Nº 321
Septiembre 2007



Documento de Trabajo
ISSN (edición impresa) **0716-7334**
ISSN (edición electrónica) **0717-7593**

Consumo de Acero, Inversión y Producto en América Latina. Un Análisis de Cointegración y de la Dinámica de Corto Plazo

Juan Eduardo Coeymans A.

Versión impresa ISSN: 0716-7334
Versión electrónica ISSN: 0717-7593

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA

Oficina de Publicaciones
Casilla 76, Correo 17, Santiago
www.economia.puc.cl

CONSUMO DE ACERO, INVERSIÓN Y PRODUCTO EN AMÉRICA LATINA. UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN Y DE LA DINÁMICA DE CORTO PLAZO

Juan Eduardo Coeymans A.*

Documento de Trabajo Nº 321

Santiago, Septiembre 2007

---

*coeymans@faceapuc.cl

** Agradezco a la señora Amparo Palacios su eficiente desempeño como asistente de investigación para este trabajo. Asimismo, mis agradecimientos a CEPAL, en especial a André Hoffman y Claudio Aravena, quienes nos proporcionaron los datos de PIB e inversión de distintos países de América Latina. También agradezco a Alfredo Astaburuaga y Alberto Pose del Instituto Latinoamericano del Fierro y Acero sus valiosos comentarios y sugerencias.

INDEX

1. INTRODUCCIÓN 1

2. ESPECIFICACIÓN DE LOS MODELOS 2
2.1 Derivación del modelo básico a partir de relaciones de insumo producto 3
2.2 El modelo lineal en las variables 11
2.3 Modelo alternativo 14

3. CONSIDERACIONES ESTADÍSTICAS 16

4. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES 19
4.1 Resultados del Modelo Lineal en las Variables 19
4.2 Estimación del Modelo Alternativo para América Latina 27
4.3 La relación entre el Consumo Agregado de América Latina y el Consumo de Cuatro Países 33

5. PRINCIPALES CONCLUSIONES 36

REFERENCIAS 37

1. Introducción

En este artículo se presentan los resultados de un modelo econométrico que permite analizar la conducta a través del ciclo y en el largo plazo del consumo de acero de laminados en América Latina en su conjunto. En el modelo cobra especial importancia el rol del crecimiento del PIB y la inversión. Los resultados reportados en este trabajo forman parte de un estudio más amplio donde también se analizaron los casos individuales de Argentina, Brasil, Chile y México.[1]

El acero se usa como insumo intermedio de la producción de bienes, los cuales tienen distintas intensidades en el consumo de ese bien. Cambios en la composición de la producción debieran traducirse en cambios en el consumo de acero. Por otro lado, la estructura de la demanda incide en la de la producción. Esto significa que la composición de la demanda por todo tipo de bienes de la economía afecta la demanda de acero. A partir de relaciones de insumo producto, explicadas mas abajo, se puede ver que la composición de la demanda por bienes está determinada por la estructura del PIB según componentes de demanda final (consumo, inversión, gasto de gobierno y exportaciones netas).

En este trabajo interesa saber cómo la composición de la demanda final incide en el consumo de acero, desagregando el PIB en dos partes, inversión bruta y "resto del PIB." Considerando las diferencias entre las intensidades en el consumo de acero de los bienes destinados a inversión respecto a los otros bienes de la economía y las diferencias de respuesta ante el ciclo entre ambos tipos de bienes, la desagregación empleada permite comprender mejor la respuesta del consumo de acero a través del ciclo.[2] Por otro lado, la descomposición del PIB permitirá a futuro ligar los modelos aquí construidos con un modelo macro donde se determine conjuntamente las evoluciones del PIB y la inversión.

---

[1] Ver Coeymans (2006) El efecto de la inversión y del producto interno bruto sobre la dinámica del consumo de acero en América Latina: Un análisis econométrico. (Documento de ILAFA)

[2] En un estudio previo para ILAFA, Coeymans (2005 a), se analizó la relación entre consumo de acero y la producción agregada, medida por el producto interno bruto (PIB).

Los modelos estimados son multivariables, donde la variable dependiente es el consumo aparente de acero. El consumo aparente de cualquier bien se calcula como la suma de la producción doméstica mas las importaciones y menos las exportaciones. Las variables explicativas de los modelos son la inversión, el resto de los componentes del Producto Interno Bruto (PIB) y rezagos de estas variables. La estructura dinámica de los modelos permite distinguir respuestas a distintos plazos ante cambios de la inversión o del re-sto del PIB.

En la sección siguiente se explica la especificación de los modelos. En la sección 3 se describe la metodología econométrica empleada. En la sección 4 se presentan los resultados de las estimaciones y en la sección 5 se señalan las principales conclusiones. En el Anexo se presentan los datos empleados.

2. Especificación de los modelos

El consumo aparente de acero es realizado básicamente por empresas que necesitan acero como "insumo intermedio" para la producción de otros bienes. Sólo una proporción ínfima del consumo aparente de acero forma parte de la "demanda final", la que incluye el consumo privado y público, la inversión o formación bruta en capital fijo, la variación de existencias y las exportaciones. A pesar de que la inversión bruta en capital fijo no incluye directamente el acero, cambios en ella generan efectos sobre el consumo de acero, ya que éste es un insumo intermedio utilizado en la producción de otros bienes que sí forman parte de la inversión bruta en capital fijo (por ejemplo, la construcción, la fabricación de maquinarias y vehículos, etc.). De igual manera, el acero no forma parte del consumo agregado, sin embargo, cambios de este ítem de la demanda final resultan en cambios de la demanda por acero porque este bien es un insumo de la producción de bienes de consumo.

Considerando la importancia del acero como insumo intermedio para la producción de otros bienes, la relación entre el consumo de acero, por un lado, y la inversión y otros componentes de la demanda final, por otro, se puede derivar a partir de las relaciones de

insumo producto que existen en cualquier economía. Esta derivación, que se presenta a continuación, permite comprender mejor lo que hay detrás de las relaciones empíricas que se estimarán en el trabajo. El lector no interesado en estos detalles técnicos puede pasar a la subsección 2.2.

2.1 Derivación del modelo básico a partir de relaciones de insumo producto

Los parámetros que definen las relaciones de insumo producto pueden variar debido a "cambios técnicos" o en respuesta a cambios de precios, que están ausentes del análisis por limitaciones de información. Estos cambios de parámetros, sin embargo, serán considerados exógenos y, por lo tanto, no explicados dentro del modelo. Implícitamente se supone que no hay sustitución significativa entre acero y otros productos.

Los usos o destinos del "consumo aparente" de cualquier bien, medidos como la producción doméstica más importaciones menos exportaciones, se pueden desagregar en demanda intermedia y en componentes de la demanda final. La identidad contable básica que define esta desagregación es la siguiente:

$$DA_i = X_i + M_i - E_i = \sum_{i=1}^{n} X_{ij} + C_i + G_i + F_i + S_i \qquad (1)$$

i = 1,2, 3....n

j = 1,2, 3....n

donde, DA_i = consumo aparente del bien i; X_i = producción doméstica del bien i; M_i = importaciones del bien i; E_i = exportaciones del bien i; X_{ij} = demanda o uso del bien i como insumo intermedio para la producción del bien j; C_i = consumo del bien i, nacional mas importado, por parte del sector privado; G_i = consumo de gobierno del bien i, nacional mas importado; F_i = formación bruta de capital fijo en bienes del tipo i, nacionales e importados; S_i = acumulación de existencias del bien i, nacionales mas importadas. La expresión ($X_i + M_i - E_i$) define la oferta total del bien para el mercado doméstico, la cual

tiene que ser igual a la demanda total que se origina en ese mismo mercado ($\sum_{i=1}^{n} X_{ij}$ + C_i + $G_i + F_i + S_i$).

Suponiendo proporciones fijas en los insumos intermedios:

$$X_{ij} = a_{ij} X_j \qquad (2)$$

donde a_{ij} = coeficiente "técnico" que expresa la cantidad del insumo i requerido para la producción de una unidad del bien j.

Combinando (1) y (2):

$$DA_i = X_i + M_i - E_i = \sum_{i=1}^{n} a_{ij} X_j + C_i + G_i + F_i + S_i \qquad (3)$$

Existen n ecuaciones del tipo (3), una por cada bien i. Escribiendo en negrita las matrices y vectores, el conjunto de n demandas expresadas por la ecuación (3) se puede expresar como:

$$\mathbf{DA} = \mathbf{X} + \mathbf{M} - \mathbf{E} = \mathbf{AX} + \mathbf{C} + \mathbf{G} + \mathbf{F} + \mathbf{S} \qquad (4)$$

donde,

$$\mathbf{DA} = \begin{bmatrix} DA_1 \\ DA_2 \\ . \\ . \\ DA_n \end{bmatrix} \quad \mathbf{X} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ . \\ . \\ X_n \end{bmatrix} \quad ; \ \mathbf{M} = \begin{bmatrix} M_1 \\ M_2 \\ . \\ . \\ M_n \end{bmatrix} \quad ; \mathbf{E} = \begin{bmatrix} E_1 \\ E_2 \\ . \\ . \\ E_n \end{bmatrix} \quad ; \ \mathbf{A} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & . & . & a_{1n} \\ a_{21} & a_{22} & . & . & a_{2n} \\ . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . \\ a_{n1} & a_{n1} & . & . & a_{nn} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{C} = \begin{bmatrix} C_1 \\ C_2 \\ . \\ . \\ C_n \end{bmatrix}; \quad \mathbf{G} = \begin{bmatrix} G_1 \\ G_2 \\ . \\ . \\ G_n \end{bmatrix}; \quad \mathbf{F} = \begin{bmatrix} F_1 \\ F_2 \\ . \\ . \\ F_n \end{bmatrix}; \quad \mathbf{S} = \begin{bmatrix} S_1 \\ S_2 \\ . \\ . \\ S_n \end{bmatrix}$$

Así se puede ver que **DA** es el vector columna que contiene las demandas aparentes por cada bien i; **X** es el vector que contiene las cantidades de producción doméstica de los n bienes; **M** es el vector de las importaciones de los n bienes; **E** es el vector de las exportaciones de los n bienes; **A** es la matriz de n por n que contiene los coeficientes técnicos de la matriz insumo producto nacional mas importada; **C, G, F** y **S** son los vectores de los distintos bienes, nacionales mas importados, demandados para consumo privado, consumo de gobierno, formación bruta en capital fijo (o inversión bruta) y acumulación de existencias, respectivamente.

Despejando el vector **X** de la ecuación (4):

$$\mathbf{X} = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1}(\mathbf{C} + \mathbf{G} + \mathbf{F} + \mathbf{S} + \mathbf{E} - \mathbf{M}) \qquad (5)$$

donde **I** es la matriz identidad, $(\mathbf{I-A})^{-1}$ es la matriz inversa de (**I-A**).

Definiendo la matriz $R = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1}$:

$$\mathbf{X} = \mathbf{R}\,(\mathbf{C} + \mathbf{G} + \mathbf{F} + \mathbf{S} + \mathbf{E} - \mathbf{M}) \qquad (6)$$

Sumando a ambos lados **M - E**, se obtiene una ecuación para el vector de las demandas o consumos aparentes de los n bienes (**DA**) que depende sólo de los componentes de la demanda final y de los coeficientes de insumo producto:

$$\mathbf{DA} = \mathbf{R}\,(\mathbf{C} + \mathbf{G} + \mathbf{F} + \mathbf{S} + \mathbf{E} - \mathbf{M}) + \mathbf{M} - \mathbf{E} \qquad (7)$$

Factorizando, la ecuación (7) se puede escribir como:

$$\mathbf{DA} = \mathbf{R}(\mathbf{C} + \mathbf{G} + \mathbf{F} + \mathbf{S}) + (\mathbf{I} - \mathbf{R})\,\mathbf{M} + (\mathbf{R} - \mathbf{I})\,\mathbf{E} \qquad (8)$$

Los distintos componentes de la demanda final se pueden especificar a través de las siguientes relaciones:

$$\mathbf{C} = \mathbf{c}\,CP \qquad (9)$$
$$\mathbf{G} = \mathbf{g}\,CG \qquad (10)$$
$$\mathbf{F} = \mathbf{f}\,FB \qquad (11)$$
$$\mathbf{S} = \mathbf{s}\,ST \qquad (12)$$
$$\mathbf{E} = \mathbf{e}\,EX \qquad (13)$$
$$\mathbf{M} = \mathbf{m}\,IM \qquad (14)$$

donde CP, CG, FB, ST, EX e IM son escalares correspondientes a consumo privado total (CP), consumo de gobierno total (CG), formación bruta en capital fijo total (FB), acumulación de existencias (ST), exportaciones totales (EX) e importaciones totales (IM). Por otro lado, **c, g, f, s, e, m** son vectores columna que contienen los coeficientes de participación de cada bien dentro del ítem agregado de la demanda final correspondiente. Así, las ecuaciones (9) a (14) se pueden representar también como:

$$\mathbf{C} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ . \\ . \\ c_n \end{bmatrix} CP \;;\; \mathbf{G} = \begin{bmatrix} g_1 \\ g_2 \\ . \\ . \\ g_n \end{bmatrix} CG \;;\; \mathbf{F} = \begin{bmatrix} f_1 \\ f_2 \\ . \\ . \\ f_n \end{bmatrix} FB \;;\; \mathbf{S} = \begin{bmatrix} s_1 \\ s_2 \\ . \\ . \\ s_n \end{bmatrix} ST$$

$$\mathbf{E} = \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ . \\ . \\ e_n \end{bmatrix} EX \; ; \quad \mathbf{M} = \begin{bmatrix} m_1 \\ m_2 \\ . \\ . \\ m_n \end{bmatrix} IM$$

Combinando las ecuaciones (9) a (14) con la ecuación (8), ésta última se puede escribir como:

$$\mathbf{DA} = \mathbf{R}(\mathbf{c}CP + \mathbf{g}CG + \mathbf{f}\,FB + \mathbf{s}\,ST) + (\mathbf{I} - \mathbf{R})\,\mathbf{m}\,IM + (\mathbf{R} - \mathbf{I})\,\mathbf{e}\,EX \qquad (15)$$

Denominando $\mathbf{I}-\mathbf{R} = \boldsymbol{\Pi}$:

$$\mathbf{DA} = \mathbf{R}(\mathbf{c}CP + \mathbf{g}CG + \mathbf{f}\,FB + \mathbf{s}\,ST) + \boldsymbol{\Pi}\,(\mathbf{m}\,IM - \mathbf{e}\,EX) \qquad (16)$$

La demanda aparente de un bien i corresponde a la fila i ésima del sistema expresado por la ecuación (16). Así:

$$DA_i = CP\left[\sum_{j=1}^{n} r_{ij}c_j\right] + CG\left[\sum_{j=1}^{n} r_{ij}g_j\right] + FB\left[\sum_{j=1}^{n} r_{ij}f_j\right] + ST\left[\sum_{j=1}^{n} r_{ij}s_j\right] + IM\left[\sum_{j=1}^{n} \pi_{ij}m_j\right]$$

$$- EX\left[\sum_{j=1}^{n} \pi_{ij}e_j\right] \qquad (17)$$

donde r_{ij} es el coeficiente correspondiente a la columna j de la fila i de la matriz **R**, π_{ij} es el coeficiente correspondiente a la columna j de la fila i de la matriz $\boldsymbol{\Pi}$.

Dada la alta variabilidad de la inversión a través del ciclo, interesa ver su efecto directo sobre el consumo de acero. Por esto, la variable FB entrará directamente en el modelo final. Para la determinación de otros componentes agregados de la demanda final, CP, CG, ST e IM, se especifican funciones lineales del PIB y de términos aleatorios (u). Las

exportaciones totales (EX) se determinan como una función del PIB, del tiempo (T) y de un término aleatorio (u_e). Así:

$$CP = \alpha_C + \beta_c PIB + u_c \quad (18)$$

$$CG = \alpha_g + \beta_g PIB + u_g \quad (19)$$

$$IM = \alpha_m + \beta_m PIB + u_m \quad (20)$$

$$ST = \alpha_s + \beta_s PIB + u_s \quad (21)$$

$$EX = \alpha_e + \beta_e PIB + \gamma T + u_e \quad (22)$$

Combinando la ecuación (17) con las ecuaciones (18) a (22), la demanda aparente del bien i se puede expresar como:

$$DA_i = (\alpha_C + \beta_c PIB + u_c)\left[\sum_{j=1}^{n} r_{ij} c_j\right] + (\alpha_g + \beta_g PIB + u_g)\left[\sum_{j=1}^{n} r_{ij} g_j\right] + FB\left[\sum_{j=1}^{n} r_{ij} f_j\right]$$

$$+ (\alpha_s + \beta_s PIB + u_s)\left[\sum_{j=1}^{n} r_{ij} s_j\right] + (\alpha_m + \beta_m PIB + u_m)\left[\sum_{j=1}^{n} \pi_{ij} m_j\right]$$

$$- (\alpha_e + \beta_e PIB + \gamma T + u_e)\left[\sum_{j=1}^{n} \pi_{ij} e_j\right] \quad (23)$$

Factorizando:

$$DA_i = b_1 + b_2 PIB + b_3 FB + b_4 T + u_i \quad (24)$$

donde,

$$b_1 = \alpha_C\left[\sum_{j=1}^{n} r_{ij} c_j\right] + \alpha_g\left[\sum_{j=1}^{n} r_{ij} g_j\right] + \alpha_s\left[\sum_{j=1}^{n} r_{ij} s_j\right] + \alpha_m\left[\sum_{j=1}^{n} \pi_{ij} m_j\right] - \alpha_e\left[\sum_{j=1}^{n} \pi_{ij} e_j\right]$$

$$b_2 = \beta_C \left[\sum_{j=1}^{n} r_{ij} c_j \right] + \beta_g \left[\sum_{j=1}^{n} r_{ij} g_j \right] + \beta_s \left[\sum_{j=1}^{n} r_{ij} s_j \right] + \beta_m \left[\sum_{j=1}^{n} \pi_{ij} m_j \right] - \beta_e \left[\sum_{j=1}^{n} \pi_{ij} e_j \right]$$

$$b_3 = \left[\sum_{j=1}^{n} r_{ij} f_j \right]$$

$$b_4 = - \gamma \left[\sum_{j=1}^{n} \pi_{ij} e_j \right]$$

$$u_i = u_c \left[\sum_{j=1}^{n} r_{ij} c_j \right] + u_g \left[\sum_{j=1}^{n} r_{ij} g_j \right] + u_s \left[\sum_{j=1}^{n} r_{ij} s_j \right] + u_m \left[\sum_{j=1}^{n} \pi_{ij} m_j \right] - u_e \left[\sum_{j=1}^{n} \pi_{ij} e_j \right]$$

Considerando al acero como el bien i, de la ecuación (24) se desprende que la demanda aparente por acero depende del PIB, de la formación bruta en capital fijo (FB), de una tendencia y de un término aleatorio que es una combinación lineal de otros. Así, si los coeficientes permanecieran constantes, se obtiene una forma lineal para el consumo aparente de acero.

Los coeficientes asociados a cada variable miden el efecto de un cambio en la variable respectiva manteniendo constantes el resto de las variables explicativas. Por lo tanto, b_2 mide el efecto sobre DA_i de un aumento del PIB manteniendo constante FB, o sea mide el impacto de un aumento en el resto de los componentes del PIB. Por otro lado b_3 mide el efecto directo de un aumento de la formación bruta de capital fijo (FB) manteniendo constante al PIB, lo que supone una disminución compensatoria de los otros componentes del PIB.

También debe señalarse que el efecto de FB sobre el consumo de acero medido por b_3 no incluye el efecto indirecto vía el impacto que la inversión tiene sobre el PIB, lo que está fuera de los límites del presente trabajo.

Considerando que la asociación estadística entre el PIB y FBKF produce colinealidad entre las variables explicativas, lo que deteriora la significancia estadística de los estimadores de los coeficientes, es conveniente reparametrizar el modelo separando el PIB entre FB y el

resto de los componentes. Sumando y restando (b_2 FB), la ecuación (24) se puede escribir como:

$$DA_i = b_1 + b_2(PIB - FB) + (b_3 + b_2)FB + \beta_4 T + u_i \quad (25)$$

Por lo tanto:

$$DA_i = \beta_1 + \beta_2 (PIB - FB) + \beta_3 FB + \beta_4 T + u_i \quad (26)$$

donde, $b_1 = \beta_1$; $b_2 = \beta_2$, y $\beta_3 = b_3 + b_2$.

La ecuación (26) representa la estructura básica para analizar la relación entre la formación bruta de capital fijo y el consumo (aparente) de acero.

El coeficiente β_2 de la ecuación (26) mide el efecto de un aumento en (PIB – FB), manteniendo constante FB, o sea mide el efecto de un aumento en los otros componentes del PIB distintos a FB acompañado de un aumento igual en el PIB, que es lo mismo señalado más arriba al analizar el efecto de b_2 (y por eso $b_2=\beta_2$). Por otro lado, β_3 mide el efecto de un aumento en FB manteniendo constantes a los otros componentes del PIB, esto es, mide el efecto de FB acompañado de un aumento igual en el PIB (solo así se asegura que (PIB-FB) permanezca constante.

Para analizar el efecto de un aumento del PIB sobre el consumo de acero manteniendo constante la composición del PIB, conviene partir del diferencial de la ecuación (26):

$$dDA_i = \beta_2 (dPIB - dFB) + \beta_3 dFB \quad (27)$$

Dado que:

$$FB = (FB/PIB)\ PIB \quad (28)$$

Si se va a mantener constante el porcentaje que representa la inversión dentro del PIB debe cumplirse que:

$$dFB = (FB/PIB)\, dPIB \tag{29}$$

Por lo tanto, combinando la ecuación (27) con la (29):

$$dDA_i = \beta_2 (dPIB - ((FB/PIB)\, dPIB)) + \beta_3 ((FB/PIB)\, dPIB) \tag{30}$$

Luego:

$$dDA_i = (\beta_2 - (1+\beta_3)(FB/PIB))\, dPIB \tag{31}$$

Por lo tanto, el efecto del aumento de una unidad del PIB sobre el consumo de acero, manteniendo constante la composición de la demanda es: $(\beta_2 - (1+\beta_3)(FB/PIB))$

Se espera que los efectos de aumentos de inversión bruta (básicamente construcción y maquinarias) versus aumentos en el resto del PIB tengan diferencias entre países. Así, por ejemplo, si un país tiene un mayor porcentaje de abastecimiento interno de la maquinaria destinada a la inversión, al aumentar la inversión tendrá un mayor impacto sobre la demanda de acero que otro país que importa una proporción mayor de sus maquinarias. Las diferencias en los tipos y tecnologías de construcción es otro ejemplo de por qué el impacto de la inversión diferirá entre países.

2.2 El modelo lineal en las variables

La ecuación (26) es válida sólo para el largo plazo, ya que no incorpora el hecho de que la reacción del consumo de acero, ante un cambio en la inversión o en el resto del PIB, puede ir variando con el horizonte de tiempo considerado para el análisis. Para dar cuenta de la naturaleza dinámica del fenómeno, en el modelo empírico se incluyen rezagos de las variables. Para la discusión que sigue, el número de rezagos se supondrá igual a tres,

aunque en los modelos estimados dicho número se determinó por medio de tests estadísticos.

Denominando el consumo aparente de laminados en el período t como CA_t el modelo empírico tiene la siguiente forma:

$$\begin{aligned} CA_t = {} & \alpha_1 + \alpha_2 (PIB_t - FB_t) + \alpha_3 (PIB_{t-1} - FB_{t-1}) + \alpha_4 (PIB_{t-2} - FB_{t-2}) + \alpha_5 (PIB_{t-3} - FB_{t-3}) \\ & + \alpha_6 FB_t + \alpha_7 FB_{t-1} + \alpha_8 FB_{t-2} + \alpha_9 FB_{t-3} \\ & + \alpha_{10} CA_{t-1} + \alpha_{11} CA_{t-2} + \alpha_{12} CA_{t-3} + \alpha_{13} T + u_t \end{aligned} \qquad (32)$$

donde se espera que u_t sea un término de error bien comportado estadísticamente (con media igual a cero ($Eu_t = 0$), independiente contemporáneamente de las variables explicativas[3], de varianza constante ($Eu^2 = \sigma^2$) y con covarianzas entre los u_t de distintos períodos iguales a cero ($Eu_t u_{t-j} = 0$, para $j \neq 0$)).

Para obtener la "ecuación de largo plazo", que define la relación que rige entre la variable dependiente y un conjunto de valores constantes de las variables explicativas una vez que la primera variable ha alcanzado el equilibrio, se deben igualar todos los subíndices a t, el error u_t a cero y despejar CA_t:

$$\begin{aligned} CA_t = {} & \frac{\alpha_1}{(1 - \alpha_{10} - \alpha_{11} - \alpha_{12})} + \frac{(\alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 + \alpha_5)}{(1 - \alpha_{10} - \alpha_{11} - \alpha_{12})} (PIB_t - FB_t) + \frac{(\alpha_6 + \alpha_7 + \alpha_8 + \alpha_9)}{(1 - \alpha_{10} - \alpha_{11} - \alpha_{12})} FB_t \\ & + \frac{\alpha_{13}}{(1 - \alpha_{10} - \alpha_{11} - \alpha_{12})} T \end{aligned} \qquad (33)$$

Debe hacerse notar que para que la ecuación (33) defina de verdad un equilibrio de largo plazo se requiere que la ecuación (32) sea dinámicamente estable.[4]

---

[3] Ello supone que un cambio aleatorio en el consumo de acero no tiene mayor incidencia en la inversión total ni en el PIB. En otras palabras se supone que las variables explicativas no son endógenas.

[4] Para que exista este equilibrio se requiere que la serie CA sea estacionaria, condicional a las variables explicativas distintas de los rezagos de CA, lo cual requiere que los valores absolutos de las raíces de la ecuación característica correspondiente a (32) sean menores que uno.

La forma de la ecuación (33) es igual a la (26) sin el término aleatorio (u_t), lo que significa que los coeficientes que acompañan a las variables explicativas en la ecuación (33) corresponden a los coeficientes β_1, β_2, β_3 y β_4 de la ecuación (26).

La ecuación (32) también se puede reparametrizar como un modelo donde la variable explicada es el cambio de la variable original y las explicativas son cambios presentes y rezagados mas los niveles en el período t-1:

$$\begin{aligned}\Delta CA_t = {} & \alpha_1 + \alpha_{13} - (\alpha_{11} + \alpha_{12})\Delta CA_{t-1} - \alpha_{12}\Delta CA_{t-2} + \alpha_2 \Delta(PIB_t - FB_t) - (\alpha_4 + \alpha_5)\Delta(PIB_{t-1} - FB_{t-1}) \\ & - \alpha_5\Delta(PIB_{t-2} - FB_{t-2}) + \alpha_6\Delta FB_t - (\alpha_8 + \alpha_9)\Delta FB_{t-1} - \alpha_9\Delta FB_{t-2} \\ & + (\alpha_{10} + \alpha_{11} + \alpha_{12} - 1)CA_{t-1} + (\alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 + \alpha_5)(PIB_{t-1} - FB_{t-1}) \\ & + (\alpha_6 + \alpha_7 + \alpha_8 + \alpha_9)FB_{t-1} + \alpha_{13} T_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (34)$$

Nótese que ahora la constante es ($\alpha_1+\alpha_{13}$) debido a que la tendencia se definió en el período previo. También es posible definirla en t, en cuyo caso la constante vuelve a ser α_1.

La ecuación (32) también se puede reparametrizar como un "modelo de corrección de errores":

$$\begin{aligned}\Delta CA_t = {} & \alpha_{13} - (\alpha_{11} + \alpha_{12})\Delta CA_{t-1} - \alpha_{12}\Delta CA_{t-2} + \alpha_2 \Delta(PIB_t - FB_t) - (\alpha_4 + \alpha_5)\Delta(PIB_{t-1} - FB_{t-1}) \\ & - \alpha_5\Delta(PIB_{t-2} - FB_{t-2}) + \alpha_6\Delta FB_t - (\alpha_8 + \alpha_9)\Delta FB_{t-1} - \alpha_9\Delta FB_{t-2} \\ & - (1-\alpha_{10}-\alpha_{11}-\alpha_{12})\left\{ CA_{t-1} - \frac{\alpha_1}{(1-\alpha_{10}-\alpha_{11}-\alpha_{12})} - \frac{(\alpha_2+\alpha_3+\alpha_4+\alpha_5)}{(1-\alpha_{10}-\alpha_{11}-\alpha_{12})}(PIB_{t-1} - FB_{t-1}) \right. \\ & \left. - \frac{(\alpha_6+\alpha_7+\alpha_8+\alpha_9)}{(1-\alpha_{10}-\alpha_{11}-\alpha_{12})}(FB_{t-1}) - \frac{\alpha_{13}}{(1-\alpha_{10}-\alpha_{11}-\alpha_{12})}(T_{t-1}) \right\} + u_t \end{aligned} \quad (35)$$

La ecuación (35) tiene una interpretación directa. Señala que el cambio de CA_t se debe al efecto de la tendencia dado por α_{13}, a cambios de CA rezagados, a cambios de (PIB– FB) y FB en distintos períodos, a u_t y al efecto del término entre paréntesis "corchete". Este último término es el que le da el nombre a esta representación del modelo, ya que mide el desequilibrio entre CA_{t-1} y el valor que debería haber tomado CA_{t-1} de haber estado en el equilibrio de largo plazo dictado por la ecuación (33). En este formato del modelo se puede ver que una de las condiciones para que exista un equilibrio de largo plazo es que el valor absoluto de $(\alpha_{10}+ \alpha_{11}+ \alpha_{12})$ debe ser menor que uno, ya que para que el sistema converja a este equilibrio de largo plazo, el coeficiente $(-(1-\alpha_{10}- \alpha_{11}-\alpha_{12}))$ que multiplica al término del desequilibrio debe ser negativo y menor que dos en valor absoluto. De otra forma, cuando la variable dependiente en t-1 sea distinta al valor dictado por la ecuación de largo plazo, ella no tenderá hacia ese equilibrio, sino que se alejará del mismo.

2.3 Modelo Alternativo

En un trabajo anterior del autor (Coeymans, 2005 a) se usó una especificación lineal en los logaritmos donde el consumo de acero dependía del PIB, sin desagregar, y de rezagos de las variables. El modelo lineal en logaritmos puede justificarse fácilmente cuando el PIB es la única variable explicativa (más rezagos), como en el trabajo anterior. Como en este estudio se pretende examinar si hay un efecto específico de la inversión, una posibilidad es agregar al modelo del estudio anterior el logaritmo de la inversión (y rezagos) como una variable adicional. Esta forma, sin embargo, supone elasticidades constantes respecto del PIB y la inversión, lo que es inapropiado, ya que implicaría que un aumento de 10% de la inversión cuando ésta es el 10% del PIB (en una recesión), por ejemplo, produciría el mismo cambio porcentual del consumo de acero que cuando la inversión representa, por ejemplo, un 30% del PIB (en un "boom").

Una forma de combinar la especificación lineal en los logaritmos y al mismo tiempo considerar un efecto diferencial de la inversión que no tiene este problema es incluir la razón entre inversión y PIB como variable explicativa adicional. Esta forma supone que si no cambia esta razón, el consumo de acero variará de acuerdo al PIB con elasticidades 45

constantes. Si aumenta la participación de la inversión dentro del PIB, se espera un aumento del consumo de acero para los mismos niveles de PIB. Así, usando el formato de la ecuación (32), la ecuación alternativa se puede escribir como:

$$\log(CA_t) = \alpha_1 + \alpha_2 \log(PIB_t) + \alpha_3 \log(PIB_{t-1}) + \alpha_4 \log(PIB_{t-2}) + \alpha_5 \log(PIB_{t-3})$$
$$+ \alpha_6 \frac{FB_t}{PIB_t} + \alpha_7 \frac{FB_{t-1}}{PIB_{t-1}} + \alpha_8 \frac{FB_{t-2}}{PIB_{t-2}} + \alpha_9 \frac{FB_{t-3}}{PIB_{t-3}}$$
$$+ \alpha_{10}\log(CA_{t-1}) + \alpha_{11}\log(CA_{t-2}) + \alpha_{12}\log(CA_{t-3}) + \alpha_{13} T + u_t \qquad (36)$$

Esta ecuación se desvía de la forma funcional derivada del modelo teórico, pero no constituye un desvío fundamental, ya que intervienen las mismas variables. Por otro lado, es una alternativa que puede probarse cuando la forma funcional lineal sin logaritmos no funcione empíricamente.

La "ecuación de largo plazo," análoga a la ecuación (33), es la siguiente:

$$\text{Log}(CA_t) = \frac{\alpha_1}{(1-\alpha_{10}-\alpha_{11}-\alpha_{12})} + \frac{(\alpha_2+\alpha_3+\alpha_4+\alpha_5)}{(1-\alpha_{10}-\alpha_{11}-\alpha_{12})} \log(PIB_t)$$
$$+ \frac{(\alpha_6+\alpha_7+\alpha_8+\alpha_9)}{(1-\alpha_{10}-\alpha_{11}-\alpha_{12})} \left(\frac{FB_t}{PIB_t}\right) + \frac{\alpha_{13}}{(1-\alpha_{10}-\alpha_{11}-\alpha_{12})} T \qquad (37)$$

La ecuación (36) reparametrizada en el formato de cambios y niveles rezagados, equivalente a la ecuación (34), será:

$$\Delta\log(CA_t) = \alpha_1 + \alpha_{13} - (\alpha_{11}+\alpha_{12})\Delta\log(CA_{t-1}) - \alpha_{12}\Delta\log(CA_{t-2}) + \alpha_2\Delta\log(PIB_t)$$
$$-(\alpha_4+\alpha_5)\Delta\log(PIB_{t-1}) - \alpha_5\Delta\log(PIB_{t-2}) + \alpha_6\Delta\left(\frac{FB_t}{PIB_t}\right) - (\alpha_8+\alpha_9)\Delta\left(\frac{FB_{t-1}}{PIB_{t-1}}\right)$$
$$- \alpha_9\Delta\left(\frac{FB_{t-2}}{PIB_{t-2}}\right) + (\alpha_{10}+\alpha_{11}+\alpha_{12}-1)\log(CA_{t-1}) + (\alpha_2+\alpha_3+\alpha_4+\alpha_5)\log(PIB_{t-1})$$
$$+ (\alpha_6+\alpha_7+\alpha_8+\alpha_9)\left(\frac{FB_{t-1}}{PIB_{t-1}}\right) + \alpha_{13} T_{t-1} + u_t \qquad (38)$$

Por último, la misma ecuación en el formato de modelo de corrección de errores, equivalente a la ecuación (35), es:

$$\Delta\log(CA_t)= \alpha_{13} -(\alpha_{11}+\alpha_{12})\Delta\log(CA_{t-1}) -\alpha_{12}\Delta\log(CA_{t-2}) +\alpha_2\Delta\log(PIB_t) -(\alpha_4+\alpha_5)\Delta\log(PIB_{t-1})$$
$$-\alpha_5\Delta(PIB_{t-2}) + \alpha_6\Delta\left(\frac{FB_t}{PIB_t}\right) - (\alpha_8+\alpha_9)\Delta\left(\frac{FB_{t-1}}{PIB_{t-1}}\right) - \alpha_9\Delta\left(\frac{FB_{t-2}}{PIB_{t-2}}\right)$$
$$-(1-\alpha_{10}-\alpha_{11}-\alpha_{12})\left\{\log(CA_{t-1}) - \frac{\alpha_1}{(1-\alpha_{10}-\alpha_{11}-\alpha_{12})} - \frac{(\alpha_2+\alpha_3+\alpha_4+\alpha_5)}{(1-\alpha_{10}-\alpha_{11}-\alpha_{12})}\log(PIB_{t-1})\right.$$
$$\left. - \frac{(\alpha_6+\alpha_7+\alpha_8+\alpha_9)}{(1-\alpha_{10}-\alpha_{11}-\alpha_{12})}\left(\frac{FB_{t-1}}{PIB_{t-1}}\right) - \frac{\alpha_{13}}{(1-\alpha_{10}-\alpha_{11}-\alpha_{12})}T_{t-1}\right\} + u_t \qquad (39)$$

3. Consideraciones estadísticas

Debe anotarse que la existencia de una relación de largo plazo entre los niveles de las variables no está garantizada, sino que depende de que la ecuación sea dinámicamente estable. Si se cumple esta condición, ello se reflejará en las propiedades estadísticas de las series. Si éstas son estacionarias en varianza,[5] sea en torno a una constante o una tendencia, existirá dicha relación de largo plazo. Si no son estacionarias en varianza y son integradas de orden uno, por ejemplo, existirá una relación de largo plazo sólo si existe cointegración.[6]

---

[5] Una variable es estacionaria en varianza y covarianzas (forma débil) cuando estos indicadores son finitos para todos los posibles valores de la serie de tiempo. Una variable no estacionaria en varianza puede quedar estacionaria si se la diferencia. El número de diferenciaciones requerido para que la variable quede estacionaria se denomina el orden de integración de la variable. El símbolo I(d) asociado a una variable indica que la variable es integrada de orden "d" y que hay que diferenciarla "d" veces para que quede estacionaria. Así, si una variable es I(1) (integrada de orden uno) significa que la primera diferencia de la variable es estacionaria. Cabe señalar que gran cantidad de variables macroeconómicas son I(1). Una variable cuya media depende del tiempo, es no estacionaria en la media, pero perfectamente puede ser estacionaria en varianza. Este tipo de ausencia de estacionaridad no crea ningún problema al estimar una regresión porque es fácilmente solucionable a través de la incorporación de la variable tiempo como una de las variables explicativas. En general, cuando no se especifique el tipo de estacionaridad (si en la media o en las varianzas y covarianzas), se tratará de estacionaridad en varianzas y covarianzas. Así, cuando se dice que una variable es estacionaria en torno a una tendencia, se trata de una variable estacionaria en varianza y no estacionaria en la media.

[6] Existe cointegración cuando una combinación lineal de variables integradas de orden "d", tiene menor orden de integración que las variables originales. Así, si en una regresión entre variables I(1), los tests aplicados a los residuos muestran que los errores de la ecuación son estacionarios (I(0)), ello significa que existe

En este caso, el error de la ecuación (33), la de largo plazo, sería estacionario. Si no hubiera cointegración, el error sería no estacionario.

Para probar si la ecuación tiende o no hacia algún equilibrio, cuando las variables no son estacionarias, se usan los test de cointegración. Los parámetros de la ecuación de largo plazo, pero ordenados al lado izquierdo de la ecuación (ec. 33) definen al "vector de cointegración."

Es perfectamente posible que no exista una relación de equilibrio entre los niveles de las variables si éstas no son estacionarias y no hay cointegración. Al estimar este tipo de relación, el error será no estacionario y la relación obtenida será espúrea, por muy satisfactorio que aparentemente sea el ajuste de la regresión. En ese caso, sin embargo, se podrá estimar una relación en términos de cambios de las variables, ya que, por ejemplo, si las variables originales fueran I(1), se estaría haciendo una regresión entre variables estacionarias (los cambios de los niveles), pudiéndose obtener una relación de "largo plazo" válida para los cambios de las variables originales.

La estrategia de estimación fue la siguiente. Primero se determinó el orden de integración de las variables usando tests de raíces unitarias de los procesos de cada variable. Si ellas son estacionarias en varianza, se puede aplicar la econometría y los tests tradicionales. Cuando las variables no son estacionarias, el paso siguiente es examinar la existencia de una relación de largo plazo entre ellas. Como los tests de raíces unitarias pueden dar resultados dudosos en algunos casos, se verificó si había una relación de largo plazo usando el test de Pesaran, Shin y Smith (2001). Este test tiene la ventaja de que no requiere saber a priori si las variables son o no estacionarias. Para aplicar este test, denominado test de PSS de ahora en adelante, se estima el modelo en la forma de la ecuación (34). El test consiste en probar la significancia conjunta de los coeficientes que acompañan a las variables en niveles, usando el tradicional test F pero con valores críticos aportados por los autores, ya que la distribución que sigue el estadígrafo no es la de Fisher sino que una construida por

---

cointegración porque el residuo es una combinación de las variables originales. Esta es la base del test de cointegración de Engle y Granger (1987). Para una descripción sencilla del concepto de cointegración y una aplicación al estudio del consumo de acero, ver Coeymans (2005 a y b).

los autores a través de simulaciones. La hipótesis nula es que los parámetros de las variables en niveles (en t-1) son todos iguales a cero. Si se rechaza esta hipótesis significa que hay una relación de largo plazo entre las variables en niveles. Esto puede ser el resultado de que existe una relación de largo plazo entre variables estacionarias o, si las variables originales en niveles son I(1) (que es el caso más común si no son estacionarias), existe cointegración. Si se acepta la hipótesis nula, significa que en el modelo no entran las variables en niveles, reduciéndose a un modelo entre puras variables en cambios. El test reporta dos valores críticos con los cuales se contrasta el test F calculado, un valor inferior para el caso en que las variables son estacionarias y otro superior para cuando son integradas de orden uno. Si el estadígrafo supera ambos valores, se acepta la hipótesis de la existencia de una ecuación de largo plazo. Si cae por debajo del valor mínimo, se concluye que no existe una relación de largo plazo, y si cae entre medio de ambos valores críticos, el test es inconcluso y deberá examinarse el orden de integración y usar otros tests de cointegración (como el de Engle y Granger o el de Johansen-Joselius), que requieren saber a priori que los regresores son I(1). En el test de PSS, la longitud de los rezagos de los cambios de las variables se suele determinar a través del test de Schwarz[7], el cual es una función del logaritmo de la función de verosimilitud que penaliza el aumento de variables y premia el aumento de observaciones.

Una vez determinado si hay o no cointegración, se procede a someter a los otros tests tradicionales de estabilidad y comportamiento de los errores de la ecuación resultante.

El examen de la estabilidad del modelo es muy importante, ya que los parámetros pueden eventualmente variar a través del tiempo debido a cambios en las intensidades de uso de acero por parte de los distintos bienes (cambios en los coeficientes de insumo producto) y a

[7] El test de Schwarz está dado por la siguiente expresión: Schwarz= -2(L/n) + klog(n)/n, donde k es el número de coeficientes del modelo, L es el logaritmo de la función de verosimilitud y n es el número de observaciones. El estadígrafo disminuye cuando sube el valor de la función de verosimilitud (o sea cuando hay un mejor ajuste), aumenta cuando sube el número de variables y cae cuando aumenta el número de observaciones, penalizando (con un aumento del indicador) de este modo los aumentos de variables y las disminuciones de observaciones. La definición del indicador es la que emplea el paquete computacional E-Views usado para este trabajo. Hay que tener presente que en otros trabajos se usa una definición con los signos cambiados.

cambios en otras relaciones (por ejemplo, en los porcentajes de abastecimiento interno versus externo en los consumos de diferentes bienes). Los tests de estabilidad permiten establecer si los cambios que sufren los coeficientes estimados en cada muestra son estadísticamente significativos. Si no lo fueran y se detectara que el modelo es estable a través de la muestra completa, el modelo que se debiera usar para fines predictivos es aquél estimado con la muestra completa. Por otro lado, si los coeficientes fueran inestables, el modelo a elegir sería aquél estimado con una submuestra correspondiente a las observaciones de los últimos años, con las cuales no se rechazara la hipótesis de estabilidad.

Los resultados reportados más abajo corresponden a las ecuaciones que cumplieron los requisitos de estabilidad y que aprobaron los otros tests econométricos a que fueron sometidos los modelos originales.

4. Resultados de las Estimaciones

A continuación se presentan en forma resumida los resultados de las estimaciones para acero laminado, para América Latina en su conjunto.

4.1 Resultados del Modelo Lineal en las Variables

En el Cuadro 4.1.1 se presentan los tests de de raíces unitarias de Dickey-Fuller Aumentados (ADF), ejecutados con constante y tendencia, para dos espacios muestrales, uno con una muestra mas larga y otro con una muestra que parte en el año 1980. Las diferencias en el año de inicio de la muestra usada para estos tests se deben a las observaciones perdidas por los rezagos y a las diferencias entre variables respecto a la disponibilidad de datos para 2005. El número de rezagos del test se ha determinado con el test de Schwarz. En la penúltima columna aparece el test t de Dickey-Fuller aumentado y entre paréntesis la probabilidad de error tipo I. Si ésta es baja y el estadígrafo es negativo, se rechaza la hipótesis nula de no estacionaridad y se acepta que la variable es estacionaria. Si se acepta la hipótesis nula, la variable puede ser I(1) o de orden de integración mayor.

Para determinar el orden de integración se vuelve a efectuar el mismo test para los cambios de la variable. Si se rechaza la nula, se acepta que los cambios son estacionarios y por lo tanto la variable es I(1). Si se acepta la nula, quiere decir que la variable tiene un orden de integración mayor que uno, en cuyo caso se vuelve a repetir el procedimiento para los cambios de los cambios. En este estudio todas las variables resultaron I(0) o I(1).

Se puede ver que las probabilidades de todos los tests para los niveles de las variables, en ambas muestras, son bien diferentes de cero, aceptando la hipótesis nula de no estacionaridad para los niveles de las variables. Al hacer los mismos tests para los cambios de las variables (sin tendencia), ellos revelan que se rechaza la hipótesis nula y se acepta la estacionaridad de los cambios de todas las variables, para ambas muestras. Por lo tanto, se concluye que todas las variables son no estacionarias e integradas de orden uno (I(1)).

CUADRO 4.1.1
TEST DE RAÍCES UNITARIAS VARIABLES DE AMÉRICA LATINA

	Muestra	Cte	Tendencia	Rezagos	Test DFA	Propiedad
CA	1961-2005	Si	Si	0	-1.52 (0.80)	I(1)
CA	1980-2005	Si	Si	0	-1.78 (0.68)	I(1)
PIB-FB	1961-2004	Si	Si	0	-2.07 (0.54)	I(1)
PIB-FB	1980-2004	Si	Si	0	-1.31 (0.86)	I(1)
FB	1963-2004	Si	Si	1	-2.57 (0.29)	I(1)
FB	1980-2004	Si	Si	1	-2.54 (0.31)	I(1)

Dado estos resultados, una regresión entre los niveles de las variables daría un resultado espúreo a menos que se pruebe la existencia de cointegración. Para examinar la existencia de una relación de largo plazo se empleó el test de PSS. Para ello, el modelo se expresa en la forma de la ecuación (34). Los resultados de la estimación del modelo depurado de cambios (no de los niveles) de variables no significativos, se presenta en el Cuadro 4.1.2 para la muestra más larga.

CUADRO 4.1.2
MODELO PRELIMINAR PARA EL TEST DE COINTEGRACIÓN
Dependent Variable: D(CA_LA)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1962 2004
Included observations: 43 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8105.335	2297.699	-3.527588	0.0012
CA_LA(-1)	-0.123139	0.079795	-1.543205	0.1318
PIB_LA(-1)-FB_LA(-1)	0.028819	0.008563	3.365741	0.0019
FB_LA(-1)	-0.001783	0.006054	-0.294544	0.7701
@TREND	-771.1632	244.8743	-3.149220	0.0033
D(CA_LA(-1))	-0.235030	0.087948	-2.672373	0.0114
D(PIB_LA-FB_LA)	0.046727	0.013412	3.483874	0.0013
D(FB_LA)	0.090731	0.012446	7.289923	0.0000
R-squared	0.858084	Mean dependent var		972.0000
Adjusted R-squared	0.829701	S.D. dependent var		2138.003
S.E. of regresión	882.2968	Akaike info criterion		16.56917
Sum squared resid	27245665	Schwarz criterion		16.89684
Log likelihood	-348.2373	F-statistic		30.23208
Durban-Watson stat	1.697330	Prob(F-statistic)		0.000000

El ajuste de la regresión, para tratarse de una variable en cambios es muy satisfactorio, aunque el efecto del nivel rezagado de la inversión no es significativo y perfectamente podría eliminarse de la ecuación. Según el test de Breusch-Godfrey los residuos no están correlacionados. A pesar de estas bondades estadísticas, como se verá, la regresión es espúrea, ya que el test de cointegración no acepta la hipótesis de una relación de largo plazo para esta muestra.

El test de cointegración utilizado fue el de PSS y con él se examinaron dos hipótesis nulas. La primera fue que lo niveles de los rezagos no pertenecen al modelo, pero sí puede haber una tendencia que queda libre bajo la hipótesis nula. La segunda fue que los niveles y la tendencia no pertenecen al modelo, o sea, bajo la hipótesis nula no hay niveles rezagados ni tendencia. Si se acepta la hipótesis nula, en cualquiera de las dos alternativas, el modelo quedaría formado sólo por variables en cambios (mas la constante y la tendencia en el caso de tendencia libre), lo que significa que no existe una relación de largo plazo entre los niveles. Como han señalado Pesaran, Shin y Smith (1998), es conveniente restringir la tendencia bajo la hipótesis nula, ya que, de ser cierta esta hipótesis de no cointegración, se evitaría la existencia de una tendencia en un modelo en cambios.

CUADRO 4.1.3
TEST PESARAN, SHIN Y SMITH
AMÉRICA LATINA

	Tendencia libre	Tendencia Rest.
F	4,610	4,627
Valor crítico al 10%	4,19 – 5,06	4,50 – 5,35
Valor crítico al 5%	4,87 – 5,85	5,17 – 6,15

En el Cuadro 4.1.3 se reportan los resultados el test de PSS. Ahí se puede ver que el valor del estadígrafo F, con tendencia libre o restringida, cae en la zona de aceptación de la hipótesis nula (no existe relación de largo plazo) cuando el error tipo I es de 5%, independiente de si las variables independientes son I(0) o I(1), y cae en la zona inconclusa cuando el error es 10%. Considerando que los resultados de los tests de raíces unitarias fueron bien concluyentes en señalar que eran I(1), el resultado de inconclusión debe interpretarse como de rechazo de la existencia de una relación de largo plazo.

Este resultado se ve corroborado al observar el error tipo I del coeficiente que acompaña al nivel del consumo de acero rezagado es mayor que 10%. Este coeficiente, que mide la velocidad a la que se corrige el desequilibrio en el período t-1 en el modelo de corrección de errores (ver ecuaciones 34 y 35) tiene el signo correcto, pero no es estadísticamente muy diferente de cero. En el mismo trabajo de PSS se provee un test de cointegración basado en la significancia de este coeficiente, usando un test t de significancia pero con valores críticos computados por Pesaran, Shin y Smith.[8] Los valores críticos al 10% de error tipo I son -3,13 y -3,63. El valor del test, sin embargo, es sólo -1,5, lo que significa que se acepta la nula de que no existe relación de largo plazo.

En vista de este resultado, el modelo fue restringido a uno en cambios de las variables. El mejor modelo para la muestra 1963-2004 fue el siguiente:

[8] Este test es muy similar al de Banerjee, Dolado y Mestre (1998), pero la diferencia radica en que el test propuesto por estos últimos supone que las variables son I(1) mientras que en el de Pesaran, Shin y Smith que se aplica aquí, pueden ser I(0) o I(1).

CUADRO 4.1.4
MODELO EN CAMBIOS PARA AMÉRICA LATINA
1963-2004

Dependent Variable: D(CA_LA)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1963 2004
Included observations: 42 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1469.509	507.0369	-2.898228	0.0063
D(PIB_LA-FB_LA)	0.040213	0.011757	3.420411	0.0015
D(PIB_LA(-2)-FB_LA(-2))	0.026560	0.011045	2.404706	0.0213
D(FB_LA)	0.093168	0.010544	8.835983	0.0000
D(FB_LA(-1))	-0.044807	0.009754	-4.593692	0.0000

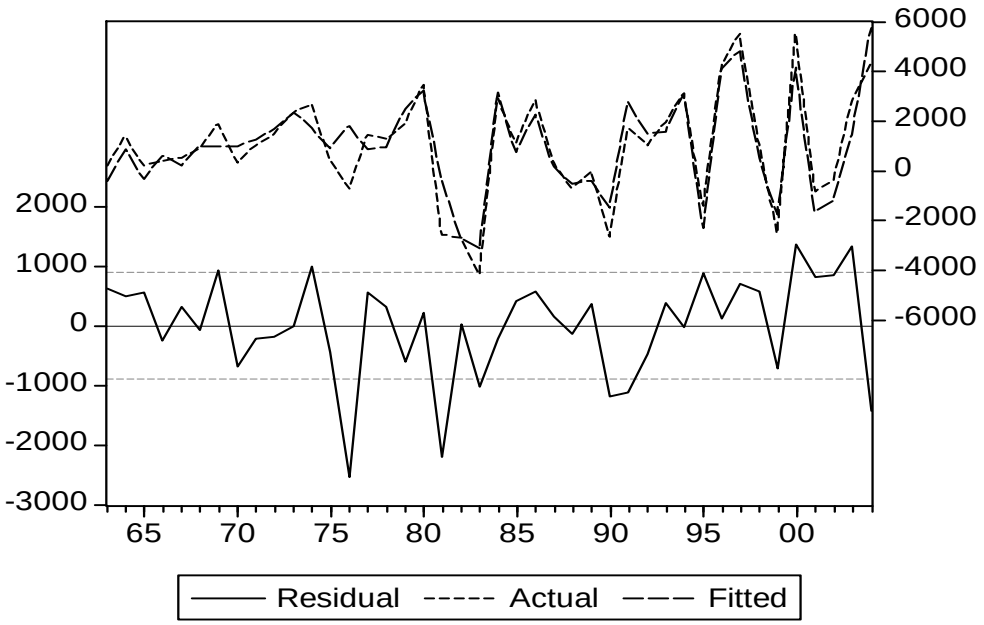
R-squared	0.844810	Mean dependent var	993.0714
Adjusted R-squared	0.828033	S.D. dependent var	2159.395
S.E. of regresión	895.4778	Akaike info criterion	16.54394
Sum squared resid	29669576	Schwarz criterion	16.75080
Log likelihood	-342.4226	F-statistic	50.35441
Durbin-Watson stat	1.899674	Prob(F-statistic)	0.000000

Test de autocorrelación de Breusch-Godfrey, 2 rezagos: χ^2 (2) = 0.11 (0.94)
Test de White de Heterocedasticidad χ^2 (8) = 5.37 (0.71)
Test de normalidad Jarque Bera : χ^2 (2) =8.8 (0.01)
Test de forma funcional de RESET : F(2, 21) = 0.49 (0.61)
Test de Chow de pronóstico fuera de muestra a partir de 2000: F(5,32) = 2.85 (0.03)
Test de Chow de quiebre estructural en 1985: F(5,32) =2.01 (0.10)

Entre paréntesis aparecen los grados de libertad y, después del valor del estadígrafo, los errores tipo I.

El ajuste de modelo reportado en el Cuadro 4.1.4, aparte del R^2 y error estándar reportados, puede apreciarse visualmente en el Gráfico 4.1.1. Para tratarse de una variable en cambios resulta muy satisfactorio.

GRÁFICO 4.1.1
AJUSTE DEL MODELO EN CAMBIOS PARA AMÉRICA LATINA
1963-2004



En la parte superior del gráfico se dibujan las trayectorias del consumo de acero efectivo y el estimado por el modelo. En la parte inferior y con otra escala, se dibujan las diferencias entre ambas trayectorias o residuos del modelo. "Actual" significa valor efectivo de la variable, "fitted" es el valor estimado y "residual" corresponde a los residuos.

GRÁFICO 4.1.2
TEST DE CUSUM
MODELO EN CAMBIOS PARA AMÉRIC A LATINA

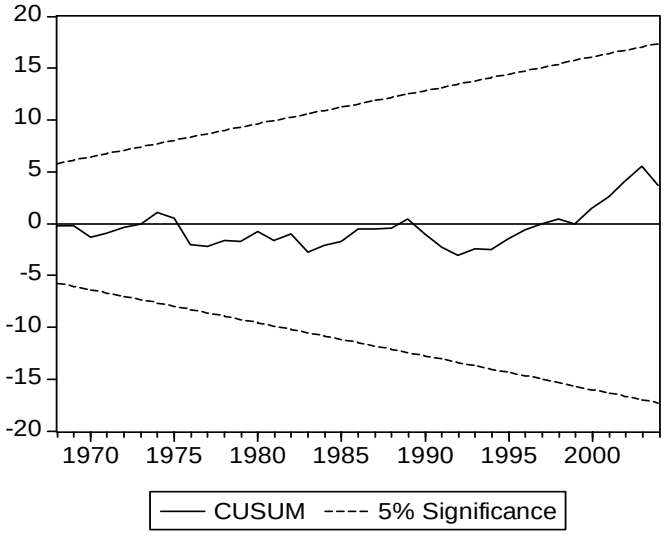


GRÁFICO 4.1.3
TEST DE CUSUM CUADRADO
MODELO EN CAMBIOS PARA AMÉRIC A LATINA

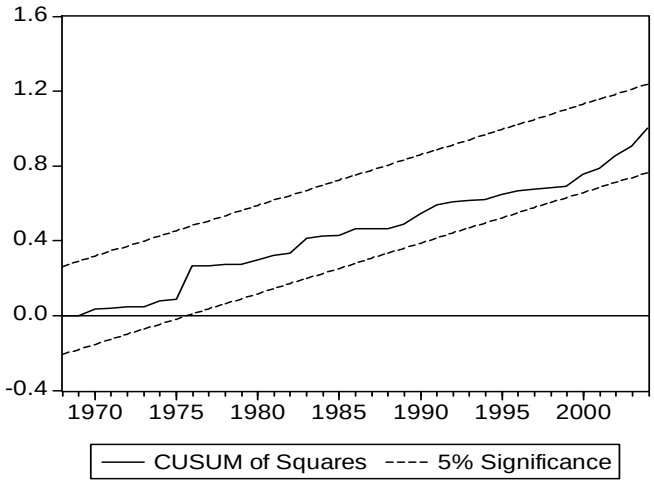
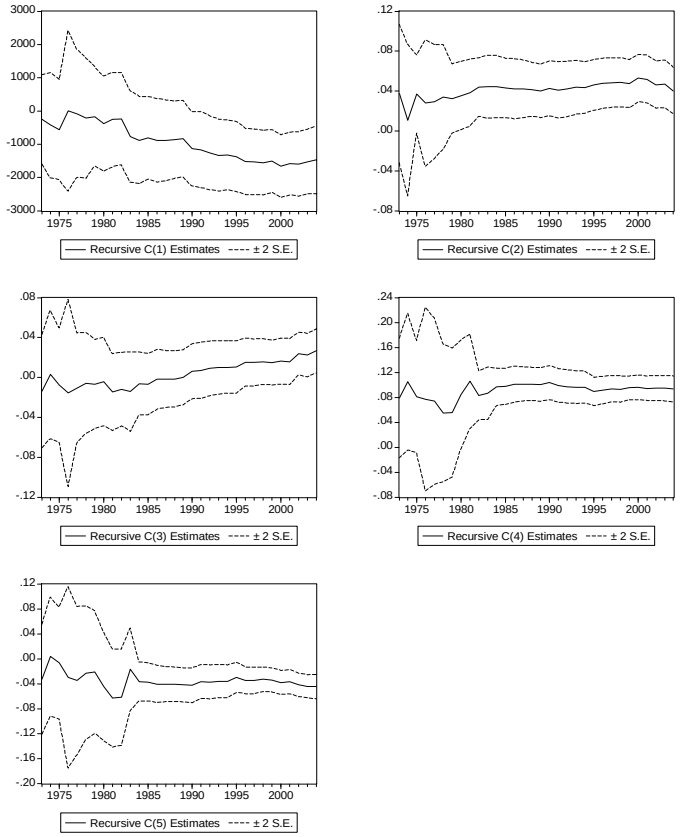


GRÁFICO 4.1.4
TEST DE COEFICIENTES RECURSIVOS
MODELO EN CAMBIOS PARA AMÉRIC A LATINA



El correlograma de los residuos y el test de autocorrelación de Breusch-Godfrey para distintos órdenes de de autocorrelación muestran errores no correlacionados. Los tests de White y Arch muestran errores homocedásticos (con igual varianza). Sin embargo, el test de Jarque-Bera revela errores no normales. Esto significa que los test de significancia reportados deben tomarse con cuidado, ya que en muestras pequeñas los estimadores no se distribuirían normalmente. Los test de estabilidad global de Cusum y Cusum Cuadrado muestran que el modelo es globalmente estable. Los test de coeficientes recursivos indican que son razonablemente estables, aunque el ancho de la banda decrece en forma brusca a partir de 1982. Los test de pronóstico fuera de muestra realizados para los años post 2000, 2001, 2002, 2003 y 2004, revelan, sin embargo, errores de pronóstico significativos. Es probable que la existencia de estos errores esté asociada al comportamiento del ancho de banda de los tests de estabilidad de coeficientes recursivos.

Para obtener los efectos de largo plazo de un aumento permanente en la tasa de cambio de cualquiera de las dos variables, se deben sumar los coeficientes que acompañan a los cambios de cada variable en los dos períodos en que aparecen. Así el modelo de "largo plazo, pero en cambios", sería:

$$D(CA_LA) = \underset{(2.89)}{-1469.5087} + \underset{(4.1)}{0.06677}*D(PIB_LA-FB_LA) + \underset{(4,7)}{0.04836}*D(FB_LA)$$

Los números entre paréntesis son los test t de significancia de los coeficientes de "largo plazo".

El efecto de un aumento permanente en la tasa de cambio del resto del PIB es mayor que el de la inversión, pero ambos son importantes y significativos estadísticamente.

El hecho de que en este estudio no se obtuviera cointegración entre los niveles de las variables contrasta con los resultados de un trabajo anterior del autor donde sí se encontró una relación de largo plazo (Coeymans, 2005 b). Como posibles razones que pueden explicar esta diferencia de resultados se señalan las siguientes. La primera es que las variables en el presente trabajo están en niveles y en el anterior están en logaritmos. Otra

posible explicación es que la muestra es diferente, ya que en Coeymans (2005) la muestra tenía un año menos. Por último, hay diferencias en los datos del PIB, ya que en ese trabajo se usaron datos del PIB en dólares constantes de 1995 y aquí se usan datos en millones de dólares a precios constantes de 2000.

En vista de estos resultados se decidió estimar el modelo alternativo, cuyos resultados se reportan a continuación.

4.2 Estimación del Modelo Alternativo para América Latina

Para estimar el modelo alternativo se examinó primero la estacionaridad de la variable PIB y de la razón de la inversión a PIB.

CUADRO 4.2.1
TEST DE RAÍCES UNITARIAS DE DICKEY Y FULLER AUMENTADOS PARA LAS VARIABLES DEL MODELO ALTERNATIVO DE AMERICA LATINA

	Muestra	Cte	Tendencia	Rezagos	Test DFA	Propiedad
Log(CA)	1961-2005	Si	Si	No	-1.87 (0.65)	I(1)
Log(PIB)	1962-2004	Si	Si	1	-1.52 (0.80)	I(1)
(FB/PIB)	1962-2004	Si	No	1	-2.03 (0.27)	I(1)

Los test de Dickey y Fuller aumentados aceptaron la hipótesis nula de no estacionaridad de las variables involucradas. Luego las variables no son I(0), pero podrían haber sido de orden uno o superior. Con el mismo test, aplicado (sin tendencia) a los cambios de cada variable, se rechazó la nula, aceptando que los cambios son estacionarios. En consecuencia, las variables son no estacionarias e integradas de orden uno.

Los resultados de la estimación de la ecuación (38), luego de determinar los rezagos usando el test de Schwarz, se presentan en el Cuadro 4.2.2. En el proceso de reducción a partir de un modelo que tenía 4 rezagos, no sólo terminaron siendo eliminados diversos rezagos, sino

que también el nivel de la razón entre inversión y PIB y la tendencia. Ello significa que no pertenecen al modelo de largo plazo.

CUADRO 4.2.2
MODELO ALTERNATIVO PARA AMÉRICA LATINA
1962-2004

Dependent Variable: DLOG(CA_LA)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1962 2004
Included observations: 43 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.633432	0.526772	-3.100836	0.0037
LOG(CA_LA(-1))	-0.147354	0.067351	-2.187857	0.0351
LOG(PIB_LA(-1))	0.218545	0.082995	2.633229	0.0123
DLOG(PIB_LA)	2.695250	0.452615	5.954837	0.0000
D(FB_LA/PIB_LA)	2.575634	1.072953	2.400510	0.0215
D(FB_LA(-1)/PIB_LA(-1))	-1.743047	0.799922	-2.179021	0.0358
R-squared	0.810175	Mean dependent var		0.045788
Adjusted R-squared	0.784523	S.D. dependent var		0.084112
S.E. of regresión	0.039044	Akaike info criterion		-3.519446
Sum squared resid	0.056405	Schwarz criterion		-3.273697
Log likelihood	81.66808	F-statistic		31.58324
Durbin-Watson stat	2.061771	Prob(F-statistic)		0.000000

El test de PSS aplicado a esta ecuación para examinar la existencia de una relación de largo plazo, entre consumo de acero y logaritmo del PIB, mostró que existe dicho tipo de relación entre estas variables. El hecho de que la razón entre inversión y PIB no pertenezca a la relación de largo plazo se explica por la estrecha relación que existe entre ambas variables, tanto en el corto como en el largo plazo. En efecto, al hacer un test de PSS a una ecuación entre el logaritmo de la inversión y el del PIB se aprueba holgadamente la existencia de una relación de largo plazo entre ambas variables.

En el Cuadro 4.2.3 se reporta el test de PSS, ejecutado para un modelo sin tendencia y con una variable explicativa. Este muestra la existencia de una relación de largo plazo con un error tipo I menor que 10%, pero no menor que 5%, si las variables son I(1), como parece ser el caso. Este mismo nivel de significancia es el que se había encontrado en el estudio anterior pero usando el test de Johansen-Joselius.

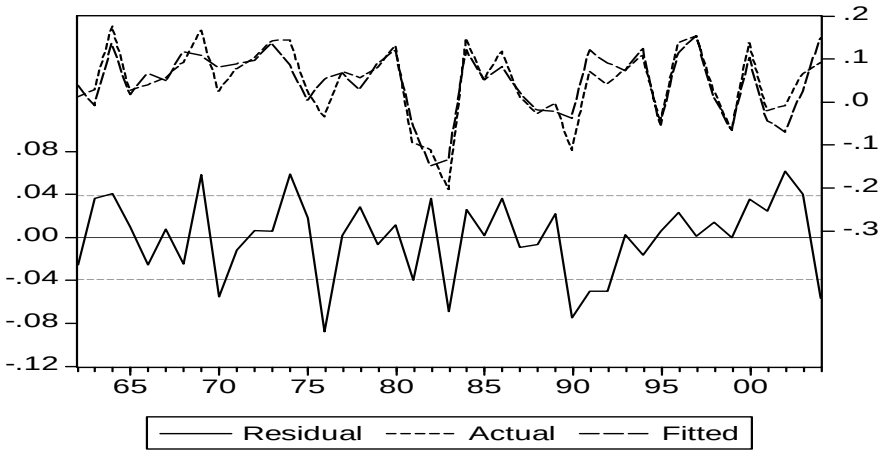
CUADRO 4.2.3
TEST PESARAN, SHIN Y SMITH
MODELO ALTERNATIVO AMÉRICA LATINA

	Tendencia libre
F	5,27
Valor crítico al 10%	4.04 - 4.78
Valor crítico al 5%	4.94 – 5.73

El hecho de que no aparezca un efecto directo de la inversión en el largo plazo, no significa que esta variable no importe en ese horizonte. Lo que ocurre es que su influencia es capturada por el PIB dada la altísima correlación entre ambas variables y la existencia de cointegración entre ellas. En todo caso, los datos sí corroboran una gran incidencia de la inversión en el corto plazo, representada por los cambios presente y rezagado de la razón entre inversión y PIB. Cabe hacer notar que el cambio de esta razón tiene un gran efecto en el primer período y uno negativo en el segundo. Cuando el cambio de la razón permanece constante, el efecto de la variable es claramente positivo, ya que la suma de los dos coeficientes es positiva. También se observa una gran sobre reacción de corto plazo a los movimientos del PIB. Este mismo tipo de comportamiento se había encontrado en el anterior estudio del autor.

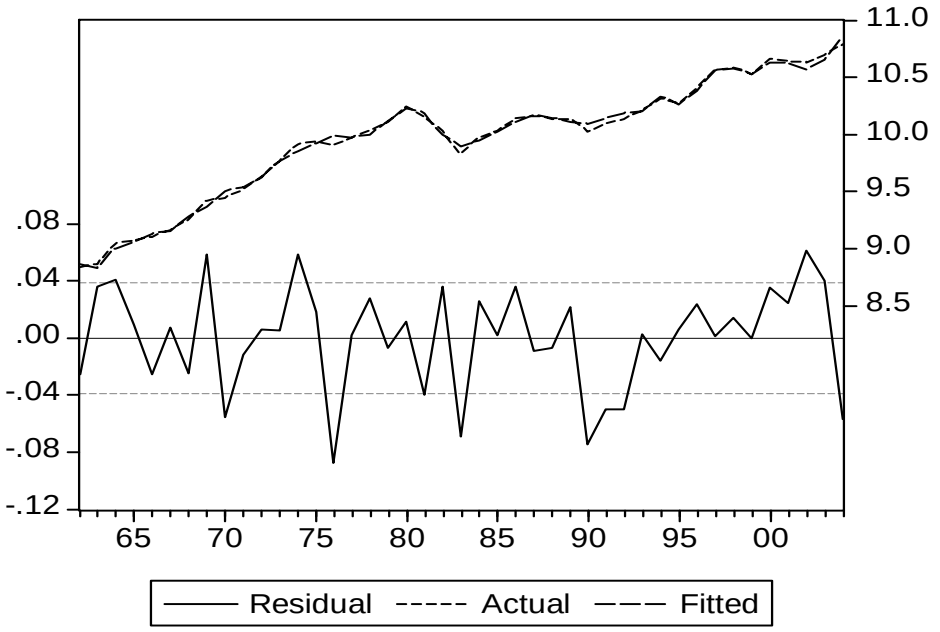
El ajuste de la ecuación se presenta en el Gráfico 4.2.1

GRÁFICO 4.2.1
AJUSTE DEL MODELO ALTERNATIVO PARA LOS CAMBIOS DEL LOGARITMO DEL CONSUMO DE ACERO



El ajuste para la variable en niveles se presenta en el gráfico 4.2.2

GRÁFICO 4.2.2
AJUSTE DEL MODELO ALTERNATIVO PARA LOS NIVELES DEL LOGARITMO DEL CONSUMO DE ACERO DE AMÉRICA LATINA



Los otros estadígrafos para evaluar la ecuación se reportan a continuación:

Test de autocorrelación de Breusch-Godfrey, 2 rezagos: χ^2 (2) = 0.10 (0.90)
Test de White de Heterocedasticidad χ^2 (10) = 7.56 (0.67)
Test de normalidad Jarque Bera : χ^2 (2) =2.25 (0.32)
Test de forma funcional de RESET : F(2, 21) = 0.10 (0.90)
Test de Chow de pronóstico fuera de muestra a partir de 2000: F(5,32) = 1.84 (0.13)
Test de Chow de quiebre estructural en 1985: F(6,31) =1.16 (0.35)

Entre paréntesis aparecen los grados de libertad y, después del valor del estadígrafo, los errores tipo I.

Todos estos estadígrafos revelan un buen comportamiento de errores. No hay autocorrelación ni heterocedasticidad. La forma funcional no presenta problema según el test de RESET. Los dos tests de Chow revelan que el modelo es estable. Adicionalmente se efectuaron los test de estabilidad de CUSUM y CUSUM cuadrado, los que también revelan que el modelo es globalmente estable. Sólo los test de coeficientes recursivos muestran pequeñas inestabilidades al principio de la muestra. En general, el modelo puede

considerarse como estable, siendo especialmente indicativos al respecto los tests de Chow y los de CUSUM y CUSUM Cuadrado.

GRÁFICO 4.2.3
TEST DE CUSUM
MODELO ALTERNATIVO PARA AMÉRICA LATINA

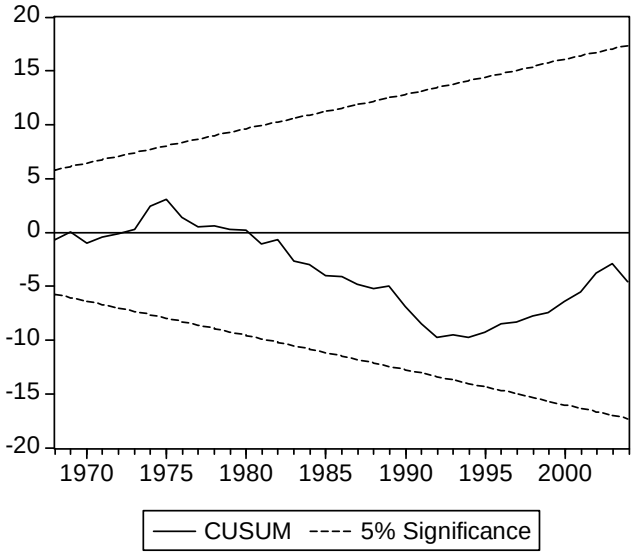


GRÁFICO 4.2.4
TEST DE CUSUM CUADRADO
MODELO ALTERNATIVO PARA AMÉRICA LATINA

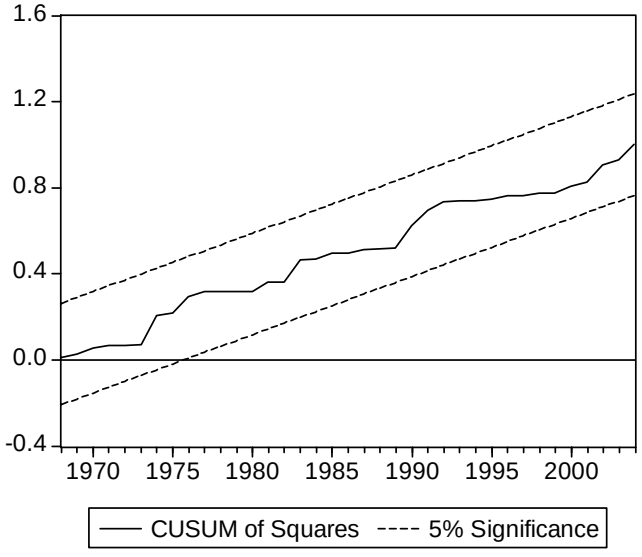
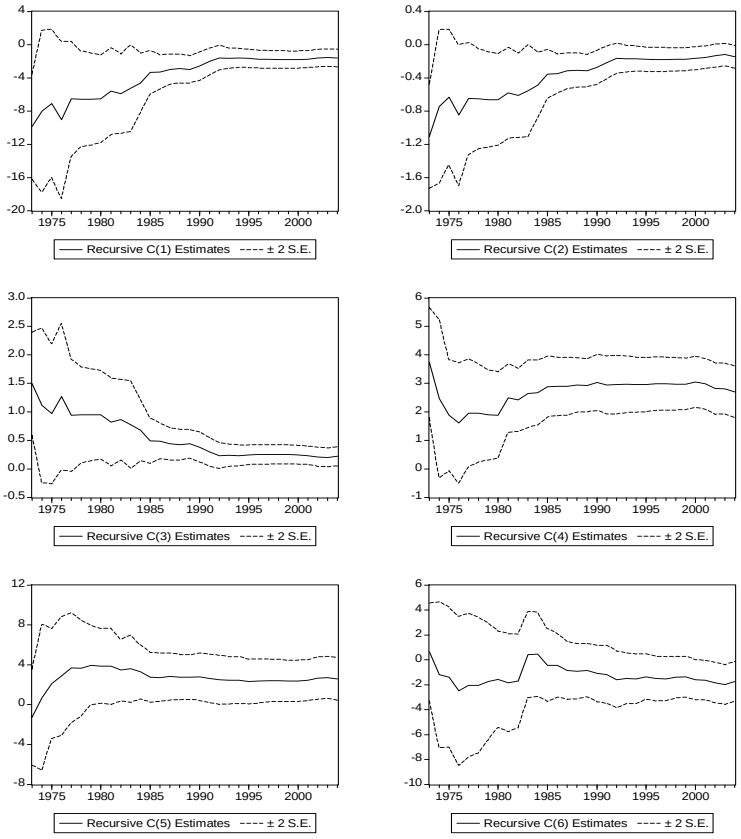


GRÁFICO 4.2.5
TEST DE COEFICIENTES RECURSIVOS MODELO ALTERNATIVO
PARA AMERICA LATINA



La relación de largo plazo de este modelo se obtiene haciendo igual a cero los cambios de las variables y despejando el logaritmo del consumo de acero. Esta relación es la siguiente:

$$\underset{}{LOG(CA_LA)} = \underset{(4,37)}{-11,085} + \underset{(8,6)}{1,483}\ LOG(PIB_LA)$$

Entre paréntesis aparecen los test t de significancia de los coeficientes de largo plazo, computados con el método de "delta."

A pesar de las diferencias en los datos, la elasticidad de largo plazo del consumo de acero respecto al PIB es casi idéntica a la encontrada en el estudio previo del autor.

La velocidad de ajuste del consumo de acero hacia su equilibrio de largo plazo, es muy lenta. Ello queda reflejado en el bajo coeficiente del rezago del nivel del consumo de acero (0.147) de la ecuación estimada reportada en el Cuadro 4.2.2, el cual indica que el desequilibrio detectado en el período previo disminuye sólo en 14,7% por año. La baja magnitud de este coeficiente es congruente que la hipótesis de cointegración se haya aceptado solo al 10%. También puede explicar por qué con el modelo en niveles, sin los logaritmos, no se aceptó la hipótesis de una relación de largo plazo. Esto revela que la importancia de los movimientos de las variables explicativas en el corto plazo, la inversión entre ellas, son cruciales para explicar el movimiento del consumo de acero. También explican el buen desempeño estadístico del modelo en cambios, reportado en el Cuadro 4.1.4 que omite el término de corrección de errores.

4.3 La relación entre el Consumo Agregado de América Latina y el Consumo de Cuatro Países

Para efectos de predicción del consumo de acero de la región en su conjunto también puede usarse una ecuación que establece una relación entre el consumo total de acero de América Latina y la suma de los consumos de acero de los países incluidos en el estudio por países que se hizo para ILAFA (Coeymans, 2006), que incluyó Argentina, Brasil, Chile y México. Para usar esta relación, reportada en el Cuadro 4.3.1, con fines de proyección, se requerirían los resultados de las estimaciones de esos cuatro países, los cuales están reportados en el otro estudio (Coeymans, 2006).

CUADRO 4.3.1
ECUACIÓN DE CONSUMO DE ACERO DE AMÉRICA LATINA EN FUNCIÓN DE LOS CONSUMOS DE LOS PAÍSES SELECCIONADOS: 1980-2005

Dependent Variable: LOG(CA_LA)
Method: Least Squares
Simple: 1980 2005
Included observations: 26

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.160182	0.121659	1.316649	0.2009
LOG(Suma de consumos países seleccionados)	1.004928	0.012034	83.50790	0.0000
DUM95	0.068336	0.017199	3.973250	0.0006

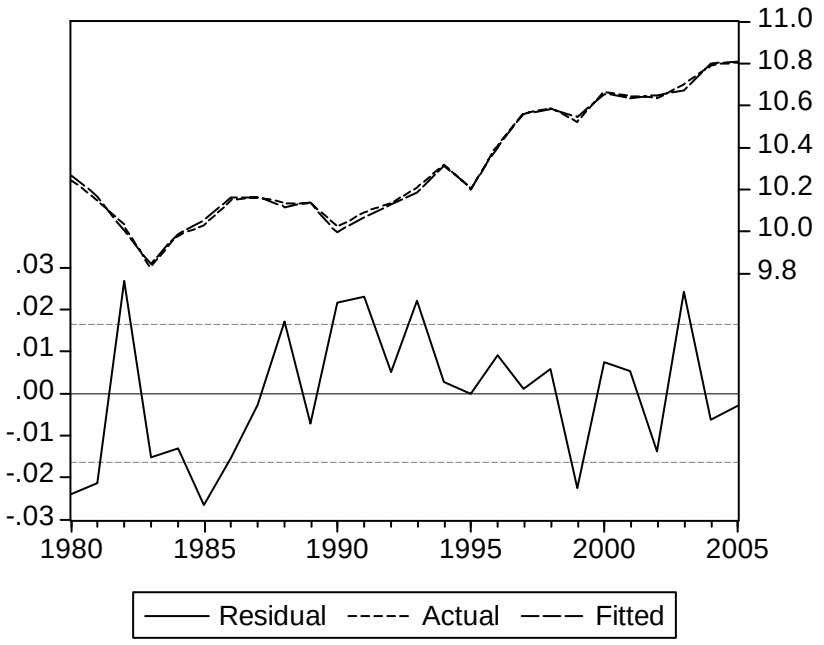
R-squared	0.996716	Mean dependent var	10.31394
Adjusted R-squared	0.996431	S.D. dependent var	0.281370
S.E. of regresión	0.016810	Akaike info criterion	-5.225526
Sum squared resid	0.006499	Schwarz criterion	-5.080361
Log likelihood	70.93184	F-statistic	3490.628
Durbin-Watson stat	1.842785	Prob(F-statistic)	0.000000

Test de autocorrelación de Breusch-Godfrey, 2 rezagos: χ^2 (2) = 0.28 (0.86)
Test de White de Heterocedasticidad χ^2 (3) = 4.96 (0.17)
Test de normalidad Jarque Bera : χ^2 (2) =1.21 (0.54)
Test de forma funcional de RESET : F(2, 21) = 0.046 (0.95)
Test de pronóstico fuera de muestra a partir de 2000: F(6,17) = 0.48 (0.80)

Entre paréntesis aparecen los grados de libertad y, después del valor del estadígrafo, los errores tipo I.

La ecuación está expresada en logaritmos, por lo que el error estándar de 1,68% no es directamente comparable. Si a partir del valor estimado del logaritmo se obtiene el nivel del consumo de acero estimado y éste se usa como variable explicativa del nivel del consumo de acero en una regresión sin constante, se puede obtener la suma de cuadrados de los residuos equivalente a los de los modelos anteriores. Dividiendo por los grados de libertad y sacando la raíz cuadrada se obtiene el error estándar comparable a los otros modelos anteriores, el que resultó ser igual a 489, lo que es bastante menor que los 895 y 882 de los dos modelos anteriores. Hay que considerar que todos los test de comportamiento de los errores y de estabilidad fueron aprobados por este modelo, salvo la necesidad de sacar una observación extrema con una variable "dummy" o ficticia para 1995 (DUM95), la cual toma el valor uno para ese año y cero para el resto. El ajuste de la ecuación puede apreciarse visualmente en el Gráfico 4.3.1.

GRÁFICO 4.3.1
AJUSTE ECUACIÓN DE CONSUMO DE ACERO DE AMÉRICA LATINA
EN FUNCIÓN DE LOS CONSUMOS
DE LOS PAÍSES SELECCIONADOS: 1980-2005



Debido a la presencia de la variable DUM95, para ejecutar los tests de estabilidad recursivos se redefinió la variable dependiente restándole el efecto de DUM95 y reestimando la ecuación. Los test de coeficientes recursivos, CUSUM y Cusum Cuadrado, que se pueden solicitar al autor, fueron aprobados sin problemas.

Al expresar el mismo modelo en el formato de cambios y niveles para examinar si las variables cointegran, se obtiene que ellas aprueban holgadamente el test de cointegración de PSS. En todo caso, dado que el error estándar resultó casi idéntico al de la ecuación reportada, se prefirió reportar el modelo más simple por el principio de parsimonia.

5. Principales Conclusiones

En este trabajo se estimaron modelos econométricos del consumo de acero con el objetivo de analizar el efecto de la inversión en capital fijo y el resto del PIB sobre la dinámica de corto y largo plazo del consumo de acero laminado en América Latina en su conjunto.

Se utilizaron dos modelos, un modelo lineal en las variables donde el consumo de acero depende de la inversión y del "resto del PIB" y un "modelo alternativo", donde el logaritmo del consumo de acero depende del logaritmo del PIB y de la tasa de inversión. Ambos modelos incorporan rezagos para reflejar la dinámica de corto plazo y la posible existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre el consumo de acero, por un lado, y la inversión y el PIB por otro.

Considerando que se detectó que las variables involucradas son no estacionarias en varianza, sino que integradas de orden uno, para ambos modelos se examinó la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo, la que debe ser probada estadísticamente para evitar obtener relaciones espúreas entre los niveles de las variables. Para ello se utilizó el enfoque de Pesaran, Shin y Smith, el cual no requiere determinar a priori si las variables son o no estacionarias. Este enfoque es especialmente apropiado cuando los tests de raíces unitarias dan resultados no concluyentes.

Dado que el modelo lineal no fue coherente con la existencia de una relación de largo plazo, se estimó un modelo lineal en cambios de las variables. Este modelo resultó satisfactorio en términos estadísticos, pero adolece de la falta de una relación de equilibrio de largo plazo entre los niveles de las variables.

Con el "modelo alternativo" sí se encontró una relación de equilibrio de largo plazo entre niveles. La relación de largo plazo, sin embargo, incluye el PIB pero no la tasa de inversión.

Ambos modelos, el lineal en cambios y el modelo alternativo muestran que en el corto plazo la inversión tiene gran incidencia en la explicación del componente cíclico del consumo de acero. El comportamiento tan procíclico del acero se explica por su estrecha asociación con la inversión y lo procíclico de esta última variable.

El hecho de que la inversión no resultara significativa en el largo plazo no debe interpretarse como que el acero deja de depender de la inversión a medida que pasa el tiempo. Lo que sucede es que esa dependencia queda capturada por la evolución del PIB dado que la inversión está estrechamente relacionada al producto (o al resto del producto).

La existencia de cointegración entre inversión y PIB impiden detectar el aporte de la inversión a la explicación del consumo de acero en el largo plazo, una vez que se ha considerado el efecto del PIB en dicho horizonte. En el corto plazo, sin embargo, la relación entre inversión y PIB es menos estrecha y por eso es posible detectar el aporte de ambas variables a la explicación de la evolución cíclica del consumo de acero.

La magnitud de la elasticidad de largo plazo del consumo de acero respecto al PIB es similar a la encontrada en un estudio previo del autor.

Referencias

Banerjee, A., J. Dolado and R. Mestre (1998), "Error Correction Mechanism Test for Cointegration in Single-Equation Framework," Journal of Time Series Analysis, 19, 267-283.

Coeymans, J. Edo. (2005 a) Informe Final del Estudio sobre el Consumo de Acero, Documento de ILAFA (enero).

Coeymans, J. Edo. (2005 b), "Modelo de Consumo de Acero para América Latina," Revista Acero Latinoamericano, N 491, julio-agosto 2005.

Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction Representation: Estimation and Testing, Econometrica, 55, 251-276.

Johansen, S. y K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration, with Applications for the Demand for Money." Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, 169-210.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt P. and Y. Shin, (1992). "Testing de Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root." Journal of Econometrics, 54, pp. 159-178.

Pesaran, M.H., Y. Shin, and R.J. Smith (1998) "Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables" Mimeo, (University of Cambridge).

Pesaran, M.H., Y. Shin, and R.J. Smith (2001) "Bounds Testing approaches to the Analysis of Long Run Relationships" Journal of Applied Econometrics 16, 289-326.

ANEXO

Datos para América Latina

	AMERICA LATINA		
		PIB	FBKF
AÑO	CONSUMO LAMINADOS	Base 2000	Base 2000
1960	6414,10	435885	86095
1961	6782,20	461845	88848
1962	6868,90	481728	92385
1963	7064,80	497393	91618
1964	8422,10	532517	100314
1965	8651,90	556022	103068
1966	9002,10	581781	111541
1967	9524,30	609356	119068
1968	10448,30	649451	133000
1969	12342,80	693809	147160
1970	12660,80	740279	157404
1971	13678,80	782664	169967
1972	15166,40	832308	184078
1973	17495,80	897866	203034
1974	20204,80	951282	220830
1975	20678,90	975723	238972
1976	19963,80	1029982	257322
1977	21403,40	1082212	274485
1978	22656,20	1125912	283353
1979	24569,30	1197424	294142
1980	28022,10	1270896	318841
1981	25437,50	1281196	321938
1982	22726,50	1270475	284477
1983	18557,50	1244205	237437
1984	21494,40	1288128	238197
1985	22654,40	1318220	247343
1986	25504,60	1368194	266349
1987	25831,00	1409702	271327
1988	25172,00	1418995	270724
1989	25137,00	1430252	263571
1990	22474,40	1433884	249542
1991	24140,30	1491255	265251
1992	25152,70	1541367	287603
1993	27105,40	1595906	301745
1994	30210,00	1672579	328258
1995	28803,00	1680222	309243
1996	33053,00	1744494	324847
1997	38569,00	1840398	370387
1998	39642,00	1886303	386973
1999	37153,00	1893884	364164
2000	42663,44	1969227	379031
2001	41825,50	1975354	368411
2002	41474,00	1958870	346772
2003	44273,00	1996706	346782
2004	48578,00	2114818	390521

Los datos de PIB y Formación Bruta de Capital Fijo están a precios del año base indicado y fueron proporcionados por CEPAL