máximo el mes tercero y luego retorna gradualmente a su nivel inicial.

Gráfico 4. Funciones de impulso respuesta de las variables analizadas



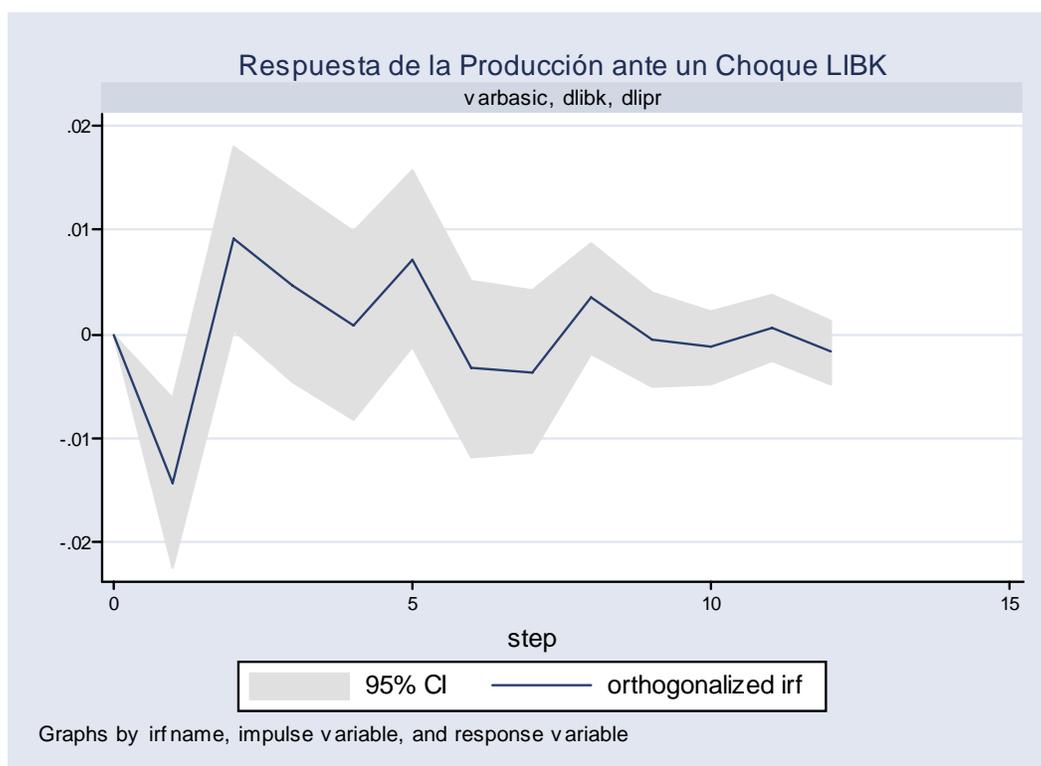
Fuente: Cálculos con base en el modelo MCE estimado.

La segunda columna del gráfico muestra la respuesta de la importación de materias primas al choque exógeno. Se observa que el impacto de los bienes de capital importado no afecta significativamente la trayectoria futura de las materias primas, comparado con un choque de productividad sobre las mismas. La última columna muestra la respuesta de la producción industrial a los diferentes choques de las variables de importación. En general, la trayectoria de la producción no se ve significativamente afectada por los choques de importación de capital y materias primas. Esto corrobora que la producción industrial responde de forma inelástica ante los aumentos de materias primas y bienes de capital. En

cada uno de los gráficos se presentan los desvíos porcentuales de los niveles de las series calculadas con el *shock* con respecto a los niveles proyectados de las variables.

En los gráficos 5 y 6 se presenta la respuesta de la producción industrial ante los choques de importación de materias primas y bienes de capital de forma individual.

Gráfico 5.



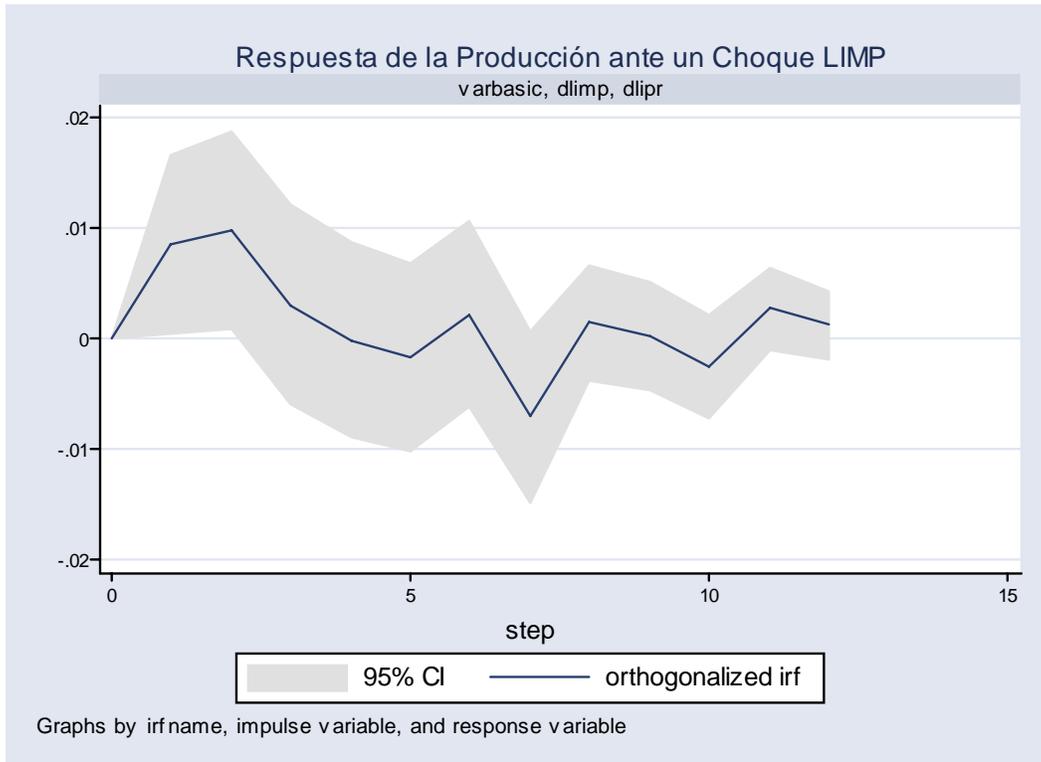
Fuente: Cálculos con base en el modelo MCE estimado.

El gráfico 5 revela que el impacto inicial de la dinámica industrial derivado de un choque de importaciones en bienes de capital es negativo el primer mes después del impacto. A

partir del segundo mes la trayectoria de la producción alcanza un máximo más o menos en el tercer mes, para luego retornar lentamente, de forma oscilante, hacia su nivel inicial.

La respuesta del crecimiento industria derivado de un choque de importación de materias primas se presenta en el gráfico 6. Se observa que la trayectoria de la producción es positiva en los tres meses siguientes después del impacto, alcanzando un máximo en el tercer mes. A partir de ahí el impacto de la producción se va desvaneciendo gradualmente, con una caída significativa en el séptimo mes. Este comportamiento de la producción es consistente con la estimación de las elasticidades de corto plazo con respecto a las materias primas, las cuales resultaron ser de mayor magnitud que las de largo plazo. Esto reafirma que en el corto plazo la producción responde significativamente a los impulsos de la importación de materias primas, dado que ajustar el *stock* de capital en el corto plazo con el fin de aumentar la producción es más complicado.

Gráfico 6.



Fuente: Cálculos con base en el modelo MCE estimado.

5. Conclusiones

El objetivo de este documento fue determinar la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre la producción industrial, la importación de bienes de capital y de materias primas. En primer lugar, al aplicar el test de integrabilidad de las series en presencia de estacionalidad se encontró que las variables transformadas mediante logaritmos presentan una raíz unitaria ordinaria y estacional; es decir, son series estacionalmente integradas. No obstante, al aplicar la diferencia estacional a las mismas se logra rechazar la hipótesis de existencia de raíces unitarias en la mayoría de frecuencias. Una vez determinado el orden

de integrabilidad de las variables se utilizó el procedimiento de Engle, Hylleberg, Granger, Lee con el fin de explicar el proceso de ajuste o la dinámica de corto plazo entre la actividad industrial, la importación de bienes de capital y de materias primas a través de un vector de cointegración y mecanismo de corrección del error cuando las series presentan estacionalidad y raíces unitarias en frecuencias estacionales.

Los resultados revelan la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables producción industrial, importación de bienes de capital y materias primas, la cual es altamente significativa. La estimación del vector de cointegración revela que la producción industrial es inelástica en el largo plazo con respecto a los cambios en la importación de bienes de capital y de materias primas. No obstante, la elasticidad de corto plazo (de los bienes de capital y materias primas) estimada a través del Modelo de Corrección del Error (MCE) es un poco más grande que la de largo plazo y tiene un impacto altamente significativo sobre la producción industrial, especialmente la importación de materias primas.

La estimación del MCE permitió estimar la velocidad de ajuste al equilibrio de la producción industrial cuando es afectada por un choque de tipo exógeno. En efecto, el coeficiente estimado que acompaña a los residuos rezagados arrojó un valor de 0,18% y presenta el signo correcto (negativo) y es altamente significativo. Esto implica que un *shock* exógeno que afecte a la dinámica industrial se corrige dos meses después en cerca de 0,18 puntos porcentuales.

Finalmente, la evidencia empírica reportada en este trabajo permite realizar la siguiente interpretación de la dinámica industrial en el largo y corto plazo. En el corto plazo la respuesta de la producción industrial al crecimiento de la importación de materias primas es positiva y altamente significativa, aunque de forma inelástica; es decir, el aumento de la actividad industrial es menos que proporcional al de las materias primas. A largo plazo la respuesta de la producción es menor y responde más a la importación de bienes de capital. Así, en el corto plazo la producción es más elástica a la importación de materias primas que a la de bienes de capital. Tal característica permite concluir que la respuesta en el corto plazo de la actividad industrial ante un *shock* exógeno, por ejemplo, un *shock* positivo de productividad, podría inducir a la importación de materias primas, pero a largo plazo éstas se complementan con la importación de bienes de capital.

Bibliografía

Beaulieu J, Miron J (1992). Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data. *NBER*, núm. 126, agosto.

Enders W (1995). Applied Econometric Time Series. Wiley series in Probability and Mathematical Statistics.

Engle RF, Granger WJ (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econométrica*.

Engle RF, Granger WJ, Hylleberg S, Lee HS (1993). Seasonal Cointegration. *Journal of Econometrics*, núm. 55.

Engle R, Yoo S (1991). Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems. *Journal of Econometrics*, núm. 35.

Eslava M, Haltiwanger J, Kugler A, Kugler M (2005). Employment and Capital Adjustments after Factor Market Deregulation: Panel Evidence from Colombian Plants. *Documentos de Investigación*, Facultad de Economía, Universidad de los Andes, mayo de 2005.

Galvis AL, Aguilera DM (1999). Determinantes de la demanda por turismo hacia Cartagena, 1987-1998. *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, núm. 9, marzo.

Gonzalo J (1992). Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships. *Journal of Econometrics*, núm. 60, julio.

Hylleberg S, Engle R, Granger WJ, Yoo BS (1990). Seasonal Integration and Cointegration. *Journal of Econometrics*, núm. 44.

Johansen S. (1989). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, núm. 12.

Misas M, Suescún R (1993). Funciones de demanda de dinero y el comportamiento estacional del mercado monetario. *Ensayos sobre Política Económica*, núm. 23, junio.

Misas M, López E (2000). La utilización de la capacidad instalada de la industria en Colombia: un nuevo enfoque. *Ensayos sobre Política Económica*, núm. 38, diciembre.

Nicholson P (1999). Proyecciones del Estimador Mensual Industrial (EMI).

Otero J, Smith J (2002). Seasonal Adjustment and Cointegration. *Borradores de Investigación*, núm. 32, Universidad del Rosario, noviembre.

Ramírez, Chica (1990). La metodología de la cointegración: presentación y algunas aplicaciones. *Revista Desarrollo y Sociedad*, Universidad de los Andes.

Suriñac, Artis, López, Sansó (1995). Análisis económico regional: nociones básicas de la teoría de la cointegración. Editorial Antoni Bosch.

Zuccardi I (2001). Demanda por importaciones en Colombia: una estimación. *Archivos de Economía*, núm. 153, DNP, julio.

ANEXOS

Anexo 1. Prueba de raíces unitarias en series estacionales

Uno de los problemas que se genera cuando no se trabaja con series de tiempo a la frecuencia cero (periodicidad anual) es que el fenómeno de integrabilidad, cointegración y mecanismo de corrección de errores cambia en presencia de estacionalidad. Por consiguiente, hay que realizar un análisis de raíces unitarias estacionales que pueden generar regresiones de tipo espurio si no se tienen en cuenta en el análisis de estimación. Específicamente, la aplicación de los test tradicionales como el de Dickey-Fuller puede estar sesgada a concluir erróneamente la existencia de raíces unitarias.

En presencia de estacionalidad se debe contrastar la existencia de raíces unitarias estacionales en las series de tiempo analizadas. De esta forma, se emplea el contraste de Beaulieu y Miron (1992) para datos mensuales, generalización del contraste llevado a cabo por Hylleberg et al. (1990). El contraste propuesto en ambos trabajos es el mismo, con la diferencia en la definición de algunas variables auxiliares. Adicionalmente, los dos contrastes proporcionan valores críticos de los estadísticos propuestos en el contraste (t-ratios y F-ratios). Sin embargo, Beaulieu y Miron construyen las variables auxiliares de

manera que sean ortogonales entre sí y derivan las distribuciones asintóticas de los estadísticos basadas en procesos de Wiener y con un mayor número de replicaciones.

Para contrastar la hipótesis nula de que la serie $x_t \approx SI(2,1)$ se propone estimar el siguiente modelo:⁴

$$A.1. \Delta\Delta_{12}x_t = \sum_{k=1}^{12} \pi_k y_{k,t-1} + m_1 + m_0 t + \sum_{k=2}^{12} m_k S_{k,t} + \sum_{i=1}^p b_i \Delta\Delta_{12}x_{t-i} + \varepsilon_t$$

Donde $S_{k,t}$ son variables ficticias estacionales, p es lo suficientemente elevado para garantizar que la perturbación se comporte como ruido blanco y:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= (1-L)S_{12}(L)x_t = (1-L)(1+L+L^2+\dots+L^{11})x_t = \Delta_{12}x_t \\ y_{2t} &= -(1-L)(1-L+L^2-L^3+L^4-L^5+L^6-L^7+L^8-L^9+L^{10}-L^{11})x_t \\ &\cdot \\ &\cdot \\ &\cdot \\ y_{12t} &= -\frac{1}{2}(1-L)(1+\sqrt{3}L+2L^2+\sqrt{3}L^3+L^4-L^6-\sqrt{3}L^7-2L^8-\sqrt{3}L^9-L^{10})x_t \end{aligned}$$

Las variables y_{kt} son sucesivas transformaciones de x_t de manera que cada y_{kt} únicamente tiene, bajo la hipótesis nula, una raíz unitaria, ya sea real o compleja. Así, y_1 tiene bajo la

⁴ Para contrastar $x_t \approx SI(1,1)$ se debe sustituir $\Delta\Delta_{12}x_t$ por $\Delta_{12}x_t$ en la ecuación, y dividir cada y_{kt} por $(1-L)$.

Ho, la raíz asociada a $(1-L)$, y_2 la asociada a $(1+L)$, y cada y_i , $i = 3, \dots, 12$ tiene una raíz compleja de módulo unidad. De esta forma, las raíces estacionales de x_t serán unitarias si los π_i asociados a las respectivas $y_{i,t-1}$ son nulos. Es decir, debe contrastarse la significancia de cada π_i con su estadístico t correspondiente.

Si existe raíz unitaria en la frecuencia cero y/o en la frecuencia $1/2$, el parámetro π_1 y/o π_2 no serán significativos respectivamente. Para contrastar la significancia conjunta de cada par de raíces complejas conjugadas, es decir Ho: $\pi_i = \pi_{i+1} = 0 = \{3,5,7,9,11\}$, se usará el estadístico F.

Anexo 2. Prueba de cointegración en presencia de estacionalidad

Cuando las series exhiben estacionalidad y raíces unitarias en frecuencias estacionales la prueba de cointegración se lleva a cabo empleando el procedimiento de Engle, Granger, Hylleberg, Lee (1993). Si se considera un par de series mensuales x_t y y_t con media cero e integradas en todas las frecuencias, se debe contrastar la significancia de los parámetros γ_i en la ecuación:

A.2.1

$$\Delta_{12}y_t = \sum_{j=1}^q \delta_j \Delta_{12}Y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta_{12}x_{t-j} + \gamma_1(y_{1,t-1} - \alpha_{12}x_{1,t-1}) + \gamma_2(y_{2,t-1} - \alpha_{22}x_{2,t-1}) - (\gamma_3 + \gamma_4 L)$$

$$(y_{3,t-2} - \alpha_{32}x_{3,t-2} - \alpha_{41}y_{3,t-3} - \alpha_{42}x_{3,t-3}) + \varepsilon_t$$

donde:

$$A.2.2 \quad y_{i,t} = \Psi_i y_t; x_{i,t} = \Psi_i x_t$$

$$A.2.3 \quad \begin{aligned} \Psi_1 &= (1 + L + L^2 + \dots + L^{11}), \Psi_2 = -(1 - L + L^2 - L^3 + L^4 - \dots - L^{11}) \\ \Psi_3 &= -(1 - L)(L - L^3 + L^5 - L^7 + L^9 - L^{11}) \end{aligned}$$

La prueba de cointegración es equivalente a la de detectar el orden de integración de una serie; por ejemplo, si existe cointegración en la frecuencia cero, el γ_1 será significativo. De igual forma para detectar la cointegración en la frecuencia $\frac{1}{2}$, evaluando la significancia del parámetro γ_2 .

Cuando no existe integrabilidad en todas las frecuencias, Engle *et al.* (1993) proponen un procedimiento en varias etapas. De acuerdo con este procedimiento, en la frecuencia cero se estimaría una función de producción de largo plazo de la forma:

$$A.2.4 \quad Y = a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2 + U_t$$

Las series Y, X₁ y X₂ son una transformación de las variables originales de producción industrial, importación de bienes de capital e importación de materias primas

respectivamente de acuerdo con la expresión (13) del documento. El contraste se lleva a cabo a través del procedimiento de Engle-Granger (1987) contrastando la estacionariedad de los residuos de la expresión A.2.4.

La corrección del error se incluye adicionando los residuos de la ecuación cointegrante A.2.4 rezagados un período U_{t-1} , acorde con un modelo dinámico de la forma:

$$A.2.5 \quad \Delta Y_t = b_0 + \sum_{s=1}^{n1} b_{1s} \Delta Y_{t-s} + \sum_{s=0}^{n2} b_{2s} \Delta X_{1,t-s} + \sum_{s=0}^{n3} b_{3s} \Delta X_{2,t-s} + \lambda U_{t-1} + \varepsilon_t$$

En donde U_{t-1} son los residuos de la ecuación A.2.4 medidos como la diferencia de la variable Y_t y las variables explicativas, rezagados un período, de tal forma que se pueda realizar la estimación en una sola etapa:

$$A.2.6 \quad \Delta Y_t = d_0 + \sum_{s=1}^{n1} b_{1s} \Delta Y_{t-s} + \sum_{s=0}^{n2} b_{2s} \Delta X_{1,t-s} + \sum_{s=0}^{n3} b_{3s} \Delta X_{2,t-s} + d_1 Y_{t-1} + d_2 X_{1,t-1} + d_3 X_{2,t-1} + \varepsilon_t$$

En la ecuación (A.2.6) las elasticidades de corto plazo para X_1 y X_2 vienen dadas por las siguientes expresiones, respectivamente:

$$\frac{\sum_{s=0}^{n2} b_{2s}}{\left(1 - \sum_{s=1}^{n1} b_{1s}\right)}, \frac{\sum_{s=0}^{n3} b_{3s}}{\left(1 - \sum_{s=1}^{n1} b_{1s}\right)}$$

A partir de los coeficientes d_i pueden calcularse las elasticidades de largo plazo para X_1 y X_2 que se derivan de la expresión (A.2.6):

$$a_1 = d_2 / d_1; a_2 = d_3 / d_1$$

En la ecuación A.2.5 λ representa el coeficiente de corrección del error o de velocidad de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo, cuando se presentan choques exógenos que desvían a las variables del equilibrio. Estos desequilibrios no pueden permanecer en el tiempo (largo plazo), ya que de acuerdo con Enders (1995) la combinación lineal de las variables en la relación de cointegración arroja como resultado una serie que es estacionaria; es decir, los choques sobre esta última son de naturaleza transitoria.

Anexo 3. Ecuación cointegrante de la función de producción

EQ(18) Modelling LIPR by OLS (using COINTEG-ESTACIONAL.xls)

The estimation sample is: 1993 (11) to 2005 (7)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
Constant	3.57076	0.1308	27.3	0.000	0.8485
CSeasonal_1	0.0529194	0.01726	3.07	0.003	0.0660
CSeasonal_4	-0.101367	0.01735	-5.84	0.000	0.2043
CSeasonal_5	-0.0316221	0.01716	-1.84	0.068	0.0249
CSeasonal_7	-0.0466612	0.01651	-2.83	0.005	0.0567
LIBK	0.153985	0.02904	5.30	0.000	0.1745
LIMP	0.150253	0.04440	3.38	0.001	0.0793
Trend	-0.00329782	0.0005187	-6.36	0.000	0.2331
sigma		0.0538022	RSS		0.384992192
R ²		0.560687	F(7,133) =		24.25 [0.000]**
log-likelihood		216.112	DW		0.769
no. of observations	141		no. of parameters	8	
mean(LIPR)	4.62788		var(LIPR)		0.00621526

residuals [1994 (11) to 2006 (7)]

Notas:

LIPR: logaritmo del índice de producción industrial

LIBK: logaritmo del índice de importación de bienes de capital

LIMP: logaritmo del índice de importación de materias primas

Cseasonal: variables *dummies* estacionales en diferentes períodos

Anexo 4. Prueba de estacionariedad en los residuos de la ecuación cointegrante

EQ(19) Modelling residuals by OLS (using COINTEG-ESTACIONAL.xls)

The estimation sample is: 1994 (12) to 2006 (7)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
residuals_1	0.600663	0.06656	9.02	0.000	0.3711
Constant	-0.000642630	0.003487	-0.184	0.854	0.0002
sigma	0.0412539	RSS	0.234860361		
R ²	0.371147	F(1,138) =	81.45 [0.000]**		
log-likelihood	248.677	DW	2.44		
no. of observations	140	no. of parameters	2		
mean(residuals)	-0.000763871	var(residuals)	0.00266767		

Notas:

Residuals_1: residuos de la ecuación cointegrante rezagados un periodo

Anexo 5. Mecanismo de corrección del error para la producción industrial

EQ(5) Modelling DLIPR by OLS (using COINTEG-ESTACIONAL.xls)

The estimation sample is: 1994 (3) to 2005 (7)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
DLIPR_1	-0.375153	0.08257	-4.54	0.000	0.1389
DLIPR_2	-0.275005	0.08309	-3.31	0.001	0.0788
Constant	-0.0106963	0.004228	-2.53	0.013	0.0476
DLIMP	0.285158	0.04566	6.25	0.000	0.2336
DLIMP_1	0.283397	0.05414	5.23	0.000	0.1763
DLIMP_2	0.205301	0.04969	4.13	0.000	0.1177
DLIBK	0.0623105	0.03208	1.94	0.054	0.0286
DLIBK_1	-0.0703836	0.03146	-2.24	0.027	0.0376
residuals_2	-0.186060	0.08117	-2.29	0.024	0.0394
sigma	0.0455843	RSS	0.265974541		
R ²	0.495079	F(8,128) =	15.69 [0.000]**		
log-likelihood	233.342	DW	2		
no. of observations	137	no. of parameters	9		

mean(DLIPR) 0.00114011 var(DLIPR) 0.00384499