Indices de precios y deflactores de la tasa de cambio*

Roberto Steiner
Andrea Wüllner

I. INTRODUCCION Y RESUMEN

En Colombia al igual que en otros países la política económica suele expresarse como un conjunto de medidas que, entre otras, pretenden lograr determinada trayectoria para la tasa de cambio real (TCR). La TCR no es un concepto contable; debe ser definido y calculado a través de algún indicador. Teóricamente, se suele referir a la relación entre el precio de los bienes transables y el de los no transables[1].

Puesto que operativamente es difícil medir el grado de comerciabilidad de un bien[2], la TCR es aproximada por la tasa de cambio nominal (E), corregida por el relativo de dos índices, uno externo el otro interno. Se pretende que los índices aproximen la competitividad interna vis á vis la externa, lo cual no es algo trivial[3]. Si el factor productivo dominante es el trabajo, los salarios son una buena medida de competitividad relativa, siempre que su productividad evolucione de manera similar interna y externamente. Si ese no es el caso, habría que corregir por diferenciales en productividad[4]. Si se opta por deflactar por salarios pero no se cuenta oportunamente con información sobre éstos, es razonable utilizar el IPC, en tanto el mismo describa en forma cercana la evolución de aquéllos. Por el contrario, si el factor dominante es el capital, quizás lo más adecuado es deflactar por un índice de precios en el cual tengan peso específico los bienes de capital.

Tampoco es evidente la definición del componente externo. Puede tratarse del resto del mundo o solamente de los países con los cuales se comercia o los

* En este artículo se presentan algunos resultados de un estudio elaborado para el Fonade. Se agradecen los comentarios de los asistentes al seminario de Fedesarrollo.

[1] Tema que es desarrollado, entre otros, en Edwards (1990) y en De Gregorio, et.al. (1993b).

[2] El concepto de «transabilidad» se analiza en De Gregorio, et. al. (1993). Una aplicación alternativa para Colombia aparece en Wunder (1992).

[3] De hecho, como se sugiere entre otros en Lora (1985), tampoco es analíticamente evidente si lo relevante es hablar de competitividad-costo o competitividad-precio.

[4] Procedimiento que para el caso colombiano se sigue en Clavijo (1990).

países con los cuales se compite. Las versiones que hemos sugerido y que de ninguna manera constituyen un inventario exhaustivo, arrojan estimativos diferentes. Cada uno será útil para algunos propósitos. Además, cada rama de la producción tendrá un indicador que le resulte más pertinente[5].

No obstante que desde un punto de vista analítico es difícil argumentar que haya una forma de construcción correcta, en el caso colombiano existe una referencia obligatoria: el índice que calcula el Banco de la República (ITCRBR). Sobre la evolución de dicho indicador periódicamente se expresan las intenciones de la autoridad cambiaria y monetaria. El mismo utiliza como deflactores los índices de precios al por mayor (o al productor, donde éstos existen). Contempla como elemento externo los 18 principales socios comerciales de Colombia en 1986.[6] El Cuadro 1, tomado de Steiner (1991), compara el ITCRBR con algunos otros que se producen para Colombia. Cada indicador señala niveles diferentes, si bien todos parecen compartir una tendencia común en el largo plazo.

Algunos estudios han sugerido que el ITCRBR es poco sensible a la definición de socios comerciales[7]. Además, se ha sugerido que para el período 1980-1992 su nivel promedio habría sido prácticamente el mismo si se hubiese deflactado por precios al consumidor[8]. Este resultado concuerda con estimaciones que sugieren que, por lo menos hasta 1992, los precios minoristas y mayoristas han guardado una relación estrecha[9].

A pesar de lo anterior, es evidente que cualquier definición de TCR se ha depreciado más desde diciembre de 1991 hasta la fecha si se deflacta por el IPC y no por el IPP, ya que en este período la inflación minorista ha sido superior a la mayorista. Sin embargo la discrepancia entre los dos índices durante corto tiempo no constituye una razón sólida para redefinir el ITCR. No obstante existe la posibilidad de que reformas estructurales lleven a que los dos indicadores evolucionen de manera diferente durante largo tiempo. Así, se podría esperar que la apertura económica lleve a un aumento del IPC superior al del IPP, en virtud a que las disminuciones de aranceles y de restricciones cuantitativas afectan en forma más directa los precios al productor que los precios al consumidor, en tanto parte de los segundos son no comerciables. Este efecto diferencial es sólo temporal, pues la baja de aranceles no es continua en el tiempo. Sin embargo, con aranceles bajos la competencia determina que la dinámica de los precios al por mayor esté vinculada a la inflación externa y a la devaluación, mientras que la de los precios minoristas esté influenciada por la rigidez característica de algunos no transables. Por esta vía, la apertura podría determinar que los precios mayoristas y minoristas difieran en forma sostenida[10].

Resulta interesante dilucidar si la diferencia entre los dos indicadores de precios se afecta con el grado de apertura. Si éste crea un amplio diferencial entre los índices, se debe definir cuál preferir como deflactor de la TCR, por ejemplo determinando cuál, si alguno, explica mejor los principales componentes de la balanza comercial. El presente trabajo busca dar luces respecto a estos interrogantes. En el segundo capítulo se analiza la evolución de la inflación del IPP y del IPC y del diferencial de inflaciones en un amplio grupo de países. Se presenta

[5] Hecho que recibe soporte empírico en el trabajo de Steiner y Botero (1994), en donde se muestra que la «transmisión» de la tasa de cambio a los precios de exportación no es la misma a través de sectores.

[6] Su forma de construcción se detalla en la Revista del Banco de la República de enero de 1988.

[7] En particular, Salgado, et.al. (1992).

[8] Cálculos presentados en Salgado y Acosta (1993).

[9] Véase Carrasquilla (1992).

[10] En un interesante estudio, Engel (1992) analiza un tema similar. De manera sorprendente concluye que para el caso de los países del G-7, el precio interno del bien X se aproxima más al precio interno del bien Y que al precio externo del bien X.

Cuadro 1. INDICES DE TASAS DE CAMBIO REAL PARA COLOMBIA (Base 1981=100)

Promedio	B. de la R.[1]	F.M.I[2]	Modelo Mexicano[3]	Fedesarrollo[4]		C.E.P.A.L.[5]		
				Importac.	Exportac.	Exportac.	Exportaciones A	Exportaciones B
1981	100.00	100,00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1982	92.71	93,50	91.40	93.21	94.36	92.66	92.46	90.48
1983	90.18	93,69	92.17	94.05	91.26	91.66	91.80	86.73
1984	97.89	101,65	96.28	102.23	88.54	98.22	96.83	86.83
1985	112.03	114,56	110.40	118.43	98.97	111.23	109.29	101.32
1986	132.95	143,77	140.95	155.10	132.31	136.60	140.11	127.36
1987	136.26	159,44	155.97	170.63	136.79	148.05	156.07	144.78
1988	136.42	165,18	162.13	176.50	141.72	151.84	157.92	148.43
1989	139.13	170,80	162.00	186.40	152.17	153.50	157.27	148.02
1990	156.14	190,95	181.64	212.26	180.09	157.86	183.72	N.D

1 Ponderaciones con base en el comercio colombiano en 1986, excluyendo café e incluyendo el comercio fronterizo colombo-venezolano. Deflactado por precios al mayor. Se calcula geométricamente e incluye los principales 18 socios comerciales.

2 No incluye petroleo; pondera por 18 socios comerciales con base en su importancia en los años 1980-1982, teniendo en cuenta precios y tasas de cambio de los principales competidores en dichos mercados. Se calcula geométricamente, utilizando precios al consumidor.

3 Calculado teniedo en cuenta información relativa a 133 países, según su participación en el PIB mundial. Es la metodología utilizada por el Banco Central de México; la información para el cálculo fue proporcionada por Hernando José Gómez.

4 Se calcula con base en la participación de 21 países en el comercio colombiano en 1987, excluyendo el café. Se calcula geométricamente y se deflacta por el IPC.

5 Calculado respecto a las monedas de los principales socios comerciales, ponderados por la importancia relativa dentro de las exportaciones o de las importaciones. Ponderaciones con base en 1982-1985. La serie "A" deflactada por precios al por mayor y la "B" por el índice de salarios medios nacionales de obreros en la índustria manufacturera.

evidencia empírica en favor de las siguientes apreciaciones: (i) En términos relativos, los diferenciales de inflación varían inversamente con el nivel de la misma. Por lo tanto, el tema del diferencial sería más relevante para Colombia, en razón al firme propósito de reducir la inflación. (ii) Como lo han sugerido otros estudios, el nivel y la variabilidad de la inflación están positivamente correlacionados. No es propósito del estudio dilucidar la causalidad implícita en dicha relación. (iii) Ni el nivel de la inflación ni el diferencial entre inflación mayorista y minorista parecen depender del grado de apertura, medida esta última por la importancia relativa del comercio internacional

dentro del PIB. (iv) Sorprendentemente, en la mayoría de países considerados no existe cointegración entre la inflación mayorista y la inflación minorista.

El tercer capítulo realza la importancia del manejo cambiario en la determinación de la inflación. Se sugiere que aquél, más que el grado de apertura, juega un papel clave en la generación de diferencias entre inflaciones. Adicionalmente, se construyen medidas alternativas de TCR y se estudia cuál de ellas es más relevante para explicar la evolución de las exportaciones. Los resultados son interesantes. Como norma general, la demanda mundial parece ser un determinante importante de las exportaciones, no así las diferentes medidas de TCR.

II. UNA PRIMERA APROXIMACION

A. Nivel y desviación estándar de la inflación y diferenciales de inflación

El análisis que se presenta a continuación se realizó con base en la evolución de las tasas de inflación provenientes tanto del índice de precios al consumidor (INFC) como del índice precios al por mayor (INFP) de una muestra compuesta por 20 países[11], dentro de los cuales se contemplan los principales socios comerciales de Colombia y algunos países de Asia Suroriental que han presentado fuertes procesos de liberación comercial. Los países analizados son Alemania, Argentina, Brasil, Canadá, Chile, Colombia, Corea, España, Estados Unidos, Francia, Holanda, Italia, Japón, México, Reino Unido, Singapur, Suecia, Suiza, Tailandia y Venezuela. El período de análisis va de 1972 a 1992 y se toman datos trimestrales[12]. Con el propósito de familiarizarnos con la información que se analiza posteriormente en más detalle, en el Cuadro 2 se presenta para el período completo y para dos subperíodos de diez años la inflación trimestral promedio. Así mismo, se reporta la desviación estándar de la inflación y la desviación estándar ponderada[13], ambas para el período completo.

Para todos los países de baja inflación ésta, bien sea al por mayor o al consumidor, fue menor en el segundo subperíodo que en el primero; el fenómeno opuesto sucede en los países de alta inflación, con excepción de Chile. En los países de inflación moderada no hay un patrón tan claro. Destacamos la gran similitud de la inflación colombiana entre un período y otro.

Del Cuadro también se desprende que para todos los países de baja inflación, durante el segundo período -es decir, cuando la inflación se hace menor- el aumento de los precios al consumidor supera el de los precios al por mayor. En el primer período, aunque no de forma sistemática, son comunes los casos en que la inflación minorista es inferior a la mayorista. Ello con seguridad se explica en que durante el primero se sucedieron las dos crisis del petróleo, las cuales debieron impactar más los precios al productor que los precios al consumidor. En el caso de Colombia, tal y como lo han reportado estudios que ya referenciamos, las inflaciones al por mayor y al consumidor han tenido un comportamiento similar, patrón que se cumple tanto para el período completo como en cada uno de los subperíodos.

Del Cuadro 2 se desprende que la desviación estándar de la inflación (tanto al por menor como al por mayor) es mayor entre más alta sea la inflación, aunque si se analiza la desviación estándar ponderada, se observa que no existe una relación clara entre el nivel de inflación y la desviación estándar así medida. El Cuadro 3 (regresiones 1a-1d)

[11] En varios países no se producen índices de precios al productor. En tales casos, INFP se aproxima por la evolución del índice de precios al por mayor.

[12] La información proviene de las estadísticas publicadas por el Fondo Monetario Internacional.

[13] Se entiende por desviación estándar ponderada la desviación estándar normalizada por la media respectiva.

Cuadro 2. INFLACION TRIMESTRAL PROMEDIO[1] (Porcentajes)

	1972-82		1983-92		1972-92		Desv. estandar[2]		Desv. estandar ponderada[3]	
País	**INFP**	**INFC**	**INFP**	**INFC**	**INFP**	**INFC**	**INFP**	**INFC**	**INFP**	**INFC**
Inflación baja										
Singapur	1.22	1.83	-0.52	0.42	0.29	1.15	3.04	2.06	1033.76	178.82
Suiza	0.90	1.22	0.20	0.76	0.56	1.00	1.40	1.80	142.30	104.80
Japón	1.87	2.00	-0.41	0.43	0.77	1.24	2.56	3.86	155.77	125.94
Alemania	1.37	1.08	0.26	0.54	0.84	0.82	1.07	1.29	127.51	157.52
Holanda	1.86	2.31	0.28	0.49	1.10	1.43	1.44	1.53	101.17	54.76
USA	2.23	2.03	0.45	0.93	1.37	1.50	1.70	0.87	123.83	57.67
Francia	2.32	2.59	0.66	1.02	1.52	1.84	2.49	2.61	131.37	181.57
Canadá	2.67	2.28	0.50	1.01	1.63	1.67	1.84	0.84	113.15	50.61
Tailandia	2.57	2.49	0.71	0.88	1.69	1.72	2.40	1.72	73.38	74.31
Suecia	2.81	2.36	0.91	1.58	1.90	1.99	1.91	0.84	247.82	84.29
Inflación moderada										
España	3.31	3.75	1.11	1.80	2.25	2.81	2.08	1.03	163.91	56.22
Reino Unido	3.31	3.23	1.21	1.33	2.30	2.32	1.69	1.07	100.66	54.02
Corea	4.21	4.75	0.33	1.25	2.34	3.06	3.65	1.47	92.31	52.26
Italia	4.09	3.78	1.30	1.73	2.74	2.80	2.77	1.53	333.80	123.16
Venezuela	2.44	2.43	6.69	6.59	4.49	4.44	6.05	4.79	134.92	108.05
Colombia	5.85	5.65	5.50	5.56	5.68	5.61	1.93	3.06	34.02	54.52
México	5.93	5.84	12.04	12.06	8.88	8.84	8.47	7.47	95.46	84.57
Inflación alta										
Chile	31.59	23.47	4.81	5.05	18.68	14.59	47.23	19.96	252.80	136.79
Brasil	11.25	10.83	63.86	63.63	36.60	36.28	50.27	49.40	137.34	136.17
Argentina	26.32	25.56	62.58	64.26	43.80	44.21	74.88	73.89	170.98	167.15

[1] INFP = Inflación medida con base en el IPM.
INFC = Inflación medida con base en el IPC.

[2] Tanto la desviación estándar como la desviación estándar ponderada se miden para el período completo.

[3] Por desviación estándar se entiende la desviación estándar normalizada por la inflación trimestral promedio respectiva.

Fuente: Estadísticas Financieras Mundiales. FMI y cálculos de Fedesarrollo.

Cuadro 3. ALGUNAS APROXIMACIONES EMPIRICAS

	Variable dependiente	Constante	Desviación estándar	Desviación estándar ponderada	Grado de apertura	Cambio en grado de apertura	R2
1.a. INFP	0.0075 (0.960)	0.5687 (16.793)					0.9367
1.b. INFP	0.0795 (2.106)		-0.0052 (-0.383)				-0.0470
1.c. INFC	0.0132 (3.122)	0.6238 (30.375)					0.9780
1.d. INFC	-0.0286 (-0.453)		0.0961 (1.700)				0.0905
2.a. INFP	0.1079 (2.773)				-0.1561 (-1.345)		0.0409
2.b. INFC	0.1066 (2.790)				-0.1509 (-1.325)		0.0382
3.a. INFP	0.0600 (1.516)					-0.9240 (-1.811)	0.1071
3.b. INFC	0.0636 (1.625)					-0.7972 (-1.582)	0.0732
4.a. DS	0.0017 (1.245)				0.0013 (0.313)		-0.0499
4.b. DS[1]	0.0028 (2.584)				0.0014 (0.439)		-0.0444
5.a. INFP	0.2230 (0.804)				2.7386 (8.967)		0.8069
5.b. INFC	0.8520 (6.610)				0.2827 (1.997)		0.1358

Nota: Valores t entre paréntesis. Por desviación estándar ponderada se entiende la desviación estándar dividida por el valor promedio de la varible respectiva.

[1] En valores absolutos.

Fuente: Cálculos de Fedesarrollo.

sugiere una alta correlación entre las dos variables, tanto para la inflación al por mayor como para la inflación al consumidor, resultado que coincide con la mayoría de los reportados en la literatura sobre el tema[14]. Cuando se toma la desviación estándar en términos ponderados se pierde dicha correlación. No es propósito del presente trabajo hacer especulaciones en torno al posible sentido de causalidad entre el nivel de la inflación y su desviación estándar.

B. Importancia del grado de apertura

Como se mencionó con anterioridad, el grado de apertura puede ser un determinante del nivel de inflación y también factor explicatorio del comportamiento diferencial de los precios al por mayor y al consumidor[15]. Existe evidencia en el sentido que en los países desarrollados se da una tendencia a que la inflación de los transables sea inferior a la de los no transables[16]. La mayor inflación de los primeros se debe a fenómenos de demanda, mientras que la menor inflación de los segundos se debe a mejoras en productividad. Ello es soporte para afirmar que la inflación medida a través del IPC (en el cual pesan significativamente los bienes no transables) deba tender a ser mayor que la medida a través del IPP.

No es claro que los países desarrollados sean los más abiertos, por lo menos para determinadas definiciones de apertura[17]. Hemos calculado un índice de apertura a partir de la relación entre las exportaciones más las importaciones y el PIB (Cuadro 4). El grado de apertura va desde 15.6% en Argentina hasta 347% en Singapur, con algunos países desarrollados entre los más cerrados y otros entre los más abiertos. Vale la pena mencionar Colombia se ubica entre los países menos abiertos, con un coeficiente de apertura ligeramente superior al 30%. Se ha construido un diferencial de inflación (DS), calculado como el cociente de inflaciones, ((1+INFC)/(1+INFP))-1, el cual también se presenta en el Cuadro 4. Para el período completo el mismo ha variado desde -0.01% en Alemania hasta 1.12% en Argentina. DS aumentó sistemáticamente entre el primero y el segundo período en los países de inflación baja y media.

Una simple aproximación econométrica a la relación entre el nivel de inflación y el grado de apertura se presenta en el Cuadro 3 (ecuaciones 2a y 2b). Para todo el período en su conjunto no hay evidencia de relación entre las dos variables, utilizando tanto inflación al por mayor como al por menor. En las ecuaciones 3a y 3b se analiza la relación entre cambio en el nivel de inflación -la diferencia en el nivel promedio de inflación entre 1983-92 y 1972-82- con el cambio en el nivel de apertura -definido de igual manera-. Los resultados de nuevo indican que no existe evidencia a favor de una correlación entre las variables consideradas.

Resulta interesante indagar acerca de la relación entre el diferencial de inflación y la apertura. Un sencillo ejercicio se reporta en el Cuadro 3 (ecuaciones 4a y 4b). Los resultados son interesantes. No parece haber relación entre el diferencial de inflación (DS) y la apertura. En el mismo Cuadro (ecuaciones 5a y 5b) se presenta otro ejercicio, en el cual se relacionan la desviación estándar ponderada y el grado de apertura, encontrándose correlación tanto para la desviación estándar ponderada, medida por el IPC, como para la medida por el IPM.

Los ejercicios presentados sugieren una serie de rasgos que vale la pena recalcar. De una parte, hay una fuerte correlación positiva entre el nivel de la inflación y la desviación estándar de la misma. Así

[14] Véase por ejemplo Mizon (1991).

[15] Al respecto, véase el reciente trabajo de Romer (1993).

[16] Ver De Gregorio, et. al. (1993).

[17] Una de las muchas formas de medir el grado de apertura es a través del nivel promedio de aranceles o de alguna variable que aproxime el monto de las restricciones cuantitativas.

Cuadro 4. DIFERENCIAL DE INFLACIONES Y GRADO DE APERTURA (Porcentaje)

País	1972-82			1983-92			1972-92	
	DS[1]	DP	GA[2]	DS	DP	GA	DS	DP
Inflación baja								
Alemania	-0.27	-19.61	49.51	0.27	104.42	57.23	-0.01	-0.88
Canadá	-0.35	-13.26	48.65	0.51	101.89	51.57	0.06	3.89
Francia	0.34	14.53	42.15	0.38	57.52	46.59	0.36	23.50
Holanda	0.44	23.76	94.12	0.21	73.80	105.87	0.33	30.00
Japón	0.18	9.47	24.97	0.86	-208.50	21.67	0.51	66.12
Suecia	-0.41	-14.57	58.46	0.68	74.27	64.67	0.11	6.01
Singapur	-0.16	-12.77	335.23	1.04	-201.26	347.39	0.48	164.64
Suiza	0.33	36.74	78.88	0.56	283.66	86.80	0.44	78.76
Tailandia	-0.05	-2.03	47.10	0.21	29.75	54.16	0.07	4.37
Reino Unido	-0.06	-1.89	52.60	0.11	9.37	51.71	0.02	0.97
Estados Unidos	-0.17	-7.84	16.59	0.48	106.47	18.77	0.14	10.38
Inflación moderada								
Colombia	-0.19	-3.32	30.44	0.05	0.84	32.08	-0.08	-1.37
España	0.47	14.06	31.51	0.69	62.54	39.28	0.57	25.57
Italia	-0.23	-5.69	44.14	0.45	34.37	40.41	0.09	3.45
Corea	0.52	12.42	66.65	0.92	273.95	68.28	0.71	30.43
México	-0.05	-0.84	20.42	0.19	1.55	29.50	0.06	0.72
Venezuela	0.01	0.43	57.91	0.07	1.00	46.27	0.04	0.84
Inflación baja								
Argentina	-0.14	-0.52	14.83	2.48	3.97	15.60	1.12	2.57
Brasil	-0.33	-2.98	18.14	0.10	0.16	17.31	-0.12	-0.34
Chile	-2.04	-6.45	40.80	0.28	5.90	59.92	-0.92	-4.92

[1] DS = Diferencial simple de inflación. medido como la diferencia porcentual entre IPC y el IPP.
DP = Diferencial ponderado. medido como el diferencial simple ponderado por el IPP.

[2] El grado de apertura (GA) se mide como la participación de las importaciones en el PIB.

Fuente: Estadísticas Financieras Mundiales. FMI y cálculos de Fedesarrollo.

mismo, el nivel de inflación no se correlaciona con el grado de apertura, e igual cosa sucede con el diferencial de inflación. No parece haber evidencia de que la relevancia en la escogencia de deflactores se incremente con la apertura.

C. Análisis de series de tiempo

La existencia de convergencia entre los indicadores de precios implica una relación estable de largo plazo entre dichos indicadores. Una relación de

largo plazo entre series que presentan comportamientos similares se puede verificar a través del análisis de cointegración[18]. Para comprobar si dos series están cointegradas, es preciso determinar el orden de integración de las mismas, para lo cual se utiliza el estadístico de Dickey y Fuller Ampliado (ADF). Los resultados se reportan en el trabajo original. En aquellos países donde los dos índices son integrados de distinto orden, y en los países donde las series son integradas de orden cero, no es posible encontrar una relación de largo plazo a través de la metodología de cointegración. En estos casos sólo se puede establecer la relación de corto plazo entre las mismas.

Adicionalmente se procedió a determinar si las series de INFC e INFP estaban cointegradas, para aquellos países en que presentaban el mismo orden de integración. Los resultados se encuentran en el Cuadro 5; sugieren que tan sólo existe evidencia de cointegración en los índices de inflación de Suecia y del Reino Unido. Para los demás países es posible que la inflación mayorista y la minorista se relacionen en el corto plazo, pero dicha relación no está condicionada por una relación estable de largo plazo.

Existen limitaciones al análisis que se ha presentado, que se pueden reflejar en los resultados obtenidos. En primer lugar, las canastas que conforman el IPP y el IPC varían de país a país. En segundo lugar, no se sabe en qué momento se ha cambiado la composición de las canastas, con base en las cuales se calculan los índices. Un cambio en la composición puede oscurecer la posibilidad de encontrar incidencia de la apertura comercial sobre los indicadores de precios.

D. Importancia del manejo cambiario

Todo lo anterior puede estar sugiriendo que la disyuntiva de escoger entre uno u otro deflactor se

[18] Engle y Granger (1987).

Cuadro 5. PRUEBAS DE COINTEGRACION (INFC-INFP)

PAIS	t	1%	5%	10%
Alemania	-2,1358	-4,0459	-3,4189	-3,1015
España	-1,5340	-4,0401	-3,4157	-3,0993
Francia	-1,9579	-4,0314	-3,4109	-3,0961
Italia	-1,8037	-4,0383	-3,4147	-3,0988
Suecia	-4,2613	-4,0347	-3,4127	-3,0973
Reino Unido	-3,7400	-4,0420	-3,4167	-3,1000
Brasil	-2,0323	-4,0479	-3,4200	-3,1022
Colombia	-2,8691	-4,0383	-3,4147	-3,0986
Venezuela	-1,3047	-4,0479	-3,4200	-3,1022

Fuente: Cálculos de Fedesarrollo.

vuelve o no relevante más en función del manejo cambiario que del grado de apertura. En Colombia, y en algunos otros países, han coincidido en el tiempo el uso de la tasa de cambio como mecanismo de estabilización de precios y la implementación de agresivos programas de apertura. Probablemente es el primero de dichos factores, más que el segundo, el que vuelve realmente crucial el tema del índice de precios más apropiado para deflactar la tasa de cambio.

Se pueden considerar dos casos extremos: a) la inflación relevante en la definición de la TCR solamente incluye bienes transables. La TCR así medida será constante, independientemente de que la inflación al consumidor (que incluye no transables) sea alta y la devaluación nominal baja. b) En un segundo caso la inflación relevante en la definición de la TCR solamente incluye no transables. En tal caso, la evolución de la TCR dependerá crucialmente de la política de devaluación.

En estos asuntos resulta útil citar al Presidente del Banco Central de la Argentina: «La interrogante es: ¿Cómo puede funcionar correctamente la economía, luego de haber acumulado 30% de inflación en los

últimos 16 meses (precios de menudeo), con un tipo de cambio nominal que permaneció inalterado? Se podría concluir que en tales circunstancias, si bien la inflación tendría un comportamiento adecuado, el nivel del tipo de cambio se encontraría fuera de equilibrio. Cabe indicar de inmediato que tal conclusión es muy aventurada. Poco tiene que ver con la competitividad de nuestra producción nacional el aumento de precio de las comidas en los restaurantes, la medicina prepagada, los servicios de peluquería, por mencionar algunos de los rubros que más gravitan sobre los índices inflacionarios. Sería más correcto tomar la variación de los precios de mayoreo (6% desde abril de 1991)»[19].

Una posible respuesta a este conflicto radica en analizar los determinantes de las exportaciones. Puesto que usualmente se acepta que la TCR es uno de ellos, entonces un criterio para dilucidar cuál definición privilegiar es determinar cuál explica más satisfactoriamente la evolución de las exportaciones. El modelo a estimar plantea una relación entre exportaciones, demanda mundial y TCR, así:

$$X = \alpha_0 + \alpha_1 TCR + \alpha_2 Y^* \qquad (1)$$

donde Y^* el ingreso mundial. Si las variables están en logaritmos, los coeficientes a representan elasticidades.

Es importante anotar que en (1) se describe el modelo más sencillo que se pueda concebir para analizar los determinantes de las exportaciones. Otros factores -como pueden ser la demanda interna, los subsidios, etc.- se han dejado por fuera, no porque no tengan relevancia práctica, sino porque complican innecesariamente el objetivo que perseguimos, el cual está vinculado a la escogencia de la TCR más apropiada y no a la especificación del «mejor» modelo para explicar las exportaciones.

[19] Fernández (1992).

Vamos a utilizar una definición de TCR que corrige la tasa de cambio nominal por el diferencial de precios internos y externos. Como índice de precios externos se toma el índice de inflación mayorista de los países desarrollados[20], y como interno dos aproximaciones: al por mayor y al consumidor. La demanda mundial está representada por el índice de producción industrial (IPI) de los países de la OECD. Se toman las exportaciones *totales*, medidas en dólares corrientes. Las variables tienen periodicidad anual[21]. La TCR que toma como base el IPM es ITCR1; la que toma como base el IPC es ITCR2.

Se realizaron pruebas de cointegración bivariada y cointegración múltiple[22], tomando tanto el conjunto de variables como subgrupos conformados por las independientes. En todos los casos se encuentra que no existe suficiente evidencia estadística para suponer que existe cointegración entre las variables consideradas; se puede concluir que no existe una relación de largo plazo entre las exportaciones y los determinantes contemplados en (1), los más usuales en la teoría económica.

En los Cuadros 6 y 7 se presentan los resultados de las regresiones que se hicieron con base en la función de exportaciones (1), sin restringir las variables a que respeten una relación estable de largo plazo ya que, como acabamos de reportar, dicha relación no existe en ningún caso. En el Cuadro 6 se trabaja con ITCR1; en el 7 con ITCR2. Se toman las variables diferenciadas el número de veces que sea necesario para que sean integradas de orden cero (lo cual genera dificultades en la

[20] No se ha tomado un índice de precios mundial. En términos del comercio internacional, los países desarrollados dominan gran parte del mismo.

[21] Se excluyeron algunos países con los cuales se había trabajado anteriormente, en unos casos por falta de información, como es el caso de Singapur y en otros por la dificultad que existe en el manejo econométrico de ciertas variables, como ocurre con las series de precios en Argentina y Brasil.

[22] Las pruebas de raíz unitaria y las de cointegración se pueden consultar en la versión original.

interpretación de algunos resultados).Se encuentra que, excepto para los casos de Estados Unidos, Italia y Chile, no existe evidencia de que en un modelo simple como el planteado exista relación entre la TCR, cualquiera sea su definición, y las exportaciones totales[23]. Es importante anotar que este resultado, de por sí sorprendente, no necesariamente va en contra de resultados que indican que existe algún tipo de relación estadística entre dichas variables, pues seguramente un modelo más complejo y con observaciones más frecuentes puede arrojar resultados diferentes[24]. Además de lo anotado anteriormente, el modelo reportado es «sencillo» en el sentido de que solamente capta relaciones contemporáneas, bajo el entendido de que con periodicidad anual quizás no sea razonable trabajar con una compleja estructura de rezagos.

Un resultado que se desprende de las estimaciones es que en prácticamente todos los casos el IPI presenta una clara correlación positiva con las exportaciones. Esto indica la importancia de la demanda como determinante del comercio mundial, por lo menos en estimaciones de periodicidad anual.Los resultados encontrados para Colombia muestran que ninguna de las dos definiciones de TCR ni el IPI explican el comportamiento de las exportaciones totales.

Además de la periodicidad anual, con seguridad en este resultado juega un importante papel el hecho de utilizar las exportaciones totales. Teniendo en consideración esta limitación, se hizo una estimación adicional, en la cual se toman las exportaciones no tradicionales. Los resultados encontrados y que por brevedad no se reportan, no son significativamente diferentes a los encontrados en los modelos en los que se toman las exportaciones totales.

IV. CONCLUSION

El resultado del presente estudio sorprende. Se partió de la premisa de que la TCR es un determinante fundamental de las exportaciones y que puede haber diferencias importantes si la tasa de cambio se deflacta por precios mayoristas o minoristas. Nuestras estimaciones sugieren que, utilizando cifras anuales para un amplio grupo de países, la premisa no era válida. Mientras que una «proxy» de demanda es elemento determinante de las exportaciones, no sucede lo mismo con la TCR. Por ello, quizás no sea tan importante diferenciar entre alternativas de deflactar. Tampoco es claro que haya relación entre precios mayoristas y minoristas y el grado de apertura, por lo menos para una definición de esta última. Estos resultados sugieren que se debe profundizar en el análisis de otros determinantes de las exportaciones, dentro de los cuales se podría incluir una definición alternativa de TCR que explícitamente actúe como «proxy» del incentivo a invertir en los sectores productores de transables. El escepticismo que proviene de los resultados de este trabajo confirma el que se dedujo en uno anterior[25], en el que se mostró que, para el caso de Colombia, no existe una relación estable de largo plazo entre una TCR versión PPP -como la que elabora el Banco de la República- y el precio relativo de los bienes transables respecto de los no transables.

[23] Además, analizando los dos modelos que se presentan en los Cuadros 8 y 9, se tiene que tan sólo para Estados Unidos, Italia y Chile existen diferencias significativas en el uso de las dos definiciones de TCR.

[24] En la versión original del presente trabajo se considera el mismo modelo con una periodicidad trimestral y los resultados, para el caso de Colombia, se invierten: la TCR se vuelve significativa y la demanda mundial pierde importancia.

[25] Steiner (1993).

Cuadro 6. RESULTADOS DEL MODELO 1 PARA EXPORTACIONES TOTALES
Variables en logaritmos

País	Constante	ITCR1	IPI	R2	Signif. Q
Alemania	0,0047	-0,1459	1,6143	0.22	0,9048
	(0,3798)	(-1,1034)	(2,5607)		
Canadá	0,4721	-0,2524	3,4880	0.33	0,8177
	(0,7482)	(-0,7961)	(3,4406)		
España	-0,0191	0,0080	2,6490	0.06	0,7800
	(-0,6844)	(0,0271)	(1,6788)		
Francia	-0,0015	-0,0526	1,7933	0.05	0,3921
	(-0,0747)	(-0,1529)	(1,7104)		
Holanda	0,0491	-0,0139	1,5609	0.26	0,9657
	(0,3964)	(-0,2232)	(2,9450)		
Italia	0,0042	-0,3554	1,3033	0.26	0,4891
	(0,3802)	(-1,7397)	(2,3552)		
Japón	0,0059	-0,1037	1,3747	0.19	0,7345
	(0,5504)	(-0,6018)	(2,5966)		
Suiza	0,0386	-0,0185	1,3227	0.17	0,4674
	(0,3229)	(-0,3093)	(2,4393)		
Reino Unido	0,0076	-0,1376	1,4631	0.10	0,9237
	(0,5196)	(-0,8414)	(1,9475)		
USA	0,0141	1,4196	2,8722	0.55	0,8839
	(1,2136)	(2,9032)	(4,7502)		
Corea	0,0200	0,1821	0,7202	0.00	0,5326
	(1,6795)	(0,6276)	(1,2019)		
Tailandia	0,2276	-0,1020	2,2381	0.31	0,2602
	(0,6964)	(-0,6299)	(3,2826)		
Chile	3,0052	-0,3097	-2,6581	0.21	0,0808
	(10,4944)	(2,3131)	(-1,2189)		
Colombia	2,9208	1,2163	-1,3084	0.00	0,0000
	(89,5308)	(1,1731)	(-0,7886)		
México	0,0190	0,1655	1,2321	0.14	0,2001
	(1,6796)	(1,0482)	(2,1274)		
Venezuela	0,0177	-0,0415	0,3850	-0.07	0,2447
	(1,6117)	(-0,3858)	(0,6843)		

Nota: ITCR1 = Indice de tasa de cambio real definido con base en el IPM,
IPI = Indice de producción industrial de los países de la OECD,
XM = Exportaciones del país en millones de dólares corrientes, valores t en paréntesis.
Fuente: Cálculos de Fedesarrollo.

Cuadro 7. RESULTADOS DEL MODELO 2 PARA EXPORTACIONES TOTALES
Variables en logaritmos

País	Constante	ITCR1	IPI	R2	Signif. Q
Alemania	0,0012	-0,2877	1,6024	0.27	0,7846
	(0,10013)	(-1,4790)	(2,6882)		
Canadá	-0,0294	0,3456	3,3569	0.31	0,8225
	(1,4958)	(0,4415)	(3,3327)		
España	-0,0134	0,1620	2,7841	0.13	0,3251
	(-0,5117)	(0,5166)	(2,0680)		
Francia	-0,0081	-0,4293	1,8318	0.11	0,3922
	(-0,3935)	(-1,0718)	(1,8226)		
Holanda	0,0197	0,0009	1,5259	0.26	0,9653
	(0,2285)	(0,0217)	(2,8663)		
Italia	0,0035	-0,4193	1,3285	0.31	0,4137
	(0,3248)	(-2,0895)	(2,4804)		
Japón	-0,0207	0,0140	1,3033	0.18	0,7417
	(-0,2210)	(0,3074)	(2,4016)		
Suiza	0,0298	-0,0140	1,3233	0.17	0,4562
	(0,3130)	(-0,2961)	(2,4268)		
Reino Unido	0,0369	-0,0132	1,4270	0.08	0,8296
	(0,4088)	(-0,3140)	(1,9021)		
USA	0,0211	1,9555	2,4070	0.43	0,3857
	(1,6197)	(1,7461)	(3,6268)		
Corea	-0,0444	0,0311	0,6814	-0.01	0,5083
	(-0,3284)	(0,4651)	(1,0868)		
Tailandia	0,0219	0,2953	2,2177	0.30	0,2183
	(1,6892)	(0,5156)	(3,2474)		
Chile	1,9560	0,2004	-2,1718	0.08	0,0075
	(6,92843)	(1,4148)	(-0,8956)		
Colombia	2,9205	1,0844	-1,5276	-0.02	0,0000
	(88,2629)	(0,9604)	(-0,9018)		
México	0,0181	0,1801	1,3037	0.18	0,1891
	(1,6593)	(1,4025)	(2,2812)		
Venezuela	0,0176	-0,0385	0,3919	-0.07	0,2305
	(1,6011)	(-0,4000)	(0,6965)		

Nota: ITCR2 = Indice de tasa de cambio real definido con base en el IPC.
IPI = Indice de producción industrial de los países de la OECD.
XM = Exportaciones del país en millones de dólares corrientes, valores t en paréntesis.
Fuente: Cálculos de Fedesarrollo.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Carrasquilla, A. (1992), «Convergencia de los índices de precios en Colombia», Banco de la República, mimeo.

Clavijo, S. (1990), «Productividad laboral, multifactorial y tasa de cambio real en Colombia», *Ensayos Sobre Política Económica*, junio.

De Gregorio, J., Giovannini, A., Wolf, H. (1993), «International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation». National Bureau of Economic Research, *Working Paper Series*.

y T. Krueger (1993b), «The Behavior of Nontradable Goods Prices in Europe, Evidence and Interpretation», *IMF Working Paper*, WP/93/45.

Edwards, S. (1990), «Real exchange rates in developing countries: concepts and measurements», en T. Grennes (ed.) *International Financial Markets and Agricultural Trade*.

Engel, C. (1993), «Real exchange rates and relative prices: an empirical investigation», *Journal of Monetary Economics*, agosto.

Engle R.F. y Granger C.W.J. (1987), «Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing». *Econometrica* 55.

Fernández, R. (1992), «Transición de inflaciones intermedias a tasas de un dígito: el caso argentino», *Boletín del CEMLA*, noviembre-diciembre.

Lora, E. (1985), «Indices de tasa de cambio de las exportaciones menores: aspectos metodológicos y conceptuales», *Cambio y Progreso*, DANE, mayo.

Mizon (1991), «Modelling relative prive variability and aggregate inflation in the United Kingdom», *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 93, no. 2.

Romer, D. (1993), «Openness and inflation: theory and evidence», *The Quarterly Journal of Economics*, noviembre.

Salgado, M., E. Acosta e I. Fainboim (1992), «Evaluación del cálculo del índice de la tasa de cambio real», Banco de la República, mimeo, marzo.

———— y E. Acosta (1993), «El deflactor de la tasa de cambio real», Banco de la República, mimeo, marzo.

Steiner, R. (1991), «¿Qué mide y cómo se mide la tasa de cambio real?», Banco de la República, mimeo, marzo.

———— (1993), «Medidas alternativas de tasa de cambio real para Colombia», mimeo.

———— y J.C. Botero (1994), «Transmisión de la tasa de cambio al precio de las exportaciones colombianas», *Coyuntura Económica*, marzo.

Wunder, S. (1992), «La enfermedad holandesa y el caso colombiano», *Coyuntura Económica*, abril.