

INFLACION Y SISTEMAS CAMBIARIOS: UN ANALISIS DE LA EXPERIENCIA LATINOAMERICANA 1950-1978

Sebastián Edwards*

EXTRACTO

Este artículo investiga la relación entre el régimen de tipo de cambio y la inflación doméstica de un país.

El análisis empírico de 14 países latinoamericanos (1950-1978) demuestra que en aquellos países que tienen una tasa de cambio fijo, la inflación doméstica no difiere de la inflación mundial. Por otra parte, en aquellos países que ajustaban su tasa de cambio frecuentemente la inflación doméstica respondía básicamente a factores monetarios internos.

ABSTRACT

In this paper the relationship between a country's exchange regime and its domestic inflation is investigated.

The empirical analysis of 14 Latin American countries (1950-1978) shows that in those countries that had a fixed exchange rate throughout the period domestic inflation did not differ from world inflation. On the other hand, in those countries that adjusted the exchange rate frequently, domestic inflation basically responded to internal monetary factors.

*Profesor Asistente en el Departamento de Economía de la Universidad de California, Los Angeles (U.C.L.A.) y economista asociado del Departamento de Estudios BHC.

Este trabajo fue realizado durante la estada del autor en el Departamento de Estudios BHC, en el primer semestre de 1981.

INFLACION Y SISTEMAS CAMBIARIOS: UN ANALISIS DE LA EXPERIENCIA LATINOAMERICANA 1950 – 1978

Sebastián Edwards

1. INTRODUCCION

El objetivo de este trabajo es analizar la relación entre el proceso inflacionario en las economías latinoamericanas y el sistema cambiario que ellas han mantenido. En particular se investiga si la explicación del proceso inflacionario es diferente para el caso de economías que han mantenido un tipo de cambio fijo por un período prolongado de las economías que han ajustado frecuentemente el tipo de cambio.

El enfoque monetario de inflación en economías abiertas con tipo de cambio fijo plantea que, en el largo plazo, la inflación en un país pequeño no diferirá significativamente de la inflación mundial.¹ Por otra parte, el enfoque monetario también postula que en economías con tipo de cambio flotante (o ajustable) la inflación interna no estará, necesariamente, relacionada con la inflación mundial (véase Frenkel y Mussa, 1981). A pesar de esta importante distinción entre los determinantes de la inflación bajo regímenes cambiarios alternativos, la mayoría de los trabajos empíricos sobre la inflación latinoamericana aparecidos en la literatura económica no han hecho esta diferenciación. Así, por ejemplo, Vogel (1974) aplica un modelo inflacionario de tipo monetarista a 16 países latinoamericanos sin distinguir el régimen cambiario que ellos han mantenido.² Wachter (1974) por otra parte, utiliza un modelo monetarista apropiado para economías cerradas o con tipo de cambio

¹Véase Swoboda (1975) para un análisis monetario del proceso de transmisión de la inflación. Desde luego que esta afirmación supone que no hay cambios reales importantes que afectan los precios relativos de bienes comerciables y no comerciables internacionalmente.

²Vogel (1974) agrupa países que han mantenido un tipo de cambio fijo por un período prolongado (por ejemplo, Nicaragua, Honduras, Guatemala, El Salvador) y países que han ajustado frecuentemente su paridad (Argentina, Brasil, Chile).

ajustable, tanto a países que cumplen con este requisito —Argentina y Chile— como al caso de México, país que durante el período considerado, 1950 - 1970, básicamente mantuvo un tipo de cambio fijo.

En este trabajo se investiga en qué medida la explicación del proceso inflacionario depende del sistema cambiario mantenido por un país. En particular se compara el enfoque tradicional de economía cerrada con un enfoque de economía abierta. Los resultados obtenidos indican que el enfoque tradicional de economía cerrada es adecuado para aquellos países latinoamericanos que han ajustado frecuentemente su tipo de cambio, siendo inapropiado para aquellos países que no han ajustado su paridad por un período prolongado. Para el caso de éstos, un modelo de economía abierta que relaciona directamente a la inflación interna con la inflación mundial parece ser el más adecuado.

El esquema del trabajo es el siguiente: en la sección *dos* se clasifica a un grupo de países latinoamericanos de acuerdo al comportamiento de su tipo de cambio durante el período 1951—1978. De este modo, se introduce una distinción entre: a) países con tipo de cambio fijo; b) países con devaluaciones esporádicas y c) países con devaluaciones periódicas. En la sección *tres* se analizan las propiedades estadísticas de las series temporales de la diferencial entre inflación interna e inflación mundial para estos tres grupos de países.

En la sección *cuatro* se analizan los determinantes de la inflación en aquellas economías que han mantenido un tipo de cambio fijo por un período prolongado. En esta sección se confronta el modelo tradicional de inflación en economías cerradas con un modelo de inflación para economías abiertas con tipo de cambio fijo. Los resultados obtenidos indican que para la mayoría de estos países la inflación mundial es la principal variable explicativa de la inflación doméstica, teniendo los factores monetarios internos propios de un modelo de inflación en una economía cerrada una importancia secundaria o nula.

En la sección *cinco* se analiza el modelo de inflación en economías cerradas para el caso de países que han ajustado su tipo de cambio a través del tiempo, y se investiga de qué forma estos resultados se ven afectados al introducirse la inflación mundial como una nueva variable explicativa. Al contrario de los resultados obtenidos para el caso de países con cambio fijo, la inflación mundial parece jugar un papel muy secundario en la explicación de la inflación de estos países.

2. SISTEMAS CAMBIARIOS E INFLACION: EL CASO LATINOAMERICANO 1950-1978

La experiencia inflacionaria en Latinoamérica ha sido variada. Entre los casos particulares se tiene desde situaciones que se han aproximado a la hiperinflación (Chile 1973-1975, Argentina 1975-1977) hasta situaciones donde la inflación ha sido, en promedio menor que la inflación mundial (Guatemala 1950-1978, Honduras 1950-1978). Por otra parte, los países latinoamericanos han tenido, durante el período 1950-1978, experiencias muy diversas respecto a sistemas cambiarios: algunos países han mantenido un tipo de cambio fijo; otro ha tenido un sistema de cambio flotante (Perú 1950-1954); mientras otros países han ajustado con cierta periodicidad el tipo de cambio (Brasil, Argentina y Chile).³

Una observación rápida a los datos sobre inflación y sistemas cambiarios en América Latina sugiere que existe una estrecha relación entre ellos. Aparentemente, mientras en los países que han mantenido un tipo de cambio fijo por un período prolongado, la inflación interna no ha diferido significativamente de la inflación mundial; en cambio, los países que han ajustado frecuentemente su moneda han tenido una inflación significativamente superior a la mundial.⁴

En este trabajo se ha clasificado a los países latinoamericanos en tres grupos, para el período 1950-1978: a) países con tipo de cambio fijo; b) países que han ajustado el tipo de cambio esporádicamente; y c) países que han ajustado el valor de su moneda periódicamente.⁵ En el cuadro 1 se presentan los países que han sido incluidos en cada categoría, junto con algunos datos descriptivos de sus economías. Como se puede observar, las tasas de inflación promedio difieren sustancialmente al hacer comparaciones entre los grupos.⁶

³Para un análisis de los sistemas cambiarios en América Latina hasta 1959, véase Schott, 1959. La experiencia peruana con cambio flotante es analizada por Tsiang (1957) y Edwards (1981, a). La experiencia brasileña es estudiada por Coes (1979). Para el caso chileno véase French-Davis (1979).

⁴Desde luego existe una relación estrecha entre las políticas de crédito interno y de reservas internacionales seguidas por un país y la habilidad del mismo para "defender" un tipo de cambio fijo. Desde luego, para reducir la inflación en un país no basta con optar por un sistema de cambio fijo. Véase Harberger y Edwards (1980).

⁵La clasificación de los países con tipo de cambio no-fijo en dos grupos obedece a la idea de que posiblemente los países que han ajustado periódicamente su tipo de cambio lo han hecho por razones de política (sistema de *crawling peg*); mientras que los países que han ajustado su paridad esporádicamente posiblemente se han visto obligados a hacerlo por afrontar una crisis cambiaria.

⁶Es importante volver a destacar que esta clasificación es, hasta cierto punto arbitraria. Si, por ejemplo, en vez de habernos referido al período 1950-1978 nos hubiéramos centrado en el período 1961-1975, México y Paraguay pasarían de países con ajustes esporádicos al grupo de países con tipo de cambio fijo.

CUADRO I

PAISES LATINOAMERICANOS AGRUPADOS DE ACUERDO
A SU SISTEMA CAMBIARIO: 1950-78

	Número años en que tipo de cambio fue ajustado (Max. = 28)	Tasa promedio inflación (variación IPC)	Tasa promedio aumento MI	Tasa promedio aumento Producto geográfico bruto real
A. PAISES TIPO DE CAMBIO FIJO				
República Dominicana	0	3,8	9,9	6,1
El Salvador	0	4,1	8,8	5,0
Guatemala	0	3,3	9,9	5,1
Haití	0	4,3	9,9	1,8
Honduras	0	3,2	10,3	4,0
\bar{X} =	—	3,7	9,7	4,4
B. PAISES CON AJUSTES ESPORADICOS DEL TIPO DE CAMBIO				
Bolivia	5	31,9	35,9	4,2
Costa Rica	3	4,6	13,2	6,2
Ecuador	2	5,7	14,4	6,3
México	3	8,1	14,5	9,3
Paraguay	2	16,1	21,5	4,6
\bar{X} =	—	13,3	19,9	6,1
C. PAISES CON AJUSTE PERIODICO DEL TIPO DE CAMBIO				
Argentina	16	70,5 ^a	65,0 ^a	3,4
Brasil	24	36,5 ^b	43,0 ^b	9,4 ^c
Colombia	21	12,4	25,9	5,1
Perú	14	13,3	23,0	4,1
\bar{X} =	—	33,2	39,0	5,5
D. ESTADOS UNIDOS				
Estados Unidos	—	3,7	4,2	3,5

Notas: Los datos bases han sido tomados de la cinta de *International Financial Statistics*:

^a1957-78.

^b1958-78.

^c1963-78.

3. DIFERENCIALES ENTRE INFLACION EN AMERICA LATINA E INFLACION MUNDIAL: PROPIEDADES DE LAS SERIES DE TIEMPO

Como se planteó, de acuerdo a la hipótesis monetaria, en una economía pequeña con tipo de cambio fijo, la inflación interna no diferirá de la inflación mundial.⁷ Esto implica que, de ser válida esta hipótesis, la inflación interna diferirá de la inflación mundial sólo por un término aleatorio. Esta proposición puede escribirse de la siguiente manera:

$$d\log P_t - d\log P_t^* = V_t \quad (1)$$

donde P_t es el nivel de precios internos (IPC), P_t^* es el nivel de precios mundial y V_t es un término aleatorio idéntico e independientemente distribuido. Vale decir, que de acuerdo con (1), desde un punto de vista estadístico, se esperaría que en una economía con tipo de cambio fijo las diferenciales entre inflación interna e inflación mundial sean *ruido blanco*.⁸ Por otro lado, en una economía con tipo de cambio ajustable la ecuación (1) no tiene que cumplirse necesariamente y, por lo tanto, el proceso estadístico de las diferenciales de inflación podrá diferir de un *ruido blanco*. En este trabajo se empleó el procedimiento sugerido por Box y Jenkins (1976) para identificar el proceso estadístico seguido por las series de tiempo de las diferenciales de inflación para un grupo de países latinoamericanos entre 1951 y 1978. Como medida de inflación interna se usó, en todos los casos, el cambio porcentual del índice de precios al consumidor y como medida de inflación mundial se utilizó el cambio porcentual del índice de precios al consumidor en los EE.UU.⁹ Todos los datos son anuales y han sido tomados de la *cinta del International Financial Statistics*.

También se utilizó el procedimiento sugerido por Box y Jenkins para identificar el proceso seguido por la inflación interna en estos países. El objetivo de esto es ilustrar como aun cuando en algunos países la inflación in-

⁷ Si inicialmente ambos países (el país interno y el resto del mundo) se encuentran en equilibrio, y no hay cambios reales, los niveles de precio de ambos países, y no sólo los precios de los bienes transables, crecerán a la misma tasa. La razón de esto es que si los precios relativos iniciales entre transables y no transables son de equilibrio será necesario que ambos precios nominales (y por lo tanto nivel de precios) crezcan a la misma tasa para mantener el equilibrio real. Sin embargo, si hay cambios en el aspecto real de la economía se podrán producir diferencias en las tasas de inflación (véase, Edwards (1981, b)).

⁸ La razón de esto es que si los procesos estadísticos de la inflación interna y mundial son iguales (ARIMA (p, d, q), con los mismos parámetros) su diferencia será un *ruido blanco*. Además, la ecuación (1) supone que el ajuste entre cambios en el nivel de precios internos y mundial toma un periodo. Alternativamente podría suponer un ajuste más lento, introduciendo rezagos en (1).

⁹ Desde luego que el usar la inflación norteamericana como medida de la inflación mundial constituye una simplificación. Sin embargo, durante este periodo la inflación norteamericana no sufrió cambios importantes en algunas medidas alternativas de inflación mundial, como la inflación de MLCB. Adicionalmente los países latinoamericanos mantienen sus principales relaciones comerciales y financieras con los Estados Unidos.

tema sigue el mismo proceso que la inflación mundial, las diferenciales de inflación no siguen necesariamente un *ruido blanco*. En el cuadro 2 se presenta un resumen de los resultados obtenidos con datos anuales para el período 1950-1978. Como puede apreciarse en cuatro de los cinco países que han mantenido un tipo de cambio fijo a lo largo de todo el período el proceso seguido con la diferencial de inflación es, como postula el enfoque monetario de la inflación en una economía abierta con tipo de cambio fijo, *ruido blanco*.

De otra parte, en el caso de los países que han devaluado su moneda en una o más oportunidades durante el período, la diferencial de inflación sigue diversos procesos estadísticos.

CUADRO 2
IDENTIFICACION DE LOS PROCESOS ESTADISTICOS SEGUIDOS POR
LAS DIFERENCIALES DE INFLACION E INFLACION INTERNA
PARA GRUPOS DE PAISES LATINOAMERICANOS
(datos anuales 1951-1978)

País	DINF	INF
A. PAISES TIPO DE CAMBIO FIJO		
República Dominicana	RB	ARI
Guatemala	ARI	ARI
El Salvador	RB	ARI ó RB
Haití	RB	ARI ó RB
Honduras	RB	ARI ó RB
B. PAISES DEVALUACIONES ESPORADICAS		
México	RB ó ARI	ARI ó ARMA (1,1)
Paraguay	ARI	ARI
Costa Rica	AR2	ARI ó AR2
Bolivia	ARI	ARI
Ecuador	ARI	ARI
C. PAISES CON DEVALUACIONES PERIODICAS		
Colombia	RB	ARI ó RB
Argentina	ARI	ARI
Brazil	ARI	ARI
Perú	ARI	ARI
D. INFLACION MUNDIAL (EE.UU.)		
Estados Unidos	--	ARI ó RB

Notas: RB se refiere a ruido blanco; AR se refiere a un proceso autorregresivo; ARMA se refiere a un proceso mixto autorregresivo - promedio móvil.

Los resultados presentados en el cuadro 2, por lo tanto, parecen proporcionar un apoyo preliminar a la hipótesis de que en países con tipo de cambio fijo en el largo plazo la inflación doméstica no difiere significativamente de la inflación mundial; mientras en países con tipo de cambio fijo ajustable, esta diferencial podrá ser distinta de cero. En las próximas secciones de este trabajo, esta hipótesis es investigada con mayor detalle.

4. INFLACION EN PAISES DE CAMBIO FIJO: EL CASO LATINOAMERICANO 1950-1978

Como se planteó en las secciones anteriores, de acuerdo con el análisis monetario del proceso de inflación mundial, en el largo plazo las tasas de inflación en economías pequeñas con tipo de cambio fijo no diferirán significativamente de la tasa de inflación mundial.¹⁰ Como se puede apreciar del cuadro 1, este parece haber sido el caso de los países latinoamericanos que han mantenido una tasa de cambio fijo por un período prolongado de tiempo.

En la medida en que la hipótesis monetaria de inflación en economías abiertas con tipo de cambio fijo sea válida, en la ecuación (2), α no debiera ser significativamente distinto de cero y β no debiera diferir en forma significativa de 1,0.

$$d \log P_t = \alpha + \beta d \log P_t^* + W_t \quad (2)$$

En el cuadro 3 se presentan los resultados obtenidos de la estimación de la ecuación (2) para los cinco países latinoamericanos que han mantenido un tipo de cambio fijo durante el período 1950-1978.¹¹ Como se puede apreciar, en todos los casos la hipótesis $\alpha = 0$ no puede ser rechazada, mientras que en sólo uno de los cinco casos, El Salvador, la hipótesis $\beta = 1,0$ es rechazada al 5 por ciento de significación. Sin embargo, como se puede ver del test -F, la hipótesis conjunta de que α es igual a cero y β es igual a uno no puede rechazarse para ninguna de los casos analizados.

En general, los resultados presentados en el cuadro 3 no refutan la hipótesis monetaria en cuanto a la relación uno a uno entre la inflación interna y la inflación mundial en economías pequeñas con tipo de cambio fijo.

¹⁰ En rigor es relativamente problemático hablar de países con tipo de cambio fijo en un mundo con tipos de cambios variables, como es el sistema monetario internacional desde 1973. En tanto los países latinoamericanos comercian fundamentalmente con los Estados Unidos, el considerar la fijación de la paridad con el dólar como tipo de cambio fijo es justificado.

¹¹ Gutiérrez (1981) ha analizado la relación entre la inflación interna en países con tipo de cambio fijo y la variación del IPM de los Estados Unidos.

CUADRO 3

INFLACION EN ECONOMIAS LATINOAMERICANAS CON TIPO DE CAMBIO FIJO: DATOS ANUALES (1951 - 1978)

$$d \log P_t = a + b d \log P_t^* + W_t$$

País	Métodos	a	b	R ²	DW	t
República Dominicana	GLS	0,112 (- 1,575)	1,135 (3,505)	0,530	1,777	0,165
El Salvador	GLS	- 1,557 (- 1,056)	1,622 (5,351)	0,666	1,958	2,446
Guatemala	GLS	1,041 (- 0,751)	1,123 (4,532)	0,565	1,447	0,281
Haití	GLS	0,099 (0,047)	1,143 (2,550)	0,425	1,813	0,162
Honduras	OLS	0,324 (0,325)	0,767 (3,632)	0,375	1,757	1,222

Notas: GLS se refiere a mínimos cuadrados generalizados que corrigen por autocorrelación de primer orden. OLS se refiere a mínimos cuadrados ordinarios. Los valores entre paréntesis son estadígrafos t. El test F se refiere a la hipótesis nula de que a y b son simultáneamente igual a cero. El valor crítico de este F es 3,39 al 5 por ciento.

Si bien los resultados presentados en el cuadro 3 son favorables a la hipótesis de inflación en economías abiertas, ellos nada dicen respecto a la bondad de otros enfoques. En efecto, otros estudios indican que aparentemente hipótesis alternativas también son apropiadas para explicar la inflación latinoamericana. Por ejemplo, el estudio de Vogel (1974) indica que el modelo de Harberger (1963),¹² se comporta adecuadamente para el caso de una serie de países latinoamericanos con tipo de cambio fijo durante el período 1950 - 1969.

El modelo estimado por Vogel para 16 países latinoamericanos se deriva de la situación de equilibrio en el mercado monetario y se puede caracterizar por la siguiente ecuación:

$$d \log P_t = a_0 + a_1 d \log M_t + a_2 d \log M_{t-1} + a_3 d \log Y_t + a_4 CE_t + u_t \quad (3)$$

donde M es la cantidad nominal de dinero, Y es el nivel de ingreso real y CE_t es el cambio en el costo alternativo de mantener dinero, y es definido de la siguiente manera:

$$CE_t = d \log P_{t-1} - d \log P_{t-2}. \text{ De acuerdo con el modelo implícito, } a_1 > 0, a_2 > 0 (a_1 + a_2 = 1,0) a_3 < 0 \text{ y } a_4 > 0. \text{ }^{13}$$

¹² Este modelo fue originalmente desarrollado para el caso de una economía cerrada con un tipo de cambio fluctuante.

En el presente trabajo, con el objeto de realizar una comparación entre el enfoque de inflación en economías cerradas planteado por Vogel (ecuación (3)) y el enfoque de inflación en economías abiertas, presentado en la ecuación (2) se siguió el siguiente procedimiento:

- la ecuación (3) para inflación en economías cerradas se estimó para los cinco países latinoamericanos con tipo de cambio fijo durante el período 1951-1978, y se determinó en qué medida los coeficientes obtenidos corresponden a lo planteado por (3) y;
- se estimó la ecuación (3) agregándole el término $b \log P_t^*$:

$$d \log P_t = a_0 + b \log P_t^* + a_1 d \log M_t + a_2 d \log M_{t-1} + a_3 d \log Y_t + a_4 C t_t + W_t \quad (4)$$

Si el modelo de Vogel (1974) es el correcto para economías con tipo de cambio fijo, deberían obtenerse los siguientes resultados:

- en la estimación de la ecuación (3) los coeficientes tendrían los signos esperados y serían significativamente distintos de cero;
- al estimar la ecuación (4) el coeficiente b no debiera ser significativo y no debiera agregar a la explicación de la inflación interna obtenida a la estimación de (3). Si por el contrario, el modelo de economías abiertas presentado en (2) es el correcto, al estimar (4) el coeficiente b no debiera ser significativamente distinto de uno, y los términos de (3) que eran significativos en la explicación de la inflación interna debieran dejar de serlo.

En el cuadro 4 se presentan los resultados de la ecuación de Vogel (3) para los cinco países latinoamericanos que han mantenido tipo de cambio fijo durante el período 1951-1978. En el cuadro 5 se presentan los resultados obtenidos al estimar (4) para los mismo países.

Los resultados obtenidos al estimar la ecuación (3) para el período 1951-78 son similares a los obtenidos por Vogel para 1950-69,¹³ y son parcialmente favorables a la hipótesis de inflación en economías cerradas.¹⁴

¹³De acuerdo con la hipótesis de *overshooting* de la tasa de inflación a_1 debiera ser mayor que uno, véase Vogel (1974) y, por tanto $a_2 < 0$, ya que el postulado de homogeneidad requiere $a_1 + a_2 = 1,0$.

¹⁴Debe notarse que Vogel incluye sólo tres de los cinco países considerados en esta sección: El Salvador, Guatemala y Honduras. Las fuentes de los datos usados en este estudio no corresponden exactamente a los usados por Vogel.

¹⁵Debido al bajo valor del estadístico D.W. para el caso de República Dominicana, tanto las ecuaciones (3) como (4) fueron reestimadas usando el procedimiento de Cochrane Orcutt. Los resultados obtenidos son:

$$d \log P_t = -0,007 + 0,169 d \log M_t + 0,090 d \log M_{t-1} + 0,911 d \log Y_t - 0,140 C t_t$$

(-0,316) (1,948) (1,203) (2,350) (-0,624)

y,

$$d \log P_t = -0,025 + 1,172 d \log P_t^* + 0,052 d \log M_t + 0,009 d \log M_{t-1} + 0,511 d \log Y_t - 0,051 C t_t$$

(-1,338)(2,709) (0,054) (0,115) (2,097) (-0,242)

CUADRO 4

ESTIMACION DEL MODELO DE VOGEL PARA EL CASO DE CINCO PAISES CON TIPO
DE CAMBIO FIJO: DATOS ANUALES 1951 - 1978
(mínimos cuadrados ordinarios)

$$d \log P_t = a_0 + a_1 d \log M_t + a_2 d \log M_{t-1} + a_3 d \log Y_t + a_4 CE_t + W_t$$

País	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	R ²	DW	$a_1 + a_2$
República Dominicana	-0,020 (-1,044)	0,228 (2,291)	0,162 (1,829)	0,378 (1,946)	-0,064 (-0,233)	0,441	1,076	0,390
El Salvador	0,028 (1,247)	0,026 (0,247)	0,405 (3,930)	-0,549 (-1,366)	0,328 (2,010)	0,544	2,210	0,431
Guatemala	0,007 (0,471)	0,316 (4,616)	0,180 (2,746)	-0,480 (-1,671)	0,637 (3,827)	0,787	1,817	0,496
Haití	-0,020 (1,085)	0,073 (0,544)	0,281 (1,996)	-0,001 (-0,001)	-0,051 (-0,261)	0,295	1,523	0,354
Honduras	0,016 (1,356)	0,082 (1,111)	0,192 (2,675)	-0,248 (0,965)	0,262 (1,552)	0,402	2,132	0,274

Nota: Los números entre paréntesis se refieren a los estadígrafos t.

CUADRO 5

ESTIMACION DE ECUACION (4) PARA CINCO PAISES LATINOAMERICANOS QUE HAN MANTENIDO
 TIPO DE CAMBIO FIJO: DATOS ANUALES 1951 - 1958
 (mínimos cuadrados ordinarios)

$$d \log P_t = a_0 + b d \log P_t^* + a_1 d \log M_t + a_2 d \log M_{t-1} + a_3 d \log Y_t + a_4 CE_t + V_t$$

País	a_0	b	a_1	a_2	a_3	a_4	R^2	DW
República Dominicana	-0,029 (-1,728)	1,201 (3,109)	0,051 (0,508)	0,024 (0,279)	0,316 (1,934)	0,039 (0,169)	0,630	1,377
El Salvador	0,003 (0,111)	0,929 (2,441)	-0,006 (-0,064)	0,244 (2,145)	-0,359 (-0,970)	0,146 (0,861)	0,649	2,210
Guatemala	-0,003 (-0,238)	0,808 (3,525)	0,246 (4,226)	0,109 (1,940)	-0,527 (-2,296)	0,341 (2,171)	0,871	1,916
Haití	-0,014 (-0,064)	1,330 (2,345)	0,037 (0,039)	0,114 (0,792)	-0,039 (-0,133)	-0,102 (0,582)	0,402	2,132
Honduras	-0,011 (-0,821)	0,780 (3,169)	0,019 (0,310)	0,056 (0,778)	0,113 (0,478)	0,163 (1,164)	0,632	2,196

Nota: Los números entre paréntesis se refieren a los estadígrafos t.

De un total de 20 coeficientes correspondientes a los cinco países --excluyendo las constantes-- 17 tienen el signo correcto, siendo ocho de ellos significativamente distintos de cero. La estimación para el caso de Guatemala es especialmente satisfactoria. En todos los casos, sin embargo, la suma de los coeficientes de cambios en la cantidad de dinero es significativamente menor que uno, siendo el valor más alto el correspondiente a Guatemala (0,496).

En el cuadro 5 se presentan los resultados obtenidos de la estimación de la ecuación (4). Como se puede apreciar, en todos los casos el coeficiente de la variable inflación mundial (b) no es significativamente distinto de uno y tanto el poder explicativo como el grado de significancia del resto de los parámetros disminuye en comparación con la estimación de (3).¹⁶ Nuevamente es interesante destacar el caso de Guatemala ya que si bien el coeficiente de $\log P_t^*$ es significativo y no diferente de uno, los coeficientes de los factores monetarios del enfoque de Vogel continúan siendo significativos.¹⁷

En general, los resultados presentados en los cuadros 4 y 5 refuerzan los resultados del cuadro 3 y sugieren que para el caso de los países latinoamericanos con tipo de cambio fijo el enfoque monetario de inflación en economías abiertas es más adecuado que el enfoque de economías cerrada utilizado por Vogel (1974).¹⁸

5. INFLACION EN PAISES CON TIPO DE CAMBIO AJUSTABLE: EL CASO DE AMERICA LATINA 1950 - 1978

En esta sección se analiza el proceso de inflación en países latinoamericanos que han ajustado su tipo de cambio durante el período 1950-1978. Para ello se siguió un proceso similar al de la sección anterior.

En primer término, se estimó el modelo de Harberger (1963) presentado en la ecuación (3), para el período 1951 - 1978 (o para el período para el que hay datos disponibles). Luego se reestimó este modelo agregándole, como una nueva variable, la tasa de inflación mundial (ecuación (4)). Si, en este caso, la inflación mundial determina en forma importante a la inflación interna, el coeficiente de b debiera ser positivo y significativo. Alternativamente, si el modelo de economías cerradas (ecuación (3)) es el más adecuado, en la estimación de (4) b no debiera ser significativo y los valores del resto de los coeficientes no debieran diferir de los obtenidos al estimar (3).

¹⁶ Nótese que si el enfoque de inflación economías abiertas es correcto $\log M_t$ en (4) pasa a ser variable endógena, introduciendo un problema de ecuaciones simultáneas.

¹⁷ Esto puede ser un indicio de que las desviaciones del poder de paridad de compra responden, parcialmente, a factores monetarios. Sobre el tema, véase Will (1981).

¹⁸ Este análisis también fue llevado a cabo al usar datos agrupados *pooled data* de series temporales y corte transversal. Los resultados obtenidos se presentan en el Anexo.

CUADRO 6

ESTIMACION DEL MODELO DE VOGEL PARA EL CASO DE PAISES CON AJUSTE ESPORADICO
 DEL TIPO DE CAMBIO: DATOS ANUALES 1951 - 1978
 (mínimos cuadrados ordinarios)

$$d\log P_t = a_0 + a_1 d\log M_t + a_2 d\log M_{t-1} + a_3 d\log Y_t + a_4 CE_t + V_t$$

Pais	a ₀	a ₁	a ₂	a ₃	a ₄	R ²	DW	a ₁ + a ₂
Bolivia	0,061 (0,848)	0,667 (8,534)	0,201 (1,971)	-1,289 (-1,709)	0,276 (2,541)	0,908	1.407	0,868
Costa Rica	-0,001 (-0,003)	0,156 (1,195)	0,300 (2,311)	-0,191 (-0,344)	0,756 (3,454)	0,605	1.643	0,456
Ecuador	-0,027 (-2,860)	0,208 (3,742)	0,304 (7,119)	0,148 (0,812)	0,097 (0,740)	0,875	1.923	0,512
México	-0,087 (-2,500)	0,444 (2,162)	0,620 (2,958)	0,151 (0,755)	0,123 (0,721)	0,616	1.788	1,064
Paraguay	-0,017 (-0,501)	0,559 (5,022)	0,478 (4,998)	-1,087 (-1,949)	0,146 (2,243)	0,782	2.353	1,037

CUADRO 7

ESTIMACION DEL MODELO DE VOGEL PARA EL CASO DE CUATRO PAISES CON AJUSTES PERIODICOS
DEL TIPO DE CAMBIO: DATOS ANUALES 1951 - 1978
(*mínimos cuadrados ordinarios*)

$$d \log P_t = a_0 + a_1 d \log M_t + a_2 d \log M_{t-1} + a_3 d \log Y_t + a_4 CE_t + V_t$$

Pais	a ₀	a ₁	a ₂	a ₃	a ₄	R ²	DW	a ₁ - a ₂
Argentina	0,042 (0,386)	1,066 (7,459)	0,169 (1,094)	-3,138 (-2,448)	0,083 (1,000)	0,915	1,969	1,235
Brasil ^a	0,022 (0,239)	0,621 (3,248)	0,558 (3,824)	-1,841 (-3,636)	0,261 (1,134)	0,874	1,879	1,179
Colombia	0,020 (1,085)	0,073 (0,544)	0,281 (1,992)	-0,001 (-0,001)	-0,051 (-0,261)	0,295	1,523	0,354
Perú	0,0141 (2,316)	0,341 (3,951)	0,182 (1,286)	-3,759 (-6,165)	0,772 (2,433)	0,374	1,368	0,723

^a1965-1978.

En los cuadros 6 y 7 se presentan los resultados de estimar el modelo de inflación en economías cerradas, [ecuación (3)], para los países latinoamericanos que no han mantenido un tipo de cambio fijo. El cuadro 6 resume los resultados para los países que han ajustado esporádicamente su paridad, mientras que el cuadro 7 resume los resultados para los países que han ajustado el tipo de cambio en forma periódica. Como puede apreciarse los resultados son muy satisfactorios, siendo especialmente buenos los obtenidos para los países que han ajustado el tipo de cambio en cierta periodicidad.

Como se puede observar, en casi todos los casos los coeficientes de cambios en la cantidad de dinero son significativos y en seis de los nueve casos la suma de estos coeficientes no es diferente de uno. Con respecto a los coeficientes de cambios en el ingreso real, en siete de los nueve casos son negativos como indica la ecuación (3). Sin embargo, sólo en tres de los casos (todos correspondientes a países con ajustes cambiarios periódicos) este coeficiente es significativo. El coeficiente de cambios en el costo alternativo de mantener dinero es positivo (como se esperaba) en ocho de los nueve casos, siendo además significativo en cuatro de estos casos. Finalmente es importante notar que en el nivel de explicación de la inflación en estos países proporcionado por la ecuación (3), medido por su R^2 , es muy superior al nivel de explicación de esta misma ecuación para el caso de los países con tipo de cambio fijo, cuadro 4.

En los cuadros 8 y 9 se pueden ver los resultados obtenidos en la estimación de la ecuación (4) para los países con tipo de cambio no-fijo. Como se puede apreciar, la inclusión de la inflación mundial a la ecuación de Vogel tiene, en este caso, un efecto muy diferente al obtenido para los países del cuadro 5: en efecto, en los cuadros 8 y 9, se puede apreciar que en cinco de los nueve casos el coeficiente de $\text{dlog } P_1^*$ es *negativo* y no significativo. Más aún, en todos estos casos, el resto de los coeficientes prácticamente no cambia al agregar la inflación mundial.

Tres de los cuatro casos, donde el coeficiente de $\text{dlog } P_1^*$ es positivo y significativamente no distinto de uno, corresponden a países que han ajustado sólo esporádicamente su paridad cambiaria. Entre los países que han ajustado periódicamente su paridad, sólo en el caso de Colombia el coeficiente de la inflación mundial es significativo y no difiere de uno. En el resto de los casos —Argentina, Brasil y Perú— parece claro que la inclusión de la inflación mundial no altera los resultados obtenidos de la estimación del modelo de Vogel. Aún más el hecho de que los coeficientes obtenidos, b , sean *negativos* resalta el hecho de que la inflación mundial no ha jugado un papel importante en el caso de estos países.

En general, la evidencia presentada en esta sección indica que en el caso de economías que han variado su paridad con cierta periodicidad el modelo

CUADRO 8

ESTIMACION DE LA ECUACION (4) A PAISES CON AJUSTES ESPORADICOS
DEL TIPO DE CAMBIO: DATOS ANUALES 1951 - 1978
(*mínimos cuadrados ordinarios*)

$$\text{dlog } P_t = a_0 + b \text{ dlog } P_t^* + a_1 \text{ dlog } M_t + a_2 \text{ dlog } M_{t-1} + a_3 \text{ dlog } Y_t + a_4 Cc_t + W_t$$

País	a_0	b	a_1	a_2	a_3	a_4	R^2	DW
Bolivia	0,071 (0,852)	-0,307 (-0,258)	0,664 (8,250)	0,201 (1,925)	-1,254 (-1,603)	0,278 (2,494)	0,908	1,424
Costa Rica ^a	-0,013 (-0,378)	1,678 (2,851)	-0,025 (-0,202)	0,053 (0,391)	-0,134 (-0,300)	0,458 (2,235)	0,765	1,221
Ecuador	-0,027 (-2,948)	0,534 (1,577)	0,132 (1,743)	0,227 (3,522)	0,207 (1,154)	0,078 (0,617)	0,890	1,780
México	-0,097 (-2,999)	1,071 (2,171)	0,356 (1,843)	0,399 (1,834)	0,345 (1,686)	0,086 (0,547)	0,693	1,689
Paraguay	-0,010 (-0,284)	-0,458 (-0,761)	0,534 (4,552)	0,475 (4,905)	-0,813 (-1,217)	0,154 (2,310)	0,789	2,401

^a1961-1978.

CUADRO 9

ESTIMACION DE LA ECUACION (4) A PAISES CON AJUSTES PERIODICOS
 DEL TIPO DE CAMBIO: DATOS ANUALES 1951 - 1978
 (mínimos cuadrados ordinarios)

$$\text{dlog } P_t = a_0 + b \text{dlog } P_t^* + a_1 \text{dlog } M_t + a_2 \text{dlog } M_{t-1} + a_3 \text{dlog } Y_t + a_4 \text{CE}_t + W_t$$

País	a ₀	b	a ₁	a ₂	a ₃	a ₄	R ²	DW
Argentina	0,185 (1,776)	-7,072 (-2,887)	1,173 (9,242)	0,280 (2,051)	-3,055 (-2,804)	0,019 (0,240)	0,942	2,037
Brasil ^a	0,234 (1,609)	-1,966 (-1,775)	0,398 (1,869)	0,519 (3,909)	-1,858 (-4,078)	0,480 (1,994)	0,909	2,693
Colombia	-0,014 (-0,640)	1,330 (2,345)	0,037 (0,309)	0,114 (0,792)	-0,039 (-0,133)	-0,102 (-0,582)	0,475	1,525
Perú	0,141 (2,278)	-0,780 (-0,859)	0,647 (3,486)	0,255 (1,530)	-3,877 (-6,126)	0,905 (2,536)	0,884	1,475

^a1964-1978.

de inflación en economías cerradas (o de tipo de cambio ajustable), formulado originalmente por Harberger, 1963, es adecuado. En particular, el análisis presentado en esta sección indica que la inflación en estos países ha diferido significativamente de la inflación mundial, no teniendo esta última un rol muy importante en la determinación de la inflación interna.

De otro lado, la evidencia no es tan clara, para el caso de economías que sólo han ajustado su paridad en forma esporádica. Mientras que para algunos de estos casos el modelo de economías abiertas con cambio fijo parece algo más adecuado —México, Costa Rica, Ecuador— en otros casos, el modelo de economía cerrada parece comportarse mejor: Bolivia, Paraguay.¹⁹

6. COMENTARIOS FINALES

En este trabajo se ha investigado empíricamente la relación entre los determinantes de la inflación y el sistema cambiario de un país. El estudio se ha centrado en el caso de 14 países latinoamericanos que durante los años 1951–1978 han tenido distintos sistemas cambiarios. Las principales conclusiones del estudio son:

- En general, en los países latinoamericanos que han mantenido un tipo de cambio fijo ~~la~~ inflación interna no ha diferido significativamente de la inflación mundial. Para estos países el enfoque de inflación en economías abiertas con tipo de cambio fijo parece ser superior al enfoque de inflación en economías cerradas; contradiciendo a otros autores que lo habían econtrado de cierta utilidad para explicar el fenómeno inflacionario. En efecto, este enfoque pierde todo su poder explicativo cuando la inflación mundial se incorpora como una nueva variable.
- Para el caso de países que han ajustado el tipo de cambio con frecuencia, el enfoque de inflación en economías cerradas parece ser el más adecuado. En este caso, la inclusión de la inflación mundial en la ecuación monetaria de inflación, no produce ningún cambio de importancia en las estimaciones.²⁰
- En el caso de los países que sólo han ajustado su tasa de cambio en forma esporádica, los resultados obtenidos no son concluyentes. Mientras, para algunos países, el enfoque de economías abiertas con cambio fijo se comportan mejor, para otros, la ecuación de inflación en economías cerradas es más adecuada.

¹⁹ En vista de esto se estimó para un grupo de estos países, una versión modificada de (2), que incorpora directamente el efecto de una devaluación. Los resultados de esta estimación preliminar no fueron satisfactorios. El mejor resultado fue para Costa Rica (mínimos cuadrados ordinarios).

$$\text{dlog } P_t = -0,012 + 1,962 \text{ dlog } P_t^* + 0,572 \text{ DEV}_t$$

(-1,495)
(4,783)
(3,693)

²⁰ En rigor para el caso de estos países es posible explicar el proceso inflacionario en función de la variación del tipo de cambio y de la inflación mundial. Este enfoque, sin embargo, no reconoce explícitamente las causas monetarias de los ajustes de la paridad.

ANEXO

ENFOQUES ALTERNATIVOS DE INFLACION EN ECONOMIAS CON TIPO DE CAMBIO FIJO: DATOS AGRUPADOS DE SERIES DE TIEMPO Y DE CORTE TRANSVERSAL (1956 - 1977)

Método	Constante	$d \log P_t^*$	$d \log M_t$	$d \log M_{t-1}$	$d \log Y_t$	CE_t	SE	DW
OLS	-0,021 (-3.101)	1.530 (10.897)	-	-	-	-	0,039	1.474
OLS	0,004 (511)	-	0,143 (3.333)	0,239 (5.383)	-0,003 (-0,030)	0,163 (1.767)	0,045	1.896
OLS	-0,026 (-3.409)	1.207 (6.702)	0,065 (1.736)	0,081 (1.839)	0,039 (0,489)	0,097 (0,998)	0,038	1.735
Parks	-0,016 (-1.640)	1.355 (7.079)	-	-	-	-	1.000	-
Parks	0,009 (1.000)	-	0,110 (2.912)	0,184 (4.689)	-0,002 (-0,017)	0,112 (1.578)	1.000	-
Parks	-0,028 (-2.983)	1.253 (6.518)	0,053 (1.770)	0,056 (1.716)	0,118 (1.575)	0,024 (0,378)	1.000 -	-
Fuller-Battese	-0,021 (-2.030)	1.530 (7.154)	-	-	-	-	-	-
Fuller-Battese	0,020 (1.923)	-	0,074 (1.743)	0,081 (1.876)	0,095 (0,977)	-0,002 (-0,023)	-	-
Fuller-Battese	-0,021 (-2.602)	1.358 (5.970)	0,044 (1.144)	0,036 (0,864)	0,124 (1.354)	-0,016 (-0,209)	-	-

BIBLIOGRAFIA

- Box, G. y
G. Jenkins *Time series analysis: Forecasting and control*
2a edición, San Francisco, Holden Day,
1976.
- Goes, D. *Brazilian exchange rate policy*. Nueva York,
Garland Publishing, Inc., 1979.
- Edwards, S. "Aspect of economics of exchange rates",
Ph. D. Dissertation, University of Chicago,
1981a.
- "Diferenciales de progreso tecnológico y dife-
renciales de inflación", en *Cuadernos de Eco-
nomía*, por aparecer, 1981b.
- Frenkel, J. y
M. Mussa *Monetary and fiscal policy in an open eco-
nomy*. Mimeo, University of Chicago, 1981.
- Fuller, W.A. y
G. Battese "Estimation of linear models with crossed
error structure", en *Journal of Econometrics*,
febrero de 1974.
- Gutiérrez, G. "Inflación bajo tipo de cambio fijo: Análisis
de la experiencia de algunos países", en *Docu-
mento*, Departamento Estudios Empresas
BHC, 1981.
- Harberger, A.C. "The dynamics of inflation in Chile", en
Measurements in Economics, (ed.) C.F.
Christ, Stanford University Press, 1963.
- "A primer on inflation", en *Journal of Money
Credit and Banking*, 1978.

- Harberger, A.C. y S. Edwards *Lessons of experience under fixed exchange Rates*. Mimeo, University of Chicago, 1980.
- Parks, R.W. "Efficient estimation of a system of regression equations when disturbances are both serially correlated and contemporaneously correlated", en *Journal of the American Statistical Association*, 1969.
- Schott, F.H. *The evolution of Latin American exchange-rate policies since world war II*, en *Essays in International Finance* 32, Princeton, 1959.
- Swoboda, A. "A monetarist approach to world wide inflation", en *World wide inflation* (ed.), L.B. Krause y W.S. Salant, Washington, Brookings Institution, 1975.
- Tsiang, S.C. "An experiment with flexible rate systems: The case of Perú 1950-54", en *IMF Staff Papers* 5, 1957.
- Vogel, R.C. "The dynamics of inflation in Latin America", en *American Economic Review*, 1974.
- Witt, J.A. "Purchasing power parity and relative prices". Ph. D. Dissertation, Department of Economics, University of Chicago, 1981.