

# Comentarios al artículo "Índices de precios y deflactores de la tasa de cambio"

---

Felipe Arango\*  
Adolfo Meisel

En el artículo "Índices de precios y deflactores de la tasa de cambio", publicado en Coyuntura Económica de junio de 1994, Roberto Steiner y Andrea Wüllner exploran, entre otros temas, la relación estadística entre las exportaciones totales, la demanda mundial y la tasa de cambio real. Para ello estiman la siguiente ecuación:

$$\log X = a_1 + a_2 \log (\text{TCR}) + a_3 \log (Y^*) \quad (1)$$

donde:

X = exportaciones en dólares corrientes;  
TCR = tasa de cambio real;  
Y\* = ingreso mundial.

A primera vista los resultados que obtienen para series de tiempo de 16 países, utilizando cifras anuales, parecen sorprendentes: en primer lugar, para ningún país se encontró cointegración entre las exportaciones, la tasa de cambio real y la demanda mundial; en segundo lugar, en las que se utilizaron las variables diferenciadas el número de

veces necesario para convertirlas en I(0), sólo en tres casos la tasa de cambio real resultó significativa (Estados Unidos, Chile e Italia). Además, hay que señalar que para Italia y Chile, la tasa de cambio real deflactada por el índice de precios al por mayor resultó significativa, pero tiene el signo contrario al esperado. Es decir, sólo en el caso de los Estados Unidos se obtienen resultados más o menos aceptables con la ecuación estimada en el artículo. Se debería, pues, concluir que la tasa de cambio real no es un determinante fundamental de las exportaciones. El objetivo de este comentario es mostrar que esa conclusión no se desprende del análisis de la muestra utilizada por Steiner y Wüllner. Adicionalmente, buscamos extender este comentario a aquellos ejercicios que para proyectar exportaciones no tradicionales utilizan tan sólo el tipo de cambio real omitiendo una variable crucial como el precio externo real de las exportaciones.

Inicialmente, es conveniente aclarar que los autores utilizaron la tasa de cambio real de tal forma que: "...los índices (de precios) aproximen la competitividad interna vis a vis la externa." Aunque comentan las ventajas y desventajas de distin-

---

\* Felipe Arango es economista auxiliar de la oficina Asesores del Gobierno en Asuntos Cafeteros y Adolfo Meisel es Director del ICETEX.

tas alternativas para el caso del índice de precios doméstico, no sucede lo mismo con el externo. En ese caso, se utiliza el índice de precios al consumidor y al por mayor sin ningún cuestionamiento. Pues bien, en la abundante literatura teórica y empírica sobre el tema lo más usual es que se utilice en las ecuaciones de exportaciones no la tasa de cambio real sino el precio relativo de éstas. Así mismo, como precio relativo, lo más usual es que se trabaje con la razón entre el índice de precios de las exportaciones del país en cuestión y el índice de precios de las exportaciones de sus competidores. También es usual que como precio relativo se tome la razón entre el índice de precios de las exportaciones (por la tasa de cambio nominal) y un índice de precios doméstico (como el índice de precios al por mayor)<sup>1</sup>.

A pesar de lo anterior y, principalmente, debido a las dificultades para la obtención de información en cuanto a los índices de precios de las exportaciones locales y de los países con los cuales competimos, en Colombia ha sido usual en los estudios econométricos acerca de los determinantes de las exportaciones no-tradicionales utilizar como precio relativo la tasa de cambio real<sup>2</sup>. Cabe señalar que en el caso de las exportaciones no-tradicio-

nales la utilización de la tasa de cambio real como precio relativo de las exportaciones puede no ser tan problemática como en el caso de las totales. En efecto, cuando se utiliza la tasa de cambio real como indicador de rentabilidad relativa, el supuesto implícito es que los índices de precios doméstico y externo (normalmente el índice de precios al por mayor) tienen un comportamiento similar a los respectivos índices de precios de productos exportables. En el caso de las exportaciones no-tradicionales este supuesto puede no resultar tan inconveniente, ya que esas exportaciones están compuestas por una gran variedad de productos, razón por la cual su comportamiento podría ser similar al índice de precios al por mayor de los socios comerciales. Sin embargo, incluso en el caso de las exportaciones no-tradicionales es más correcto utilizar como precio relativo la razón entre el índice de precios de las exportaciones locales (por la tasa de cambio nominal) y el índice de precios doméstico, como lo hace Leonardo Villar (1992) en el trabajo: "Política cambiaria y estrategia exportadora"<sup>3</sup>.

Ahora bien, para el caso de las exportaciones totales, que a menudo están dominadas por unos pocos productos, como es el caso de Colombia con el café, resulta totalmente inadecuado utilizar como precio relativo de las exportaciones la tasa de cambio real.

Por esa razón, hemos estimado, para una muestra de países similar a la del trabajo comentado la misma ecuación que en él se calcula, pero tomando el índice de precios de las exportaciones (convertido a moneda local) deflactado por el índice de precios al por mayor doméstico en lugar del índice de tipo de cambio real:<sup>4</sup>

$$\log X = a_1 + a_2 \log (PR) + a_3 \log (Y^*) \quad (2)$$

donde:

X = exportaciones en dólares constantes de 1990;  
PR = precio relativo de las exportaciones;  
Y\* = ingreso mundial.

<sup>1</sup> Un ejemplo de la utilización de la razón entre los precios de las exportaciones del país en cuestión a los precios de sus competidores se encuentra en el artículo, considerado un clásico en este campo, de H.S. Houthakker y S.P. Magee, "Income and Price Elasticities in World Trade", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LI, Number 2, May, 1969. Para el caso de la inclusión de la razón de los precios de exportación (por la tasa de cambio nominal) al índice de precios al por mayor en una ecuación de exportaciones véase: Juergen B. Donges y James Riedel, "The expansion of Manufactured Exports in Developing Countries: an Empirical Assesment of Supply and Demand Issues", *Welwirtschaftliches Archiv*, Band 113, Heft 1, 1977.

<sup>2</sup> Para una síntesis de esos trabajos véase: Gloria A. Alonso, "La oferta de exportaciones menores en Colombia, 1970-1992", *Coyuntura Económica*, Vol. XXIII, No. 2, julio, 1993.

<sup>3</sup> Leonardo Villar, "Política cambiaria y estrategia exportadora", en *Apertura: Dos Años Después*, Astrid Martínez (editora), Asobancaria, 1992.

En efecto, si consideramos la siguiente expresión

$$PR = \frac{IPX^*}{IPM} \quad (3)$$

donde  $IPX = (IPX^*)(TCN)/(TCN_0)^5$ , y multiplicamos el numerador y el denominador por  $IPM^*$ , obtendremos la expresión

$$PR = \left[ \frac{IPX^*}{IPM^*} \right] \left[ \frac{(TCN^*)(IPM^*)}{IPM} \right] \left[ \frac{1}{TCN_0} \right] \quad (4)$$

$IPX$  = índice de precios de productos exportables

$IPX^*$  = índice de precios de productos exportables en moneda de los socios comerciales;

$IPM$  = índice de precios al productor doméstico;

$IPM^*$  = índice de precios al productor del resto del mundo;

$TCN$  = tipo de cambio nominal;

$TCN_0$  = tipo de cambio nominal del año base.

Se puede observar que el precio relativo se descompone en la tasa de cambio real, el precio externo real de las exportaciones y una constante:

$$PR = \frac{IPX^*}{IPM} \quad (5)$$

$$TCR = \frac{(TCN)(IPM^*)}{IPM} \quad (4)$$

$$PR = \frac{1}{TCN_0} \quad (6)$$

donde:

$PER$  = precio externo real de las exportaciones;

$TCR$  = tipo de cambio real.

Considerando que (2) se presenta en logaritmos, ésta puede escribirse como

$$X = a_1 + a_2 \log (PER) + a_2 \log (TCR) - a_2 \log (TCN_0) + a_3 \log (Y^*) \quad (8)$$

Donde  $-[a_2 \log (TCN_0)]$  puede considerarse como un elemento de la constante<sup>6</sup>.

Si bien en este ejercicio no se hace una estimación concreta de (8) sino que se utiliza  $PR$ , podría realizarse un ejercicio econométrico en el cual se considerara explícitamente esta forma funcional. Aun así, si la teoría propuesta en (2) es cierta, tanto la especificación econométrica de (2) como la de (8) son igualmente válidas<sup>7</sup>. Sin embargo, en la medida en que sólo se considere  $TCR$  como determinante de las exportaciones, se crea un problema en la especificación del modelo.

Los resultados obtenidos con la ecuación (2) son bastante alentadores pues el modelo sencillo con precios relativos y demanda mundial explica bastante bien el comportamiento de las exportaciones totales en el período 1970-1993 para todos los países de la muestra.

En el cuadro 1 se presentan los resultados de las pruebas de raíz unitaria (ADF), para todas las variables que se utilizan en las regresiones. El cuadro 2 registra los resultados de las pruebas de cointegración entre las variables de la ecuación (2). En dos países de 15 considerados, Venezuela y Dinamarca, las variables presentan una relación de cointegración<sup>8</sup>.

<sup>4</sup> Steiner y Wüllner calcularon la ecuación (1) para 16 países. En nuestro caso, utilizamos 20 países entre los cuales están todos los de la muestra de Steiner y Wüllner, excepto Chile, Francia y México, para los que no contamos con toda la información necesaria.

<sup>5</sup> El término  $(TCN)/(TCN_0)$  hace alusión al concepto de índice de tasa de cambio nominal, necesario para establecer la relación entre  $IPX$  e  $IPX^*$

<sup>6</sup> La nueva constante, llámese  $\beta_1$ , será  $\beta_1 = a_1 - a_2 \log (TCN_0)$

Todos estos valores son conocidos, por lo cual el valor de la constante podría estimarse sin inconvenientes.

<sup>7</sup> Este argumento sirvió de motivación para incluir en nuestro ejercicio sólo la variable  $PR$ . No obstante, sería un ejercicio interesante estimar la ecuación (8) pues separa los efectos de  $PER$  y  $TCR$  sobre las exportaciones.

**Cuadro 1. PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA (1970-1993)**

Variables	Comp. determ.	No. de rezagos	Valor crítico 5%	T-STAT	Signif.	Signif.Q.
IPOECD	C,T	1	-3.63303	-4.2464	0.0005	0.4981
IPXCOL	C,T	1	-3.63303	-0.9708	0.3453	0.3312
XCOL	C,T	0	-3.63303	-1.8865	0.0075	0.1774
IXPBEL	C	1	-3.01144	-2.4897	0.0228	0.6299
XBEL	C,T	1	-3.64536	-3.1493	0.0059	0.0935
IPXCAN	C,T	1	-3.63303	-2.5778	0.0190	0.9944
XCAN	C,T	0	-3.62191	-2.8335	0.0103	0.8019
IPXCH	C	0	-3.05209	-1.0874	0.2940	0.6617
XCH	C,T	1	-3.64536	-2.5472	0.0208	0.3303
IPXCOR	C	7	-3.06588	-3.9420	0.0056	0.5649
XCOR	C,T	1	-3.63303	-3.5421	0.0023	0.6222
IPXD	C	1	-3.00383	-2.5514	0.0195	0.8131
XD	C,T	1	-3.63303	-2.9591	0.0084	0.2844
IPXDEN	C	1	-3.01144	-2.0309	0.0573	0.7441
XDEN	C,T	1	-3.63303	-2.5184	0.0215	0.8697
IPXHOL	C	1	-3.00383	-3.0889	0.0060	0.6444
XHOL	C,T	1	-3.64536	-2.9661	0.0087	0.8693
IPXISR	C,T	1	-3.64536	-2.8655	0.0107	0.3920
XISR	C,T	1	-3.63303	-2.5269	0.0211	0.2534
IPXITA	C	0	-3.00383	-1.0341	0.3134	0.2645
XITA	C	1	-3.01144	-2.4492	0.0248	0.7887
IPXJAP	C,T	1	-3.63303	-2.1546	0.0450	0.4086
XJAP	C,T	0	-3.62191	-3.1654	0.0049	0.1275
IPXMAR	C,T	1	-3.64536	-3.1474	0.0059	0.9152
XMAR	C	0	-2.99695	-2.2702	0.0338	0.2180
IPXNOR	C,T	0	-3.63303	-1.6534	-0.1147	0.2202
XNOR	C	0	-3.00383	-2.3021	0.0322	0.6077
IPXOST	C	0	-3.00383	-1.8206	0.0837	0.4159
XOST	C,T	4	-3.67457	-2.8215	0.0154	0.7601
IPXRU	C,T	1	-3.64536	-3.5927	0.0022	0.7029
XRU	C	1	-3.00383	-3.2829	0.0039	0.7059
IPXSP	C	1	-3.00383	-1.0848	0.2916	0.3477
XSP	C,T	1	-3.63303	-2.6547	0.0161	0.9130
IPXSV	C,T	1	-3.63303	-2.7405	0.0134	0.4476
XSV	C	1	-3.00383	-3.3695	0.0032	0.4123
IPXTAI	C,T	1	-3.64536	-3.6036	0.0022	0.7023
XTAI	C,T	2	-3.65912	-1.8184	0.0890	0.4721
IPXUS	C	1	-3.00383	-3.2643	0.0041	0.6874
XUS	C,T	1	-3.63303	-3.4206	0.0030	0.9980
IPXVEN	C,T	0	-3.62191	-1.1124	0.2792	0.6928
XVEN	C,T	0	-3.63303	-1.1227	0.2756	0.7132

CD-Rom, agosto de 1994.

Nota: IPX es el índice de precios deflactado por el IPM, y X son las exportaciones en dólares constantes de 1990.

Abreviaciones: COL-Colombia, BEL-Bélgica, CAN-Canadá, CH-Suiza, COR-Corea

D-Alemania, DEN-Dinamarca, HOL-Holanda, ISR-Israel, ITA-Italia, JAP-Japón, Mar-Marruecos

NOR-Noruega, OST-Austria, RU-Reino Unido, SP-España, SV-Suecia, TAI-Tailandia, US-Estados Unidos, VEN-Venezuela.

Fuente: Cálculos de los autores con base en FMI, International Financial Statistics.

## Cuadro 2. PRUEBA DE COINTEGRACION (1970-1993)

País	Comp. determ.	Rezagos	T-STAT	Valor crítico 5%	Signif. Q
Alemania	C	1	-3.7423	-4.1502	0.9961
Austria	C	1	-4.1333	-4.1502	0.7828
Bélgica	C	1	-3.7926	-4.1502	0.9472
Canadá	C	1	-2.0579	-4.1502	0.4930
Colombia	C	0	-1.9776	-4.1314	0.5194
Dinamarca	C	1	-4.6630	-4.1502	0.5258
España	C	0	-2.0470	-4.1314	0.6015
Israel	C	0	-3.9165	-4.1314	0.2643
Italia	C	0	-2.7742	-4.1314	0.1842
Japón	C	1	-3.8736	-4.1502	0.5481
Marruecos	C	0	-1.4942	-4.1314	0.6605
Noruega	C	0	-2.6123	-4.1314	0.7689
Suiza	C	1	-3.1190	-4.1502	0.8424
Tailandia	C	1	-2.8312	-4.1314	0.9949
Venezuela	C	0	-5.6963	-4.1314	0.6623

Fuente: Cálculo de los autores.

Debido a que en la mayoría de los casos no se encontró cointegración, y las variables eran integradas de orden 1, se estimó la ecuación (2) para las diferencias de las variables, de la misma forma en que lo hicieron los autores en mención. En este caso los resultados nuestros también son bastante diferentes de los obtenidos en el trabajo de Steiner y Wüllner (cuadro 3)<sup>9</sup>. En efecto, en el caso de las estimaciones de los autores anteriores, el único país para el cual se obtuvieron buenos resultados estadísticos fue Estados Unidos (variables significativas y signo esperado). En nuestro caso, para

casi todos los países las variables son significativas y tienen el signo esperado<sup>10</sup>.

Cabe señalar que es posible que algunos de los países que se incluyeron en la muestra tengan capacidad de afectar el precio externo de las exportaciones por su tamaño en algunos mercados. Es decir, el precio relativo podría no ser una variable exógena presentando un sesgo de simultaneidad. Es bueno aclarar que un país puede influir en el precio internacional de un bien y a la vez, el índice de precios de sus exportaciones ser exógeno. Sólo dejaría de serlo si el país es "gran-

<sup>9</sup> No se realizó la prueba de cointegración para los 20 países sino para 15 porque en los restantes las dos variables independientes eran I(0).

<sup>10</sup> Para los dos casos en los que se detectó cointegración, el Cuadro reporta el término de corrección de errores (e.c.t.) necesario para la estimación de la ecuación en diferencias.

<sup>10</sup> Sólo en el caso de Venezuela y el Reino Unido una variable, la demanda mundial, aparece con un signo diferente al esperado. Además, en todos los casos las variables predeterminadas son significativas, excepto en Tailandia, en que el precio relativo no lo es, y en Israel y Reino Unido en que la demanda mundial no resultó significativa.

**Cuadro 3. RESULTADO DE LAS REGRESIONES**  
(Diferencia de las variables en logaritmos)

País	Constante	IPX	IPOECD	RES(-1)	R**2	Signif. Q
Colombia	-0.0252 (-1.2630)	0.4567 (2.8964)	1.2361 (1.8219)	-	0.4345	0.4345
Bélgica	0.0086 (3.2209)	1.0192 (25.537)	1.0759 (8.0879)	-	0.9802	0.7500
Canadá	0.0078 (2.1166)	0.5208 (3.7189)	1.0898 (5.9568)	-	0.8148	0.8660
Suiza	0.0078 (1.5860)	0.8864 (13.5709)	1.0018 (4.8144)	-	0.9614	0.1557
Corea	0.0424 (2.8111)	0.7141 (2.5717)	1.8330 (2.4226)	-	0.7569	0.2546
Alemania *	0.0072 (1.9093)	0.8948 (13.705)	1.2091 (6.2976)	-	0.9446	0.9026
Dinamarca	0.0146 (5.2171)	0.8856 (18.964)	0.5041 (3.6339)	-0.2907 (-2.2505)	0.9687	0.8447
Holanda <sup>a</sup>	0.0039 (0.6022)	1.2377 (4.2677)	0.9106 (3.3557)	-	0.8759	0.0708
Israel <sup>a</sup>	0.0185 (1.4522)	0.9787 (22.3389)	0.3618 (0.7251)	-	0.9769	0.2654
Italia <sup>a</sup>	0.0126 (1.8949)	0.8188 (2.8280)	0.4651 (1.8209)	-	0.8609	0.5410
Japón	0.0266 (4.1680)	0.6443 (4.7792)	0.6750 (2.1647)	-	0.8365	0.3520
Marruecos	-0.0021 (-0.371)	0.8880 (14.651)	1.6977 (5.8770)	-	0.9238	0.8601
Noruega <sup>a</sup>	0.0191 (3.0581)	0.7806 (2.7824)	0.8557 (2.8298)	-	0.8424	0.8346
Austria	0.0216 (5.3226)	0.8761 (13.512)	0.8933 (4.4456)	-	0.9510	0.8249
Reino Unido <sup>a</sup>	9.2218 (324.4354)	2.4874 (2.0011)	-1.7451 (-1.4773)	-	0.9999	0.0620
España	0.0308 (5.2844)	0.7795 (8.6939)	0.7267 (2.5811)	-	0.8575	0.3819
Suecia	0.0039 (1.0364)	0.8352 (13.029)	0.9625 (5.0430)	-	0.9127	0.1538
Tailandia	0.0358 (3.4482)	0.4045 (1.7231)	1.2590 (2.3177)	-	0.6988	0.5426
Estados Unidos	0.0090 (1.5650)	2.1634 (4.0416)	1.1533 (3.7804)	-	0.6988	0.1332
Venezuela	0.0057 (0.4205)	0.9287 (12.353)	-1.6650 (-2.149)	-1.2734 (-4.9069)	0.9151	0.6017

<sup>a</sup> Calculados mediante el sistema de variable instrumental.

Fuente: Cálculo de los autores.

**Cuadro 4. PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER (1970-1993)**

País	Rezagos	Signif. F. Q—>IPX	Signif. Q.
Alemania	1	0.0389	0.3332
Austria	1	0.1333	0.4140
Canadá	1	0.9665	0.7726
Colombia	1	0.2447	0.7734
Corea	1	0.7592	0.4498
Dinamarca	1	0.4833	0.7381
España	1	0.3774	0.7165
Estados Unidos	1	0.1675	0.9134
Holanda	1	0.0865	0.3974
Israel	1	0.0896	0.6184
Italia	1	0.0145	0.9494
Japón	1	0.4286	0.2738
Marruecos	1	0.0143	0.6804
Noruega	1	0.0806	0.0567
Reino Unido	1	0.0527	0.4223
Suecia	1	0.1271	0.7395
Tailandia	1	0.9654	0.2883
Venezuela	1	0.5252	0.2988

Fuente: Cálculo de los autores.

de» en un producto en particular y ese producto tiene una alta participación en las exportaciones totales de ese país.

Para detectar la posible presencia de este problema se utilizó la prueba de causalidad de Granger (véase cuadro 4). En el caso de siete países (Alemania, Holanda, Israel, Italia, Noruega, Reino Unido y Marruecos) se encuentra que las exportaciones influyen sobre los precios: es decir, estos últimos no son exógenos. Por tal motivo, para esos países se estiman las ecuaciones del cuadro 3 utilizando el método de variables instrumentales (como instrumento se tomó el precio relativo rezagado un período).

A manera de conclusión de este comentario queremos señalar que la evidencia empírica analizada revela que la tasa de cambio real utilizada inde-

pendientemente no es una buena "proxy" para la competitividad interna frente a la externa en el caso de las exportaciones totales. En la medida en que la tasa de cambio real es sólo uno de los componentes del precio relativo de las exportaciones, se hace necesario incluirla simultáneamente con el precio externo real de las exportaciones. De lo contrario, la especificación del modelo puede prestarse para cuestionamientos en la medida en que el último término mencionado estaría siendo capturado por el error estadístico.

Pretendemos con este comentario, establecer una crítica a aquellos trabajos que con el propósito de establecer determinantes de exportaciones (totales o no tradicionales), incluyen únicamente el tipo de cambio real sin considerar variables indispensables como el precio externo real de los bienes exportables.