Universidad de Costa Rica Facultad de Ciencias Económicas Escuela de Económia

PASS - THIR OUGH ENFOSTA RICA : DETERMINACION DEL COEFICIENTE PARA BIENES TRANSABLES Y NO TRANSABLES, 1991-2001

Tesis para opfar por el ifiulo de Licenciatura en Economía

Randall Slace Romero Aguilar

Julio de 2002

UNIVERSIDAD DE COSTA RICA

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS ESCUELA DE ECONOMÍA

PASS-THROUGH EN COSTA RICA:

DETERMINACIÓN DEL COEFICIENTE PARA BIENES TRANSABLES Y NO TRANSABLES, 1991-2001

TESIS PARA OPTAR POR EL TÍTULO DE LICENCIATURA EN ECONOMÍA

ESTUDIANTE RANDALL STACE ROMERO AGUILAR

TUTORA M.Sc. ANABELLE ULATE QUIRÓS

LECTORES Ph.D. JOSÉ ANTONIO CORDERO PEÑA

Ph.D. HERMANN HESS ARAYA

JULIO DE 2002

PASS-THROUGH EN COSTA RICA:
DETERMINACIÓN DEL COEFICIENTE PARA BIENES TRANSABLES Y NO TRANSABLES, 1991-2001
No está permitida la reproducción total o parcial de esta tesis sin el permiso previo y por escrito del autor.
iii

Dedicatoria

A mi familia y a mis amigos, por todo el apoyo que me brindaron a lo largo de mis años de estudiante en la UCR.

Reconocimientos

Deseo expresar mi más sincero agradecimiento a la Universidad de Costa Rica, por la formación profesional que he recibido de esta Casa de Enseñanza.

Agradezco al Banco Central de Costa Rica por el apoyo que me ofreció para hacer posible esta investigación.

TABLA DE CONTENIDO

CAPÍTU	LO 1. INTRODUCCIÓN	1
1.1. E	l problema en estudio y la hipótesis	1
1.2. L	a importancia de la investigación	3
1.3. R	evisión de literatura relacionada con el tema	5
1.4. E	structura de esta tesis	7
CAPÍTU	LO 2. ANTECEDENTES TEÓRICOS	9
2.1. T	eoría de la paridad de poder de compra	10
2.2. E	videncia en torno a la paridad de poder de compra	13
	eorías del pass-through	15
2.3.1.	PPA en un contexto de transables y no transables	16
2.3.2.	Los modelos de Krugman: Pricing to Market	18
2.3.3.		21
2.3.4.	El modelo de Fisher: Modelo unificado de pass-through	23
2.4. E	videncia en torno al pass-through	24
2.4.1.	Pass-through en bienes transables	25
2.4.2.	Pass-through en países industrializados	26
2.4.3.	Determinación del coeficiente: análisis de panel	27
2.4.4.	Expectativas y asimetría en el pass-through	27
2.4.5.	El pass-through y la brecha del producto	29
2.4.6.	Ambiente inflacionario y pass-through	30
2.4.7.	La endogeneidad del pass-through	30
2.4.8.	La evidencia en torno al pass-through: un resumen	32
CAPÍTU	LO 3. ASPECTOS METODOLÓGICOS	33
	ruebas de la paridad de poder de compra	34
3.1.1.	Etapa uno: Pruebas simples de PPA como hipótesis nula	35
3.1.2.		36
	2.1. Pruebas de estacionariedad	38
	2.2. Criterios de información	
3.1.3.	1 6	
3.1.	3.1. Prueba de cointegración de Johansen	41

3.2. Determinación del pass-through	43
3.2.1. Vectores autorregresivos (VAR)	44
3.2.1.1. Análisis de causalidad de Granger	46
3.2.1.2. Funciones de impulso -respuesta	46
3.3. Datos y programa econométrico	49
3.3.1. Datos	49
3.3.2. Programa	51
CAPÍTULO 4. EL ENTORNO COSTARRICENSE	53
4.1. Análisis descriptivo de los datos	53
4.2. Descripción del esquema cambiario	57
4.3. Críticas al esquema cambiario	61
CAPÍTULO 5. LOS RESULTADOS	63
5.1. ¿Se cumple la Paridad de poder de compra?	64
5.1. ¿Se cumple la Paridad de poder de compra?	64
5.1.2. Etapa dos: Tipo de cambio real como caminata aleatoria	66
5.1.3. Etapa tres: Cointegración	68
5.2. Determinación del pass-through	69
5.2.1. Vectores autorregresivos	70
5.2.1.1. Análisis de causalidad	75
5.2.1.2. Respuesta inflacionaria a impulso cambiario	/8
5.2.1.3. Respuesta cambiaria a impulso inflacionario	83
5.2.1.4. Respuesta del ITCER a impulsos inflacionario y cambiario	85
CAPÍTULO 6. CONCLUSIONES	89
BIBLIOGRAFÍA	93
ANEXO 1: PROGRAMA PARA E-VIEWS	97
ANEXO 2: ESTIMACIÓN DE VAR	107

ÍNDICE DE CUADROS

Cuadro 4-1 Estadísticas descriptivas para series seleccionadas	_ 54
Cuadro 4-2 Inflación y devaluación real y nominal en Costa Rica	_ 55
Cuadro 5-1 Resultados de ecuación de PPA absoluta	_ 64
Cuadro 5-2 Correlograma de la ecuación de PPA absoluta	65
Cuadro 5-3 Resultado de prueba ADF sobre ITCERM	67
Cuadro 5-4 Resultados de prueba de cointegración para precios y tipo de cambio	69
Cuadro 5-5 Rezagos óptimos para prueba ADF según criterio de Schwarz	_ 72
Cuadro 5-6 Resultado de pruebas ADF para series de precios y tipo de cambio	_ 73
Cuadro 5-7 Especificaciones de los VAR estimados	_ 75
Cuadro 5-8 Resultados del análisis de causalidad de Granger	_ 76
Cuadro 5-9 Estimaciones puntuales del pass-through a la inflación del IPC	_ 87
Cuadro A2_1 Resultados de la especificación de VAR (5.2)	107
Cuadro A2_2 Resultados de la especificación de VAR (5.3)	108
Cuadro A2_3 Resultados de la especificación de VAR (5.4)	110
Cuadro A2_4 Resultados de la especificación de VAR (5.5)	111
Cuadro A2_5 Resultados de la especificación de VAR (5.6)	114
Cuadro A2_6 Resultados de la especificación de VAR (5.7)	115

ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico 4-1	Inflación y devaluación en Costa Rica	54
Gráfico 4-2	Tipo de cambio real (ITCERM)	55
Gráfico 4-3	Inflación por sectores	56
Gráfico 4-4	Precio relativo IPC_TR / IPC_NT	57
Gráfico 5-1	Valores ADF del ITCERM sobre distinto número de rezagos	68
Gráfico 5-2	Valores ADF de inflación y devaluación (distinto número de rezagos)	74
Gráfico 5-3	Respuesta de la inflación a la devaluación (pass-through)	78
Gráfico 5-4	Pass-through para transables y no transables	81
Gráfico 5-5	Respuesta de la devaluación a innovaciones inflacionarias	83
Gráfico 5-6	Respuesta del ITCERM a shocks cambiarios e inflacionarios	85

CAPÍTULO 1. INTRODUCCIÓN

En esta investigación se intenta determinar la interrelación existente entre el tipo de cambio nominal y el nivel de precios en Costa Rica durante el período 1991 a 2001. En particular, se trata de cuantificar el grado de transmisión de las variaciones del tipo de cambio en la inflación (pass-through), diferenciando el coeficiente de pass-through de dos categorías distintas de bienes: transables y no transables. Para ello, se utilizan diversas técnicas econométricas, especialmente estimaciones de vectores autorregresivos (VAR) y funciones de respuesta-impulso.

1.1. EL PROBLEMA EN ESTUDIO Y LA HIPÓTESIS

El problema en estudio en la presente investigación es la existencia de una relación significativa entre las variaciones del tipo de cambio y el nivel de inflación doméstica en Costa Rica durante el período 1991-2001, aunque en el corto plazo esta relación no es tan fuerte como lo sugiere la teoría de la paridad relativa del poder de compra. Sin embargo, las desviaciones presentes en la paridad relativa del poder de compra tienden a corregirse en el largo plazo.

Debe recordarse que la teoría de la paridad relativa del poder de compra se basa primordialmente en la ley de un solo precio, según la cual los precios de bienes y servicios en distintos países se igualan, cuando se expresan en una moneda común, gracias al mecanismo de arbitraje.

Sin embargo, en la práctica existen diversos factores que pueden impedir dicho arbitraje; entre ellos los costos de transporte y barreras al comercio (que pueden ser lo suficientemente importantes como para evitar que algunos bienes y servicios sean intercambiados), así como la presencia de prácticas monopolísticas y oligopolísticas (discriminación de mercados). Por estas razones, se podría esperar que los precios de bienes y servicios no se igualen en distintas economías, tal como lo sostendría la teoría de la PPA absoluta. Por otra parte, el hecho de que tales barreras al comercio y prácticas no competitivas cambien en el tiempo podrían determinar que la inflación doméstica no refleje de manera completa las fluctuaciones del tipo de cambio, como lo sostendría la PPA relativa. Además, es de esperar que el grado de transmisión de las variaciones del tipo de cambio nominal en los precios sea distinto en el caso de los bienes transables que en el de los no transables.

La hipótesis de esta investigación es que en el corto plazo la respuesta de la inflación a una perturbación en la tasa de devaluación (perturbación asociada, por ejemplo, al deseo del BCCR de variar el tipo de cambio real) es limitada por cuanto ante tales perturbaciones los agentes económicos requieren tiempo para ajustar los precios domésticos (por ejemplo, por los costos de menú asociados a los ajustes continuos de precios), pero que con el trascurso del tiempo eventualmente éstos se ajustan completamente, con una velocidad de ajuste que difiere según si se trata de los precios de los bienes transables o de los no transables.

1.2. LA IMPORTANCIA DE LA INVESTIGACIÓN

Uno de los principales objetivos de la política macroeconómica en las sociedades modernas es la consecución de una tasa de inflación baja y estable a lo largo del tiempo. Para ello, las autoridades encargadas de diseñar e implementar la política macroeconómica requieren conocer cuáles son los principales determinantes de la inflación de manera tal que le resulte posible cuantificar el impacto probable de las políticas que se lleguen a poner en práctica. La teoría económica señala al tipo de cambio nominal como uno de los determinantes más importantes de la inflación.

La política cambiaria de los últimos veinte años se ha caracterizado por la determinación por parte del BCCR de un tipo de cambio "cuasifijo" pero ajustable periódicamente (minidevaluaciones), con el cual el Banco intenta mantener un tipo de cambio real estable en el mediano y largo plazo, ajustando el tipo de cambio nominal al diferencial entre las tasas esperadas de inflación doméstica e internacional. No obstante, se intuye que la existencia de este esquema de ajustes periódicos provoca inflación doméstica, básicamente por el efecto que sobre el precio doméstico de los bienes importados tiene la devaluación (tanto en los bienes transables finales como en los insumos requeridos en la producción de no transables) y por las expectativas inflacionarias que conlleva este esquema. Además, al depender la tasa de devaluación fijada por el BCCR de sus expectativas de brecha de inflación, bajo un mecanismo de formación de expectativas adaptativas (en la que las expectativas de la inflación presente dependen de la inflación pasada), un aumento de la inflación doméstica en un período en particular provocado por un aumento de la tasa de las minidevaluaciones podría prolongarse por mucho más tiempo por las reacciones posteriores de la devaluación.

De esta manera, podría sugerirse que una política que podría tener un efecto importante sobre el control de la inflación es el abandono del actual régimen de minidevaluaciones, esto siempre y cuando se determine la presencia de una significativa inercia inflacionaria (la cual se reflejaría en un coeficiente de pass-through elevado). En tal caso, se podría argumentar que para reducir la inercia inflacionaria sería indispensable adoptar uno de los dos extremos de regímenes cambiarios, ya sea uno de mayor rigidez o uno de mayor flexibilidad.

Si se adoptara un régimen de tipo de cambio fijo, eliminando así los impulsos del tipo de cambio, la inflación doméstica eventualmente convergería a la tasa de inflación internacional¹. En el otro extremo, bajo un régimen flexible de determinación del precio de la divisa las fluctuaciones de ésta tendrían un menor impacto en los precios domésticos, asumiendo eso sí que el coeficiente de pass-through en dicho esquema cambiario sería el de menor en esquema minidevaluaciones² y que la variabilidad del tipo de cambio no sería considerablemente mayor (lo cual es muy discutible dada la experiencia de los países industrializados).

Por otra parte, si el BCCR decidiera liberalizar el tipo de cambio y adoptar un sistema de metas de inflación (*inflation targeting*), necesitaría herramientas que le permitan hacer proyecciones precisas de la inflación futura bajo distintos escenarios de política económica, dado que la calidad de tales proyecciones es un elemento indispensable para el éxito de un régimen de *inflation targeting*. Tal como lo señalan Cunningham y Haldane (2000) en las conclusiones de su artículo:

¹ No debe perderse de vista que la Autoridad Monetaria tiene otros objetivos importantes además del de la inflación, como por ejemplo el de la estabilidad externa de la economía, los cuales pueden resultar más difíciles de alcanzar con un tipo de cambio rígido.

² Desafortunadamente, no es posible conocer *ex ante* el coeficiente de pass-through en Costa Rica con un régimen de fluctuación libre, para poder confirmar si este supuesto se verifica en la práctica.

"Hemos considerado especificaciones alternativas de traspaso a precio de importaciones en términos de su impacto sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria y en la operación de reglas basadas en pronósticos de inflación. Bajo estas especificaciones alternativas, sigue siendo válido que reglas que responden a pronósticos de inflación en vez de a inflación observada tienen sentido. Sin embargo, los supuestos acerca del pass-through parecen tener implicaciones para los conjuntos factibles de puntos de variabilidad de la inflación y el producto."³

No obstante, es importante aclarar que los resultados que se obtienen en la presente investigación acerca del *pass-through* corresponden a un esquema cambiario de minidevaluaciones, y pueden no ser válidos bajo otro régimen de política monetaria, como es el caso del *inflation targeting*. Algunas de las razones por las que la magnitud del *pass-through* pudiera diferir bajo uno u otro esquema son que la formación de expectativas con respecto al tipo de cambio y a la inflación, que son determinantes fundamentales del *pass-through*, es distinta en un sistema de tipo de cambio dirigido que en uno de tipo de cambio libre; además, el nivel medio de inflación de uno u otro sistema, que ha resultado ser un determinante importante del *pass-through* en otros países, también pudiera ser distinto en dichos contextos.

1.3. REVISIÓN DE LITERATURA RELACIONADA CON EL TEMA

En el ámbito internacional existe abundante literatura relacionada con la medición del coeficiente de *pass-through* y la determinación de los factores que influyen en su magnitud. No obstante, muy pocos de ellos estudian el caso de Costa Rica de manera directa. En esta sección se

³ Traducción libre del autor, Cunningham y Haldane (2000), p. 23.

hará un recuento de los principales resultados obtenidos en un estudio aplicado al caso costarricense, que se realizó recientemente en el Departamento de Investigaciones del Banco Central de Costa Rica. Más adelante, en el capítulo 2, se presentarán además los resultados de algunas investigaciones realizadas en otros países durante los últimos años.

León, Morera y Ramos (2001) presentan una investigación cuyo objetivo es estimar un coeficiente de pass-through para Costa Rica y determinar la importancia de algunos factores que han sido señalados por otros trabajos empíricos como sus posibles determinantes (brecha del producto, desviación del tipo de cambio real respecto al equilibrio, la apertura de la economía y la inflación rezagada). Para ello, utilizan un análisis de mínimos cuadrados ordinarios. Además, utilizan vectores autorregresivos con el fin de determinar la dinámica del coeficiente de traspaso.

En particular, para determinar el coeficiente de traspaso utilizan la especificación econométrica presentada por Goldfajn y da Costa (2000), estimando la siguiente ecuación a partir de datos mensuales para el período enero-1991 a junio-2001:

$$\pi_{t} = \alpha_{0} + \alpha_{1} \hat{e}_{t-2} + \alpha_{2} TCR_{t} + \alpha_{3} GAP_{t-2} + \alpha_{4} \pi_{t-1} + \alpha_{5} APE_{t-4} + \alpha_{6} AR(1)$$
 (1.1)

donde la variable dependiente es la inflación (π) , y las variables explicativas corresponden a una constante (α_0) , la devaluación (\hat{e}) , la desviación del tipo de cambio real (TCR), la brecha del producto (GAP), la inflación rezagada, la apertura (APE) y un término autorregresivo de orden uno AR(1). Nótese que algunas de las variables explicativas están rezagadas.

Estos autores señalan entre los resultados más importantes de su investigación que el pass-through se realiza con dos meses de rezago y que su magnitud es cercana al 16% (coeficiente α_1 estimado). Adicionalmente, utilizando funciones de impulso-respuesta determinan que el coeficiente de traspaso en el largo plazo es cercano al 55%, el cual se alcanza con un rezago de diez meses.

Finalmente, con respecto a los determinantes del pass-through señalan que el factor más importante es la desviación del tipo de cambio real con respecto a su equilibrio, además de la brecha en el producto y del grado de apertura.

1.4. ESTRUCTURA DE ESTA TESIS

La presentación de esta investigación está organizada de esta manera. En el capítulo 2 se presentan antecedentes teóricos de relaciones entre niveles de precios y de tipos de cambio, específicamente la teoría de la paridad de poder de compra y modelos del *pass-through* del tipo de cambio, así como referencia a algunas contrastaciones empíricas de estos desarrollos teóricos. En el capítulo 3 se describirá la metodología empleada en la investigación. En el capítulo 4 se hace una presentación del entorno costarricense, donde se describen el esquema cambiario prevaleciente y la evolución de la inflación y la devaluación durante el período 1991-2001. En el capítulo 5 se presentarán los resultados de la investigación. Finalmente, en el capítulo 6 se darán las conclusiones de la investigación, así como algunas recomendaciones para futuras investigaciones en este campo.

CAPÍTULO 2. ANTECEDENTES TEÓRICOS

Hay dos modelos extremos de relaciones de precios en la literatura de economía abierta. Una de ellas asume que se cumple la "ley de un solo precio". Los precios de bienes son geográficamente arbitrados y, ajustados por costos de trasporte y aranceles, se igualan en distintas localidades. Este resultado se asegura por la homogeneidad, la información y la competencia perfecta. La ley de un solo precio ha sido aplicada en el enfoque monetario del tipo de cambio en combinación con la teoría cuantitativa del dinero y el supuesto de flexibilidad completa de precios para obtener una teoría de determinación del tipo de cambio de equilibrio a largo plazo. Una implicación importante del arbitraje espacial completo es la idea de que los niveles relativos de precios nacionales son independientes del tipo de cambio, debido a que los movimientos del tipo de cambio reflejan pasivamente las divergencias en las tendencias de precios entre distintos países.

El modelo alternativo puede denominarse "keynesiano". Éste asume que cada país se especializa completamente en la producción de "su propio" bien Los bienes domésticos y extranjeros no son totalmente homogéneos ni sustituibles. Los salarios están fijos en monedas nacionales o al menos son poco flexibles. Bajo esta teoría, si se asume que el margen de los precios sobre los costos del trabajo es constante, entonces para costos dados, los precios también estarán dados. Por lo tanto, en este modelo los movimientos del tipo de cambio alteran los precios relativos uno a uno. Cambios en los precios relativos inducidos por el tipo de cambio afectan la distribución mundial de la demanda y del empleo. Este enfoque tiende a ser utilizado en las versiones de economía abierta del modelo IS-LM en la tradición de Meade-Mundell.

No obstante, en este caso la determinación del tipo de cambio es el corto plazo.

Como puede desprenderse, la respuesta de los precios internos a una perturbación en el tipo de cambio es radicalmente distinta en estos modelos: en la versión monetarista los precios se ajustan completamente a la perturbación, mientras que en la versión keynesiana éstos no varían del todo.

Una tercera corriente en la teoría económica parte de la versión keynesiana de relación entre precios pero eliminando el supuesto de que el margen de precio sobre costos por trabajo es constante. De esta manera, al asumir que los precios pueden efectivamente responder hasta cierto punto a las oscilaciones del tipo de cambio, se da cabida a la noción del *pass-through* o traspaso de la devaluación a la inflación. La medición de su magnitud ha sido objeto de estudio en numerosas investigaciones y se ha intensificado en los últimos 10 años.

En las secciones siguientes se presentará con más detalle las teorías de la paridad de poder de compra y del *pass-through* del tipo de cambio. La primera de ellas por ser la base teórica de la determinación del tipo de cambio por parte del Banco Central de Costa Rica (como se verá en el capítulo 4), y la segunda por ser el tema central de esta investigación.

2.1. TEORÍA DE LA PARIDAD DE PODER DE COMPRA

La teoría de la paridad de poder de compra es bastante conocida en la literatura económica, por lo que en este apartado sólo se expondrá de manera muy resumida. La PPA se basa en la ley del precio único, la cual establece que en los mercados competitivos, en los que no se consideran los costes de transporte ni existen barreras oficiales al comercio, los productos idénticos vendidos en diferentes países deben tener el mismo precio, cuando éste venga expresado en términos de una misma moneda. Esto se debe a que bajo estas condiciones cualquier diferencia entre los precios genera una posibilidad de arbitraje.

Por su parte, la teoría de la paridad de poder adquisitivo establece que el tipo de cambio entre las monedas de dos países es igual a la relación entre los niveles de precios de esos dos países. En consecuencia, la PPA sostiene que una disminución del poder adquisitivo de la moneda doméstica provocada por un incremento en el nivel de precios interno, vendrá asociada a una depreciación equivalente de la moneda del país en el mercado de divisas. Del mismo modo, la PPA sostiene que un incremento del poder adquisitivo de la moneda doméstica vendrá asociado a una apreciación proporcional de la moneda. En síntesis, la PPA afirma que los niveles de precios de todos los países son iguales cuando se expresan en términos de una misma moneda. A esta versión de la PPA se le conoce como la PPA absoluta.

La ley del precio único se refiere a productos individuales, mientras que la PPA considera el nivel general de precios. Si la ley del precio único se cumple para todos los productos, entonces la PPA debe cumplirse automáticamente, siempre que la canasta de referencia utilizada para calcular los niveles de precios de los distintos países sea la misma. Los defensores de la PPA afirman que aun cuando la ley del precio único no se cumple literalmente, las fuerzas económicas que operan detrás de ella ayudarán con el tiempo a igualar el poder adquisitivo de una moneda con el de las demás divisas.

Sean P el nivel de precios interno de un país, E el tipo de cambio nominal y P* el nivel de precios internacional. La teoría de la PPA absoluta se puede representar entonces por:

$$P = E \cdot P^* \tag{2.1}$$

Por otra parte, la teoría afirma que, dada esta relación entre los niveles de precios, debe existir una relación estable entre las tasas de variación en los niveles de precios (inflación) y del tipo de cambio (depreciación o devaluación), determinada por

$$\frac{\Delta P}{P} = \frac{\Delta E}{E} + \frac{\Delta P^*}{P^*} + \left(\frac{\Delta E}{E} \frac{\Delta P^*}{P^*}\right)$$

$$\pi = \rho + \pi^* + \rho \pi^*$$
(2.2)

donde el símbolo "Δ" representa un cambio en la variable correspondiente. Si se asume que el último término de la ecuación anterior es muy cercano a cero, ésta nos indicaría que la inflación doméstica debe ser aproximadamente igual a la suma de la devaluación de la moneda interna más la inflación externa. Esta relación es conocida como PPA relativa, y es la que utiliza el BCCR para determinar el valor del tipo de cambio nominal en el régimen de minidevaluaciones, tal como se mencionó en el capítulo anterior.

Es importante analizar con detenimiento una de las implicaciones de la paridad de poder de compra relativa. Si se supone que la economía doméstica se trata de un país pequeño y que por ello la inflación internacional π^* está dada, y si además los agentes económicos toman la devaluación como dada, cualquier brecha que se presente en la ecuación (2) deberá ser cerrada con ajustes en los precios domésticos. Por esta razón, un aumento en la devaluación ρ de δ puntos porcentuales provocará un incremento en la inflación doméstica π de

 $\delta(1+\pi^*)$ puntos porcentuales. Si definimos el coeficiente del *pass-through* como el cociente de estos cambios (es decir, como la derivada parcial de la inflación doméstica con respecto a la devaluación), podríamos entonces deducir que la teoría de la PPA relativa implica que el coeficiente de pass-through debe ser igual a $1+\pi^*$.

2.2. EVIDENCIA EN TORNO A LA PARIDAD DE PODER DE COMPRA

Las opiniones acerca de la validez de la teoría de la PPA en la evidencia empírica han estado divididas.

Según Krugman y Obstfeld (1995), todas las versiones de la teoría de la PPA obtienen pobres resultados a la hora de explicar los datos reales de los tipos de cambio y de los niveles de precios nacionales. En particular, afirma Krugman, "las variaciones en los índices de precios nacionales con frecuencia nos dicen más bien poco, por no decir nada, acerca de las variaciones de los tipos de cambio".

Este punto de vista es respaldado, según A. Taylor (2000), por muchas investigaciones empíricas recientes, la mayor parte de las cuales se basan en análisis de series de tiempo de horizontes cortos para la era de tipos de cambio flexibles (post Bretton Woods), que llevan a muchos a concluir que la PPA no se sostiene, y que el tipo de cambio real sigue una caminata aleatoria carente de la propiedad de revertir a la media. El hecho de que el tipo de cambio real siga una caminata aleatoria sin revertir a la media implica que éste no es estacionario, es decir, que pueden presentarse desviaciones del tipo de cambio real con respecto a su nivel de equilibrio que pueden persistir incluso en el largo plazo.

Sin embargo, el mismo Taylor señala que recientemente está emergiendo una literatura que hace uso de más datos y de técnicas de mayor poder, y que afirma que la PPA sí se sostiene en el largo plazo: de estos estudios parece desprenderse que el tipo de cambio real exhibe reversión a la media con desviaciones que tienen una vida media de cuatro a cinco años.

Este criterio es compartido por Froot y Rogoff (1994), quienes afirman que en los últimos años la investigación acerca de la PPA disfrutó de un renacimiento, en parte debido a las innovaciones en la econometría, y aún más al desarrollo de nuevos conjuntos de datos que permiten a los investigadores estudiar series de tiempo más largas y más desagregadas. Según estos autores, el principal resultado positivo es que parece haber convergencia hacia la PPA en el largo plazo.

De lo anterior se puede concluir que no existe consenso acerca de si se cumple o no la PPA en el largo plazo. En donde parece que sí existe un acuerdo entre los estudios es en que el comportamiento de precios y tipo de cambio diverge considerablemente de la teoría de la PPA en el corto plazo. Esta divergencia, aun cuando sea de corto plazo, da cabida entre otras cosas a la literatura del *pass-through*, la que trata de determinar cómo y en qué medida son traspasados los impulsos del tipo de cambio a la inflación.

En general, las razones que señala la teoría para explicar las dificultades de la PPA se relacionan con los supuestos que subyacen a la PPA, los cuales en la práctica no siempre se cumplen. En particular, algunos de los supuestos cuyo cumplimiento se revisa en la literatura son los relacionados con la inexistencia de barreras al comercio internacional, la presencia de la competencia perfecta en cada uno de los mercados, y la existencia de rigidez en los precios y salarios en la

economía. Además, se señala la existencia de los bienes no transables como una razón por la cual no se cumple la PPA. Estos planteamientos serán tratados con más detalle en el siguiente apartado.

2.3. TEORÍAS DEL PASS-THROUGH

Según Goldberg y Knetter (1997), el enfoque en la investigación acerca de los tipos de cambio y los precios de bienes se ha movido desde el análisis macro orientado a examinar las bases del monetarismo global, hacia el estudio del ajuste externo, y más recientemente hacia una evaluación de la importancia de la competencia imperfecta en los mercados internacionales. No es de sorprender que este cambio en el énfasis haya sido paralelo tanto a cambios institucionales (el cambio de regímenes cambiarios fijos a flexibles) como a desarrollos teóricos (el surgimiento de modelos de competencia imperfecta en el comercio internacional). Según estos autores, cada vez se tiene mayor certeza de que las desviaciones en la ley de un solo precio no son solamente una cuestión de bienes no idénticos, y que el traspaso (pass-through) incompleto no es sólo un resultado de cambios en precios mundiales. En vez de ello, ambos fenómenos parecen ser por mucho un resultado de la discriminación de precios de tercer grado.

A continuación se presentarán algunos de los principales resultados de los modelos teóricos relacionados con el *pass-through*, los cuales se desarrollaron durante los años ochentas.

2.3.1. PPA en un contexto de transables y no transables

En la sección anterior se señaló la existencia de bienes no transables como una de las razones por las que se presentan desviaciones de la teoría de la PPA. En este apartado se estudiará con mayor detalle cómo es que la presencia de bienes no transables afectan a la relación de la PPA, partiendo de un modelo presentado por Froot y Rogoff (1994).

Supóngase que la teoría de la PPA se cumple para el caso de los bienes transables. Esto puede expresarse mediante la ecuación:

$$p^T = s + p^{*T} \tag{2.3}$$

en la que las variables en minúscula indican que se trata de logaritmos naturales, las variables p denotan precios, los superíndices T,N denotan bienes transables y no transables, respectivamente, y un asterisco se refiere a variables extranjeras. Además, la variable s representa al logaritmo natural del tipo de cambio nominal.

Por otra parte, los índices de precios de cada país se pueden expresar como promedios ponderados de los precios de bienes transables y no transables, de la siguiente manera:

$$p = \beta p^{T} + (1 - \beta)p^{N}$$
(2.4)

$$p^* = \beta^* p^{*T} + (1 - \beta^*) p^{*N}$$
 (2.5)

Finalmente, supóngase además que el precio de los bienes no transables es proporcional (en el límite) al precio de los bienes transables en ambos países.

$$p^{N} = \alpha + \varphi p^{T} \tag{2.6}$$

$$p^{*N} = \alpha^* + \varphi^* p^{*T} \tag{2.7}$$

Una posible explicación a los coeficientes de pendiente de las expresiones anteriores es simplemente que existe una tendencia en el precio relativo de los bienes transables respecto al de los no transables⁴.

Hecha la justificación del supuesto anterior, se sustituye (2.6) en (2.4) y también (2.7) en (2.5) y se despejan los precios de los bienes transables para obtener:

$$p^{T} = \frac{p - (1 - \beta)\alpha}{\beta + (1 - \beta)\varphi}$$
 (2.8)

$$p^{*T} = \frac{p^* - (1 - \beta^*)\alpha^*}{\beta^* + (1 - \beta^*)\varphi^*}$$
 (2.9)

Ahora bien, al sustituir las expresiones anteriores en la ecuación (2.3) y despejar el nivel interno de precios se tiene que:

$$p = (\beta + (1 - \beta)\varphi)s + \frac{\beta + (1 - \beta)\varphi}{\beta^* + (1 - \beta^*)\varphi^*} (p^* - (1 - \beta^*)\alpha^*) + (1 - \beta)\alpha$$
 (2.10)

A partir de la ecuación (2.10) se puede derivar el efecto de una depreciación sobre el nivel general de precios, asumiendo que el tipo de cambio y los precios externos son exógenos en el modelo, lo cual es plausible en el caso de un país pequeño. Para ello, se obtiene la siguiente derivada parcial:

$$\frac{\partial p}{\partial s} = \beta + \varphi(1 - \beta) \tag{2.11}$$

La expresión (2.11) nos indica que la medida en que los movimientos del tipo de cambio impactan en el nivel de precios depende fundamentalmente de dos factores: de la participación de los bienes

⁴ Este supuesto es válido para el caso de Costa Rica durante el período en estudio, como se comprueba más adelante en el capítulo 4.

transables en la canasta total de bienes, y de la respuesta de los precios de los bienes no transables a las variaciones de los bienes transables. En un caso particular, cuando no hay respuesta de los precios de no transables a cambios en los precios de transables (es decir, cuando $\phi = 0$), el traspaso es igual a la participación de los transables en la canasta total. En otro caso, cuando dicha respuesta es proporcional (es decir, cuando $\phi = 1$), se tiene que el *pass-through* es total.

El modelo anterior nos permite explicar hasta cierto punto las desviaciones en la PPA. No obstante, un supuesto crucial de dicho modelo es que la PPA sí se cumple en el caso de los bienes transables, lo cual no necesariamente se cumple en la práctica. Los modelos que se presentan a continuación investigan las razones por las que pueden presentarse divergencias en la PPA incluso en los bienes transables.

2.3.2. Los modelos de Krugman: Pricing to Market

Tal como se mencionó en el apartado 2.1, la ley de un solo precio opera a través del arbitraje internacional, lo cual supone que existe competencia perfecta en la oferta de cada uno de los bienes y servicios que se transan en la economía. Sin embargo, en la práctica algunos o muchos de los bienes son vendidos por empresas monopolísticas u oligopolísticas, las cuales aprovechan su poder de mercado para discriminar precios entre distintos países, originando así desviaciones en la PPA absoluta.

Partiendo de esta observación, Krugman (1986) se pregunta cómo las estructuras de mercado con competencia imperfecta condicionan la manera en que fluctuaciones cambiarias cambian la competitividad internacional a nivel industrial. Para tratar de responder esta pregunta,

Krugman presenta en su artículo seis modelos que describen maneras de cómo se ajustará el precio doméstico de un artículo ante cambios en el tipo de cambio, cada uno de los cuales aporta elementos nuevos acerca de los posibles determinantes del *pass-through*. Tres de estos seis modelos son estáticos (en el sentido de que suponen que la variación del tipo de cambio es permanente), mientras que el resto son dinámicos (la variación cambiaria es transitoria).

Krugman (1986, p.1) define el concepto de *pricing to market* como el fenómeno en que las empresas extranjeras mantienen o incluso aumentan sus precios de exportación hacia un país cuya moneda se está apreciando. Según él, la importancia del *pricing to market* parece variar ampliamente entre las distintas industrias.

En un primer modelo estático de oferta y demanda con competencia perfecta, Krugman utiliza un enfoque de mercado integrado donde la oferta conjunta de la economía doméstica y la externa deben ajustarse a la demanda conjunta. En esta situación, la conclusión a la que llega es que una depreciación del tipo de cambio provocará un aumento menos que proporcional en el precio del bien porque a la vez se presenta una disminución en el precio externo. Sin embargo, este tipo de conclusión parece describir muy bien el caso de economía doméstica grande, no así el de economía pequeña.

En un segundo modelo estático, supone que existe un oferente monopólico que puede discriminar entre mercados. No obstante, los resultados en este caso dependen sensiblemente de la forma de la curva de demanda que afronta el productor. Mientras tanto, en el último de los modelos estáticos supone competencia oligopolística y concluye que la elasticidad del precio respecto al tipo de cambio es menor que la unidad. Sin embargo, este resultado depende crucialmente en dos supuestos

poco realistas (como él mismo lo señala): que las empresas domésticas y extranjeras producen bienes que son sustitutos perfectos, y que dichas empresas compiten en la forma de Cournot.

Por otra parte, en sus modelos dinámicos, Krugman hace especial énfasis en el papel de las expectativas en la determinación del comportamiento de las empresas que participan del *pricing to market*, y trata de aclarar la idea de que el precio de las importaciones disminuirán menos que proporcionalmente a la baja del tipo de cambio cuando dicha baja es inesperada o cuando se espera que se reverse.

En su primer modelo dinámico, Krugman parte de una situación de monopolio en la que la empresa afronta considerables costos para poder ajustar su cantidad de producción a cambios en los precios. En este caso, el enfoque afirma que el grado de *pricing to market* dependerá tanto de cuán recientemente varió el tipo de cambio y de cuánto tiempo más se espera que perdure dicho cambio.

En su segundo modelo dinámico, Krugman asume que es más bien la demanda la que se ajusta con lentitud a los cambios en los precios. En dicha situación, las empresas deben hacer elecciones intertemporales a la hora de establecer sus precios, de manera que resulta para ellas más conveniente basar sus precios en los costos de largo plazo en vez de ajustarlos a las fluctuaciones de corto plazo.

Finalmente, Krugman presenta un último modelo en el cual supone que las empresas tienen una reputación determinada, la que se refleja en el precio al cual esperan sus demandantes que venda sus productos. En este caso, parte del supuesto de que el proceso de compra del bien importado se da en dos etapas; en la primera el comprador incurre en el costo de entrar en el mercado (costo de adquirir la

información relevante, por ejemplo) y luego decide la cantidad a comprar. Según Krugman, si se produce una brecha significativa entre el precio esperado por los compradores y el precio efectivo de oferta y además el costo del comprador de entrar en el mercado es alto, los compradores podrían reaccionar no volviendo a confiar en la empresa, motivo por el que las empresas podrían ser reacias a cambiar sus precios ante una fluctuación cambiaria.

La principal conclusión a la que llega Krugman es que la mayor esperanza de entender el fenómeno del *pricing to market* parece venir de los modelos dinámicos de competencia imperfecta. A este punto, señala que su explicación preferida del fenómeno en cuestión se centra en los papeles tanto de la dinámica de la oferta (que resulta de los costos de ajustar rápidamente la infraestructura de mercadeo y distribución necesaria para vender algunas importaciones) como de la dinámica de la demanda (que resulta de la necesidad de las empresas de invertir en reputación).

Estos planteamientos de Krugman fueron retomados poco tiempo después por otros autores, tal como se verá a continuación.

2.3.3. Los modelos de Dornbusch: Competencia en oligopolio

Más adelante, Dornbusch (1987), siguiendo con la línea de pensamiento presentada por Krugman, estudia el ajuste de los precios relativos ante movimientos cambiarios. Su enfoque consiste en basarse en modelos de organización industrial para explicar ajustes de precios en términos del grado de concentración de mercado, de la extensión de la homogeneidad y sustitutibilidad de los productos, y de la participación relativa de mercado por parte de las empresas domésticas y extranjeras.

Este enfoque es parcial al asumir que los movimientos del tipo de cambio nominal son exógenos.

En particular, uno de los modelos de Dornbusch parte del modelo de Cournot para determinar la elasticidad del precio de equilibrio de un bien homogéneo con respecto a variaciones del tipo de cambio. Con una serie de supuestos adicionales, determina que dicha elasticidad es igual a:

$$\varphi = \left(\frac{n^*}{N}\right)\left(\frac{ew^*}{p}\right)$$

donde n* corresponde al número de empresas extranjeras participantes en el mercado, N es el total de empresas (domésticas y extranjeras) más uno, e es el tipo de cambio nominal, w* es el costo marginal de producción que afrontan las firmas extranjeras (en moneda extranjera), y p es el precio inicial de equilibrio. Como puede verse, en este modelo el pass-through depende de dos componentes: el número relativo de empresas extranjeras y la razón de costo marginal a precio de las empresas extranjeras. Dado que ambos son fracciones, se deduce que el coeficiente de traspaso es menor que uno. De esta manera, Dornbusch concluye que valores mayores del pass-through están asociados a mayor competitividad en la industria (que se refleja en un menor margen de precio sobre costos) y a mayor participación relativa de las importaciones en el total de ventas.

Es interesante notar dos implicaciones de la ecuación anterior. En primer lugar, en el caso de un país pequeño (es decir, donde la proporción de empresas extranjeras es muy alta) donde hay competencia perfecta (no margen de precio sobre costo), el traspaso es igual a la unidad, tal como lo afirmaría la paridad de poder de compra. En

segundo lugar, en el otro caso extremo donde hay pocas empresas en la industria, la mayor parte de las cuales son domésticas, resulta que las variaciones del tipo de cambio no tendrían efecto sobre el precio, ya que las empresas extranjeras absorberían el movimiento cambiario en la forma de utilidades adicionales en vez de aumentar sus ventas.

2.3.4. El modelo de Fisher: Modelo unificado de pass-through

Poco tiempo después, Fisher (1989) parte de los modelos de Krugman y de Dornbusch y desarrolla su modelo de coeficiente de *pass-through*, con el objetivo de presentar un tratamiento unificado del *pass-through* dentro del contexto de un solo modelo, el cual utiliza el precio como la variable de escogencia de las empresas y emplea un concepto bayesiano de equilibrio de Nash.

La conclusión central del artículo de Fisher es que el *pass-through* observado depende de la estructura de mercado. En particular, su modelo muestra que los oligopolistas usan su poder de mercado para fijar precios en anticipación de movimientos del tipo de cambio; por ello, el autor afirma que es de esperar que se observen mayores tasas de inflación en industrias relativamente concentradas durante el curso de una depreciación de la moneda doméstica.

Fisher reconoce dos limitaciones de su modelo. La primera de ellas es que es un modelo de un bien homogéneo producido por empresas idénticas que no enfrentan limitaciones de capacidad. La segunda limitación es que el modelo no considera la evolución de la estructura de mercado en el largo plazo. No obstante, señala que el modelo sirve para resaltar varias consideraciones importantes. Primero, que la interdependencia estratégica de las decisiones de empresas es una parte

importante del efecto de pass-through. Segundo, que no se debe esperar que el coeficiente de pass-through sea uniforme entre industrias que tienen estructuras competitivas diferentes; de esta manera, los monopolios domésticos tenderían a aumentar el pass-through, mientras que los monopolios extranjeros tenderían a disminuirlo. Tercero, tanto las expectativas como las realizaciones del tipo de cambio son importantes para los precios de equilibrio en los oligopolios. Cuarto, a pesar de que la volatilidad del tipo de cambio aumenta los márgenes de utilidades de las empresas monopolísticas, lo hace a expensas del excedente del consumidor; en este sentido, tipos de cambio volátiles pueden disminuir el bienestar mundial mientras que aumenta las utilidades esperadas de los productores en industrias oligopolísticas.

Uno de los aportes más importantes del artículo de Fisher es que separa el análisis de la determinación del *pass-through* según se trate de un régimen cambiario fijo o bien de uno flexible.

Además, uno de los resultados de su modelo podría bien reforzar algunas de las críticas que se le hacen al actual esquema cambiario costarricense⁵. Según Fisher, una implicación de uno de sus teoremas es que tipos de cambio fijos con reajustes periódicos crean un sesgo inflacionario para las industrias monopolizadas.

2.4. EVIDENCIA EN TORNO AL PASS-THROUGH

Luego de que en la década de los ochenta se empezara a modelar de manera teórica el *pass-through* del tipo de cambio a la inflación, se empezaron a publicar en la comunidad internacional durante la década siguiente numerosos trabajos de investigación cuyos objetivos han sido

⁵ Estas críticas se verán con más detalle en el capítulo 4.

la medición empírica del coeficiente de *pass-through* y la determinación de los factores que influyen en su magnitud. Estos esfuerzos han permitido a su vez agregar nuevos elementos a los desarrollos teóricos, como podrá verse más adelante. Debido a lo numeroso de dichas investigaciones, en esta sección se presentarán solamente los resultados de algunas de las efectuadas más recientemente, la mayor parte de las cuales fueron publicadas en los últimos tres años.

2.4.1. Pass-through en bienes transables

En su artículo acerca del *pass-through*, Feenstra y Kendall (1994) intentan probar dos hipótesis. La primera de ellas es que los cambios en los precios de bienes transables en relación al de los sustitutos domésticos, debido al traspaso parcial de los tipos de cambio, afecta a la relación de la paridad de poder de compra. La otra hipótesis es que la relación de la PPC debe sostenerse cuando se mide con tipos de cambio *forward* (en vez de los tipos de cambio *spot*), debido a la aversión al riesgo por parte de las empresas.

Para probar estas hipótesis, estos autores introducen un modelo de una empresa exportadora aversa al riesgo, la cual debe establecer los precios para sus productos antes de saber el tipo de cambio. En este caso, la empresa podría fijar sus precios ya sea en moneda doméstica o en externa y en el óptimo participaría en transacciones en el mercado forward. Luego estiman las ecuaciones respectivas utilizando para ello datos trimestrales de Estados Unidos y cinco de sus mayores socios comerciales, para el período 1974:1 a 1992:1; las variables que utilizan para medir el pass-through son los precios relativos de las importaciones respecto a precios domésticos, y los precios relativos de las exportaciones respecto a los costos de producción.

El estudio concluye, con respecto a la primera hipótesis, que contrario a lo afirmado por Froot y Rogoff (1994) el pass-through parece explicar una porción significativa de las desviaciones de la PPC observadas durante el período de tipos de cambio flotantes desde 1974. No obstante, la evidencia empírica parece no dar apoyo a la idea de que la PPA se cumpla con tipos de cambio *forward*.

2.4.2. Pass-through en países industrializados

En otra investigación acerca del *pass-through*, McCarthy (1999) estudia el impacto de los tipos de cambio y de los precios de las importaciones sobre los precios domésticos (medidos con los índices de precios al consumidor IPC y al productor IPP) en un grupo seleccionado de nueve economías industrializadas, utilizando datos trimestrales correspondientes al período posterior a Bretton Woods (1976:1 a 1998:4).

El modelo empírico estimado por McCarthy consiste en un vector autorregresivo (VAR) que incorpora una cadena de distribución de fijación de precios. A partir de este VAR calcula las funciones de impulso-respuesta y la descomposición de la variancia. Con respecto a la respuesta de los precios de las importaciones a cambios en el tipo de cambio, las funciones de impulso-respuesta muestran que existe un traspaso significativo aunque no completo, en la mayoría de los países de la muestra. Sin embargo, se muestra además que las respuestas del IPC y del IPP son bastante modestas para la mayor parte de países.

Por otra parte, el autor encuentra que el *pass-through* es más fuerte en países con mayor participación de las importaciones en el producto. Además, niveles mayores de *pass-through* están asociados con tipos de cambio menos volátiles, con PIB menos volátiles y menor

competitividad, aunque los efectos sobre el IPC tienden a ser de muy corto plazo.

2.4.3. Determinación del coeficiente: análisis de panel

A partir de un análisis de panel aplicado a 71 países —entre los que se incluye a Costa Rica— para el período 1980-1998, Goldfajn y Ribeiro da Costa (2000) concluyeron que los principales determinantes del coeficiente de *pass-through* son el componente cíclico del producto, el nivel inicial de sobrevaluación del tipo de cambio real, la tasa de inflación inicial y el grado de apertura de la economía. Además, estos autores encuentran que los coeficientes de *pass-through* aumentan a mayor horizonte medido, con su "pico" a los 12 meses. También encuentran que los desajustes en el tipo de cambio real es el determinante más importante de la inflación en los mercados emergentes, mientras que la inflación inicial es la variable más importante para los países desarrollados.

Sin embargo, el modelo que estimaron tiende a predecir niveles de inflación mayores que los observados en algunos episodios conocidos de grandes depreciaciones, por lo que concluyen que las autoridades a cargo de la política económica deben tener cuidado cuando usan modelos estimados con datos pasados para predecir la inflación futura que resulta luego de una gran depreciación.

2.4.4. Expectativas y asimetría en el pass-through

El análisis de Kandil (2000) se enfoca en la asimetría presente en los efectos de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre las condiciones económicas en países en desarrollo. Para esta investigación la autora presenta un modelo teórico que descompone los movimientos del tipo de cambio entre componentes anticipados y no anticipados, y afirma que las fluctuaciones inesperadas determinan la demanda agregada a través de su efecto en las exportaciones, las importaciones, y la demanda de dinero, mientras que determinan la oferta agregada a través del costo de bienes intermedios importados. Los efectos combinados de los canales de demanda y de oferta pueden establecer cierta asimetría ante perturbaciones positivas y negativas en el tipo de cambio.

A partir de este marco teórico, Kandil investiga la asimetría de los efectos de las fluctuaciones cambiarias utilizando datos de precios y producto para una muestra de 22 países en desarrollo, con una periodicidad anual y un horizonte que varía según la disponibilidad de datos, pero que en general abarca al menos el período 1964-1995 para todos los países.

Dados los canales de demanda y de oferta, encuentra evidencia de una contracción significativa del crecimiento del producto, acompañada de un incremento significativo en la inflación, ante una depreciación no anticipada de la moneda doméstica. Esto es, la reducción en la oferta de producto es un factor dominante en la determinación de los resultados de una depreciación no anticipada.

Similarmente, encuentra evidencia de contracción del producto acompañada de un aumento de la inflación ante una apreciación no anticipada de la moneda doméstica. En este caso, los canales de demanda dominan a los canales de la oferta en la determinación de los efectos de una apreciación no anticipada. La reducción de las exportaciones netas determina la contracción del producto. Sin embargo, según Kandil, el deseo de los agentes económicos de mantener menos moneda doméstica contribuye a la inflación.

De esta manera, el artículo concluye que, dadas las asimetrías, la variabilidad de las fluctuaciones no anticipadas del tipo de cambio disminuyen el crecimiento del producto real a la vez que aumenta la inflación, en promedio, en la mayoría de los países investigados.

2.4.5. El pass-through y la brecha del producto

García y Restrepo (2001) estimaron una ecuación de precios, con datos trimestrales de Chile entre 1986:1 y 2001:1, derivada de un modelo de competencia imperfecta. La estimación incluye la primera diferencia de la variable dependiente como lo hace, según los autores, la literatura acerca de la estimación de modelos de costos de ajustes lineales cuadráticos cuando la variable objetivo y algunas de las variables que mueven el proceso son integradas de orden dos. La ecuación la utilizan para generar proyecciones fuera de muestra de un índice de precios más restringido que el IPC.

A partir de sus estimaciones, García y Restrepo concluyen que el traspaso del tipo de cambio a precios depende positivamente de la actividad económica (brecha del producto), lo que explicaría el por qué el pass-through fue bajo en Chile durante esos años. Específicamente, estimaron que un incremento no anticipado de 100% en el tipo de cambio produce un impacto acumulado en los precios de alrededor de 33% en los primeros ocho trimestres. Esto significa que una devaluación nominal no implica un incremento equivalente en la inflación, afectando así al tipo de cambio real. Después de ello, el pass-through aumenta aproximándose al 100% en el muy largo plazo.

2.4.6. Ambiente inflacionario y pass-through

En su artículo, Choudhri y Hakura (2001) prueban la hipótesis de Taylor (2000) de que un ambiente de inflación baja conlleva un bajo traspaso de fluctuaciones cambiarias a precios domésticos. Para probar dicha hipótesis, la investigación deriva una relación de *pass-through* basada en nuevos modelos macroeconómicos de economía abierta. Además, para probar esta relación, utilizan una gran base de datos que incluye cifras del período 1979-2000 para un grupo de 71 países, entre los que se incluye a Costa Rica.

El modelo de traspaso de tipo de cambio de estos autores enfatiza el papel de la inercia inflacionaria y de las expectativas. Dado que en el modelo los precios son fijados para varios períodos, el *pass-through* incluye el efecto esperado de variaciones del tipo de cambio en los precios y costos futuros. El efecto esperado depende del ambiente inflacionario. Para economías altamente inflacionarias, el efecto de perturbaciones monetarias tiende a ser más persistente y es probable que se refleje en variaciones del tipo de cambio en mayor medida. Por esta razón, el modelo implica la hipótesis de que el *pass-through* del tipo de cambio es mayor en economías con alta inflación.

2.4.7. La endogeneidad del pass-through

En una investigación más reciente, Campa y Goldberg (2002) estudian el coeficiente de *pass-through* en un grupo de 25 países de la OECD, utilizando datos trimestrales de índices de precios de importaciones correspondientes al período 1975-1999. Además, utilizan datos desagregados para ciertas industrias.

Estos autores plantean una ecuación econométrica en la que introducen algunas variables de control (con las que intentan evitar un sesgo en el coeficientes estimado del *pass-through*) y variables rezagadas (que permitan la posibilidad de ajustes graduales). Al estimar esta ecuación, encuentran que el promedio simple del coeficiente de *pass-through* es de 0,61 en el corto plazo (un trimestre) y de 0,77 en el largo plazo (un año).

No obstante, es interesante observar que existe mucha variabilidad entre los coeficientes de distintos países. En efecto, mientras que en Bélgica el coeficiente en el corto plazo es de apenas 0,16, en Austria alcanza el 1,22. Asimismo, en el caso de los coeficientes de largo plazo, en Grecia se observa un –0,02 comparado con un 1,37 en Irlanda. Los autores encuentran además que el coeficiente mismo de *pass-through* ha disminuido tanto en el corto como en el largo plazo en dos terceras partes de los países en estudio, mientras que aumentó en el resto de ellos.

Ante esta gran variabilidad de los coeficientes tanto entre países como a través del tiempo, los autores tratan de hallar la importancia de los determinantes tanto macroeconómicos (especialmente el nivel de inflación y la variabilidad del tipo de cambio) como microeconómicos (cambios en la composición del comercio entre países) en la explicación de este fenómeno. Con respecto a este punto, en general concluyen que las variables macroeconómicas juegan un papel significativo aunque limitado en la explicación de diferencias del nivel de *pass-through* entre países; mientras que, por otra parte, los cambios en la composición del comercio (variables micro) tienden a tener un impacto más durable sobre el coeficiente de *pass-through*.

De esta manera, las dos conclusiones más importante de la investigación de Campa y Goldberg son que el *pass-through* en los países de la OECD como un todo es parcial pero significativamente lejano de ser nulo, y que el coeficiente mismo de *pass-through* es endógeno a las condiciones de la economía en estudio.

2.4.8. La evidencia en torno al pass-through: un resumen

Se finaliza este capítulo con una síntesis de los resultados más importantes obtenidos por la literatura acerca del *pass-through*.

En general, puede concluirse que las investigaciones en esta área han seguido dos líneas generales de pensamiento. La primera estudia el traspaso a nivel microeconómico y se concentra en la estructura de mercado y la teoría de la organización industrial. La segunda estudia el traspaso a escala macroeconómica y se concentra en canales tales como el valor de los bienes y servicios importados, de los bienes exportados y los precios relativos entre los transables y los no transables.

Además, las investigaciones en este campo han identificado una serie de factores determinantes del *pass-through*, entre los que se pueden mencionar: el entorno inflacionario, la desviación del tipo de cambio real, la volatilidad del tipo de cambio, la evolución de la brecha entre la oferta y la demanda agregada, y el grado de concentración del mercado, entre otros.

CAPÍTULO 3. ASPECTOS METODOLÓGICOS

En el capítulo anterior se expuso cómo ha ido evolucionando la teoría acerca de la relación entre los niveles de precios de dos países y el tipo de cambio entre sus monedas, pasando del enfoque de la teoría de la paridad de poder de compra a las recientes teorías de *pass-through*, y se mencionó que en la evidencia empírica hay consenso acerca de la existencia de desviaciones importantes de la PPA en el corto plazo, las cuales pueden persistir incluso por cuatro o cinco años. Esta evidencia empírica se obtiene de analizar series de tiempo largas, que en ocasiones abarcan un horizonte superior al de 50 ó 60 años, a diferencia de esta investigación que utiliza un horizonte relativamente corto de 11 años. En este capítulo se describen las metodologías utilizadas en esta investigación para verificar si se cumple o no la PPA en Costa Rica durante el período 1991-2001, así como para determinar la magnitud del coeficiente de traspaso o *pass-through*.

Es importante observar que, así como la teoría económica evoluciona, las técnicas econométricas destinadas a ayudar en la comprobación de la validez de la teoría también evolucionan a lo largo de los años. Por esta razón, no es de sorprenderse que una teoría que parece sostenerse cuando se somete a una determinada comprobación empírica, sea rechazada cuando se estudia con otras técnicas.

Debido a lo anterior, en la primera parte de este capítulo se hace un recuento de las principales técnicas econométricas que se han utilizado a través de los años para comprobar la validez de la teoría de la PPA, las cuales serán utilizadas más adelante para determinar si esta teoría se cumple para el caso de Costa Rica durante el período en estudio.

Posteriormente, en la segunda parte del capítulo se describe la metodología que se empleará para determinar la magnitud del coeficiente de *pass-through* en Costa Rica.

Finalmente, el capítulo describe cuáles son los datos que se emplearán en los capítulos posteriores.

3.1. PRUEBAS DE LA PARIDAD DE PODER DE COMPRA

Esta sección sigue la línea de la presentación de Froot y Rogoff (1994), aunque amplía los detalles relativos a cada una de las técnicas mencionadas en el artículo original.

En su artículo *Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rate*, estos autores distinguen tres etapas diferentes en las pruebas de la PPA:

- pruebas más viejas en las cuales la hipótesis nula era que se cumple la PPA;
- 2. teorías más recientes y pruebas de series de tiempo en las que la hipótesis nula es que la PPA es completamente permanente; y
- pruebas de cointegración aún más recientes en las cuales la hipótesis nula es que las desviaciones respecto a cualquier combinación lineal de precios y tipo de cambio es permanente.

A continuación se explicará con más detalle en qué consiste cada uno de estos enfoques metodológicos.

3.1.1. Etapa uno: Pruebas simples de PPA como hipótesis nula

En sus orígenes, la teoría de la PPA fue vista como una tendencia central del tipo de cambio, sujeta a desviaciones, y no como una equivalencia que se cumple continuamente. No obstante, los primeros análisis empíricos formales estuvieron limitados por la ausencia de herramientas teóricas que permitieran distinguir entre efectos reales de corto y de largo plazo. Por esta razón, dichos estudios solamente introducían un término de error, pero sin especificar ningún tipo de dinámica de ajuste para la PPA.

Una formulación clásica en esta etapa tendría la forma:

$$\mathbf{s}_{t} = \alpha + \beta (\mathbf{p}_{t} - \mathbf{p}_{t}^{*}) + \varepsilon_{t} \tag{3.1}$$

en la cual la hipótesis nula sería que $\beta=1$. En la práctica, la mayoría de las pruebas basadas en este tipo de regresión daban como resultado un rechazo de la hipótesis nula de que se cumplía la PPA. Uno de los problemas que pueden explicar esto es que en dichas pruebas no se le daba importancia a la estacionariedad del término de error.

Se argumentaba que la falla en la PPA podría ser atribuida a alguna combinación de perturbaciones reales transitorias y a rigidez en los precios de bienes, argumentando implícitamente que la PPA sí se cumple en el largo plazo a pesar de no hacerlo en el corto plazo.

Otros dos problemas de este tipo de estudios son que los tipos de cambio y los precios se determinan simultáneamente, además que no se tomaba en cuenta la posible no estacionariedad de los precios relativos y del tipo de cambio.

En todo caso, la principal lección de las pruebas de la primer etapa fue que la PPA no se cumple continuamente, pero los resultados no ofrecieron ninguna perspectiva acerca de si la PPA sería válida como una proposición de largo plazo.

Para fines de la presente investigación, se presentarán los resultados de evaluar la PPA con la metodología de la etapa uno, con el único fin de comprobar las críticas descritas anteriormente.

3.1.2. Etapa dos: Tipo de cambio real como caminata aleatoria

Las limitaciones de las pruebas de la etapa uno llevaron al desarrollo de un enfoque alternativo durante la década de los ochenta. En las pruebas de la etapa dos, la hipótesis nula es que el tipo de cambio real sigue una caminata aleatoria, con la hipótesis alternativa de que la PPA se cumple en el largo plazo. A diferencia de las pruebas de la etapa uno, este nuevo enfoque impone (en vez de estimar) la hipótesis de que $\beta=1$, y prueba (en vez de imponer) la hipótesis de que el logaritmo del tipo de cambio real es estacionario.

$$q_t \equiv s_t - p_t + p_t^* \tag{3.2}$$

El principal problema de este enfoque es el de la baja potencia de las pruebas, por lo que puede resultar sumamente dificil distinguir entre un tipo de cambio real con reversión lenta a la media y uno con caminata aleatoria, especialmente en la presencia de la alta volatilidad de los tipos de cambio fluctuantes.

Para aclarar cuán importante es la limitación de la baja potencia, Froot y Rogoff presentan un ejemplo de un proceso hipotético de ajuste en el tipo de cambio real (reversión a la media), en el que las desviaciones de la PPA siguen un proceso AR(1) (en datos mensuales) dado por

$$q_t - \overline{q} = \rho(q_{t-1} - \overline{q}) + \varepsilon_t \tag{3.3}$$

y se hace el supuesto de que la vida media de la desviación de la PPA es de 36 meses (3 años), por lo que el coeficiente autorregresivo sería $\rho = 0.981 = 0.5^{\frac{1}{36}}$. Dados estos supuestos, estos autores se preguntan cuántos años de datos se requieren para rechazar la hipótesis $\rho = 1$ a un 5% de significancia usando el valor crítico t de Dickey-Fuller de muestra grande de 2,89. La respuesta viene dada por

$$T = \frac{2.89^2 (1 - \rho^2)}{(1 - \rho)^2} \approx 868$$
 (3.4)

que equivale a cerca de 72 años de datos, lo cual representa un tamaño de muestra mucho mayor al que normalmente se tiene a disposición en un estudio de esta naturaleza. Es importante tener presente esta limitación, ya que en esta investigación sólo se cuenta con 11 años de datos. Puede comprobarse que aún si la vida media de la desviación de la paridad fuese de solo 12 meses, se necesitarían (ceteris paribus) 24 años de observaciones.

Otra limitación de los estudios de la etapa dos, aparte de la baja potencia, es qué tan plausible es la hipótesis nula de que el tipo de cambio real sigue una caminata aleatoria. Según Froot y Rogoff, existen una variedad de modelos simples pero razonables que pueden generar desviaciones de la PPA altamente persistentes. Ejemplo de tales hipótesis es la de Balassa-Samuelson, hipótesis que sostiene que si existen perturbaciones al diferencial de productividad de carácter permanentes, entonces las perturbaciones a la productividad sectorial pueden inducir una raíz unitaria en el tipo de cambio real.

Una vez observadas las principales limitantes de las pruebas de la PPA basadas en el concepto de estacionariedad, se presenta a continuación los detalles metodológicos acerca de cómo determinar si una serie es o no estacionaria.

3.1.2.1. PRUEBAS DE ESTACIONARIEDAD

Existen diversas técnicas para determinar si una serie de tiempo es estacionaria. La más utilizada es la prueba aumentada de Dickey-Fuller (ADF). La técnica consiste en modelar la serie como un proceso AR(1):

$$y_{t} = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_{t} \tag{3.5}$$

donde μ y ρ son parámetros y se asume que ϵ_t es ruido blanco. Se dice que y_t es estacionaria si $|\rho| < 1$, y que es no estacionaria (o una caminata aleatoria) si $\rho = 1$. En la práctica, la prueba se evalúa sobre la primer diferencia de la serie:

$$\Delta y_{t} = \mu + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_{t} \tag{3.6}$$

donde $\gamma = \rho - 1$ y las hipótesis nula y alternativa son:

$$H_0: \gamma = 0$$

 $H_1: \gamma < 0$ (3.7)

Debido a que en esta prueba el estadístico t del estimador de γ no tiene una distribución t, es necesario contrastar la hipótesis haciendo uso de los valores críticos tabulados por MacKinnon. El proceso descrito hasta aquí corresponde a la prueba de Dickey-Fuller (DF), y es válido sólo si la serie es un proceso AR(1). Si la serie fuese un proceso autorregresivo de orden superior, sería necesario agregar ptérminos de rezagos de la variable dependiente en el lado derecho de la regresión (3.6)

. Además, en la práctica suele agregarse también a la tendencia como variable explicativa. De esta manera, la prueba ADF se estima a partir de:

$$\Delta y_{t} = \mu + \delta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \Delta y_{t-j} + \varepsilon_{t}$$
 (3.8)

y las pruebas de hipótesis son de nuevo $H_0: \gamma = 0 \land H_1: \gamma < 0$.

En la especificación (3.8) hay que enfrentar dos elecciones. La primera es acerca de la inclusión de los términos de constante y de tendencia. Esta escogencia es importante porque de la inclusión de esas variables dependen las propiedades asintóticas del estimador de γ . A este respecto, Hamilton (1994) recomienda como principio general escoger una especificación que sea una descripción plausible de los datos bajo ambas hipótesis (nula y alternativa).

La segunda elección que se debe realizar es la del número p de rezagos de la variable dependiente que se incluirán en la prueba ADF. La recomendación usual en este caso (aunque no muy útil) es añadir tantos rezagos como sean necesarios para eliminar cualquier correlación serial en los residuos. Por lo general, lo que se hace es incluir el número de rezagos que minimice algún criterio de información, lo cual se discutirá en el siguiente apartado.

3.1.2.2. Criterios de información

La intención de un criterio de información es proveer una medida de información que alcance un balance entre la medida de bondad del ajuste y la especificación parsimoniosa del modelo. En el caso concreto de las pruebas ADF, la inclusión de rezagos adicionales tiene la "virtud" de aumentar la bondad del ajuste pero tiene además el "defecto" de disminuir el número de grados de libertad. Los distintos criterios de información difieren en cómo tratan de alcanzar dicho balance.

Entre los criterios de información más utilizados se encuentran el de Akaike (AIC) y el de Schwarz (SC), que se definen como⁶:

AIC = 1 + ln(2
$$\pi$$
) + ln $\left(\frac{SSR}{T}\right)$ + $\left(\frac{2k}{T}\right)$
SC = 1 + ln(2 π) + ln $\left(\frac{SSR}{T}\right)$ + $\frac{k ln(T)}{T}$ (3.9)

donde SSR corresponde a la suma de residuos al cuadrado, T al número de observaciones y k al número de variables independientes. En cada caso, el último término puede verse como una función de castigo por la inclusión de variables adicionales. En general, el castigo que hace el criterio de Schwarz es mayor que el de Akaike, por lo que necesariamente (en el caso particular de las pruebas ADF) con el uso del SC se escogen modelos con un número de rezagos igual o menor que con el uso del AIC.

Para efectos de esta investigación, a la hora de estudiar la estacionariedad del tipo de cambio real y de otras series de tiempo (que se utilizarán en los modelos de VAR descritos posteriormente) el número óptimo de rezagos a incluir en las pruebas ADF se escogerá utilizando el criterio de Schwarz.

3.1.3. Etapa tres: Cointegración

Las técnicas de cointegración están diseñadas para evaluar relaciones de equilibrio de largo plazo, para las cuales el mecanismo de

⁶ Estas son las definiciones calculadas por Eviews 4.0; según los manuales de usuario de este programa estas definiciones pueden diferir de las de otros autores.

ajuste permanece sin especificar. Por esta razón, las pruebas de cointegración están libres de las limitaciones de la etapa uno acerca de la endogeneidad y de variables omitidas.

Además, estas pruebas son útiles para probar versiones más débiles de la PPA, debido a que requieren solamente que *alguna* combinación lineal de tipos de cambio y precios sea estacionaria. A diferencia de las pruebas de la etapa dos, en las que se evalúa la estacionariedad de $q_t \equiv s_t - p_t + p_t^*$, en las de cointegración sólo se prueba si existen dos constantes μ y μ^* tales que $s_t - \mu p_t + \mu^* p_t^*$ sea estacionaria. Por ello, cualquier incremento de potencia de la etapa tres sobre la dos proviene de relajar las restricciones de que $\mu = \mu^* = 1$.

3.1.3.1. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

En este apartado se dará sólo una idea general de la prueba de cointegración de Johansen; al lector interesado en los detalles de esta prueba le resultará útil consultar a Greene (1999) y a Hamilton (1994).

Considérese el problema de determinar si un k-vector y_t de variables I(1) de un modelo están cointegradas, es decir, el determinar si existe un vector β tal que la combinación lineal βy_t sea I(0). En caso de estarlo, al número r de vectores de cointegración linealmente independientes en el sistema se le conoce como el rango de cointegración, el cual necesariamente varía entre 1 y k-1.

La prueba de Johansen se basa en la técnica de los VAR⁷. Considérese un VAR de orden p

⁷ La metodología de los VAR se describirá más adelante en este capítulo.

$$\mathbf{y}_{t} = \mathbf{A}_{1} \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_{p} \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{B} \mathbf{x}_{t} + \mathbf{\varepsilon}_{t}$$
(3.10)

donde x_i representa un vector de variables determinísticas, y ε_i es un vector de innovaciones. Tomando la primera diferencia del lado izquierdo de la expresión (3.10), ésta puede rescribirse como:

$$\Delta y_{t} = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{i} \Delta y_{t-i} + B x_{t} + \varepsilon_{t}$$
 (3.11)

donde

$$\Pi = \sum_{i=1}^{p} A_i - I, \qquad \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} A_j$$
 (3.12)

El teorema de representación de Granger afirma que si la matriz de coeficientes Π tiene rango reducido r < k, entonces existen matrices $k \times r$, denominadas α y β , cada una con rango r tales que $\Pi = \alpha \beta'$ y $\beta' y_t$ es I(0). En este caso, cada columna de β es un vector de cointegración. El método de Johansen consiste en estimar la matriz Π a partir de un VAR sin restricciones y probar si se pueden rechazar las restricciones implicadas por el rango reducido de Π .

Para concluir este apartado, acerca de la utilidad de las técnicas de cointegración, cabe indicar que según Froot y Rogoff ha habido un exceso de artículos en los que se aplican técnicas de cointegración a la PPA, pero en general no resulta claro que la técnica haya proveído un beneficio neto sobre las pruebas de la etapa dos. En realidad, señalan estos autores, puede haber algunos resultados engañosos debido a sesgos de muestra pequeña. Sobre períodos más largos, y para tipos de cambio fijos, el sesgo se hace menos serio. Sin embargo, los resultados de las pruebas de cointegración en datos de horizontes más largos no

han producido ninguna revelación que no haya estado disponible a partir de las pruebas de la etapa dos (pruebas de estacionariedad del tipo de cambio real).

3.2. DETERMINACIÓN DEL PASS-THROUGH

Una vez presentadas las técnicas econométricas que se utilizan para determinar si de cumple o no la PPA, se analizan ahora las destinadas a medir el coeficiente de *pass-through*.

La medición de este coeficiente es de mucha importancia, independientemente de si se verifica o no la PPA. En el primer caso, si las pruebas descritas en la sección anterior dan como resultado que en el largo plazo sí se cumple la PPA, se tendría entonces que el *pass-through* de largo plazo debe ser cercano a la unidad, pero aún se requeriría alguna técnica para determinar el retardo con el que ocurre el traspaso de los movimientos cambiarios a la inflación. En el caso de que no se cumpla la PPA, se debe determinar la magnitud misma del traspaso, además del rezago con el que ocurre el mismo.

Ahora bien, la técnica que se utiliza en esta investigación para determinar la interrelación entre precios y tipo de cambio es la de vectores autorregresivos, los cuales suponen que precios y tipos de cambios dependen de sus propios rezagos y de los rezagos de las demás variables del sistema. De esta manera, se modela la inflación en términos del tipo de cambio pasado, pero además se modela el tipo de cambio en función de los valores pasados de la inflación. La razón de esto último es que en el esquema cambiario costarricense (descrito en el siguiente capítulo), el tipo de cambio no es exógeno a la evolución de los precios, por lo que para analizar el efecto de una perturbación cambiaria

sobre la inflación es importante tomar en consideración la retroalimentación de la inflación sobre la devaluación. Esta tarea se realiza por medio de funciones de impulso-respuesta.

A continuación se presenta una descripción de los detalles de las estimaciones VAR, así como una especificación de cómo se utilizó esta técnica al caso concreto de estimar el *pass-through*.

3.2.1. Vectores autorregresivos (VAR)

Los vectores autorregresivos son usados comúnmente para pronosticar sistemas de series de tiempo interrelacionadas y para analizar el impacto dinámico de una perturbación aleatoria en el sistema de variables. El enfoque de VAR soslaya la necesidad de modelación estructural al tratar todas las variables endógenas del sistema como una función de los valores rezagados de todas las variables endógenas del sistema.

La representación matemática de un VAR es:

$$y_{t} = \Delta_{1} y_{t-1} + \Delta_{2} y_{t-2} + ... + \Delta_{p} y_{t-p} + B x_{t} + \varepsilon_{t}$$
(3.13)

donde \mathbf{y}_t es un k-vector de variables endógenas, \mathbf{x}_t es un d-vector de variables exógenas, $\mathbf{\Lambda}_1,...,\mathbf{\Lambda}_p$, y \mathbf{B} son las matrices de coeficientes a estimar, y $\mathbf{\epsilon}_t$ es un vector de innovaciones que pueden estar contemporáneamente correlacionadas pero que no están correlacionadas con sus propios rezagos ni con las variables del lado derecho de las ecuaciones. Se supone además que cada una de las k variables definidas en el vector \mathbf{y}_t es estacionaria.

La estimación de cada una de las ecuaciones del VAR se hace por medio de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Debido a que sólo valores rezagados de las variables endógenas aparecen en el lado derecho de las ecuaciones, no existen problemas de simultaneidad y por ello el método MCO da estimadores consistentes. Además, aún cuando las innovaciones ϵ_t estén contemporáneamente correlacionadas, MCO es eficiente.

Al igual que la prueba de estacionariedad ADF, los VAR tienen un parámetro que hay que escoger antes de la estimación, cual es el número de rezagos a incluir en el vector. Como antes, esta elección se hace siguiendo alguno de los criterios de información. Estos criterios son muy similares a los descritos en las expresiones (3.9), con la diferencia de que en este caso los criterios toman en cuenta el ajuste global del sistema de ecuaciones en vez de hacerlo sobre las ecuaciones individuales. Para fines de esta investigación, el número óptimo de rezagos de los VAR se determinará usando nuevamente el criterio de Schwarz.

Otro punto a tener en consideración a la hora de estimar los VAR es la escogencia de las variables a incluir en el sistema y la distinción entre variables endógenas y exógenas. En esta investigación se supone que la inflación internacional está dada, por lo que se trata como variable exógena. Por otra parte, las variables endógenas corresponden a la inflación doméstica y a la devaluación.

Como se argumentó en la sección 2.3.1, el traspaso puede ser distinto entre precios de bienes transables y no transables, por lo que se estimaron dos tipos de especificaciones alternativas de VAR. En la primera el vector endógeno viene dado por la inflación total y la

devaluación,
$$\mathbf{y_t} = \begin{pmatrix} \pi_t \\ \mathbf{s_t} \end{pmatrix}$$
. En la segunda se estima $\mathbf{y_t} = \begin{pmatrix} \pi_t^T \\ \pi_t^N \\ \mathbf{s_t} \end{pmatrix}$, versión que

desagrega la inflación en los componentes de inflación de los transables e inflación de los no transables.

3.2.1.1. ANÁLISIS DE CAUSALIDAD DE GRANGER

Una de las aplicaciones de los VAR es la determinación de la causalidad en el sentido de Granger. El enfoque de Granger a la interrogante de si x causa y es evaluar cuánto del valor corriente de y puede ser explicado por los valores pasados de y y luego analizar si la incorporación de valores rezagados de x puede mejorar la explicación. Así, se dice que y es causado por x en el sentido de Granger si los coeficientes de los rezagos de x en la ecuación de y son significativos.

Acerca de las limitaciones de esta técnica, Greene (1999) señala que el VAR es un acto de fe, puesto que no hay teoría tras su formulación. Por ello, los contrastes de causalidad están basadas en un modelo que puede omitir variables relevantes y retardos adicionales que deberían estar presente pero que no lo están.

3.2.1.2. FUNCIONES DE IMPULSO -RESPUESTA

Una vez estimados los VAR, se puede medir el *pass-through* de la devaluación a la inflación utilizando las funciones de impulso-respuesta.

Como se mencionó anteriormente, uno de los supuestos de la estimación de los VAR es que todas las variables del sistema son estacionarias. Esto implica que si por un período suficientemente largo

no se presentan perturbaciones en el VAR, entonces cada una de las variables convergería a su equilibrio de largo plazo. La idea de las funciones de impulso-respuesta es cuantificar la desviación (respuesta) que presentaría una variable con respecto a su equilibrio de largo plazo en los períodos posteriores a una perturbación transitoria (impulso) en alguna de las variables del sistema. Esta función permite además conocer el período que requiere la variable para regresar a su valor de largo plazo.

Matemáticamente, cualquier VAR puede reescribirse como un modelo de primer orden aumentándolo, si es necesario, con ecuaciones de identidad adicionales⁸. La representación de primer orden tiene la ventaja de facilitar el estudio de las características dinámicas del modelo. Así, el VAR puede representarse como

$$\mathbf{y}_{t} = \mathbf{\mu} + \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{\varepsilon}_{t} \,, \tag{3.14}$$

cuya estabilidad dinámica se consigue si las raíces características de Δ tienen módulo menor que uno. Suponiendo que el sistema es estable, el equilibrio se encuentra buscando la forma final del sistema, utilizando el operador de rezagos para escribir

$$\mathbf{y}_{t} = \mathbf{\mu} + \mathbf{\Delta}(\mathbf{L})\mathbf{y}_{t} + \mathbf{\varepsilon}_{t} \tag{3.15}$$

$$[\mathbf{I} - \Delta(\mathbf{L})] \mathbf{y}_{t} = \mathbf{\mu} + \mathbf{\varepsilon}_{t}$$
 (3.16)

Con la condición de estabilidad se tiene

⁸ De nuevo, aquí sólo se presentan los elementos más importantes de la técnica, para consultar los detalles véase Greene (1994), pp. 705-6.

$$\overline{\mathbf{y}} = \left[\mathbf{I} - \mathbf{\Delta}(L)\right]^{-1} \left(\mathbf{\mu} + \mathbf{\varepsilon}_{t}\right)$$

$$= \left(\mathbf{I} - \mathbf{\Delta}\right)^{-1} \mathbf{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \mathbf{\Delta}^{i} \mathbf{\varepsilon}_{t-i}$$
(3.17)

$$\overline{\mathbf{y}}_{t} = \overline{\boldsymbol{\mu}} + \boldsymbol{\varepsilon}_{t} + \boldsymbol{\Delta}\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} + \boldsymbol{\Delta}^{2}\boldsymbol{\varepsilon}_{t-2} + \dots$$
 (3.18)

Supóngase que por algún tiempo el sistema se encuentra en equilibrio, en particular que $\mathbf{y}_{t-2} = \mathbf{y}_{t-1} = \overline{\mathbf{y}}$. En este caso se verifica que

$$\mathbf{y}_{t-1} = \mathbf{\mu} + \Delta \mathbf{y}_{t-2} \Rightarrow \overline{\mathbf{y}} = \mathbf{\mu} + \Delta \overline{\mathbf{y}} \tag{3.19}$$

Ahora, asúmase que presenta una innovación \mathbf{v}_0 en el período cero y que no se presentan más innovaciones en períodos posteriores Utilizando de manera iterativa las relaciones (3.14) y (3.19), se puede determinar la trayectoria futura de la variable y:

$$\mathbf{y}_{t} = \mathbf{\mu} + \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{v}_{0} = \mathbf{\mu} + \Delta \overline{\mathbf{y}} + \mathbf{v}_{0} = \overline{\mathbf{y}} + \mathbf{v}_{0} \Rightarrow \mathbf{y}_{t} - \overline{\mathbf{y}} = \mathbf{v}_{0}$$

$$\mathbf{y}_{t+1} = \mathbf{\mu} + \Delta \mathbf{y}_{t} = \mathbf{\mu} + \Delta \left(\overline{\mathbf{y}} + \mathbf{v}_{0} \right) = \overline{\mathbf{y}} + \Delta \mathbf{v}_{0} \Rightarrow \mathbf{y}_{t+1} - \overline{\mathbf{y}} = \Delta \mathbf{v}_{0}$$

$$\mathbf{y}_{t+2} = \mathbf{\mu} + \Delta \mathbf{y}_{t+1} = \mathbf{\mu} + \Delta \left(\overline{\mathbf{y}} + \Delta \mathbf{v}_{0} \right) = \overline{\mathbf{y}} + \Delta^{2} \mathbf{v}_{0} \Rightarrow \mathbf{y}_{t+1} - \overline{\mathbf{y}} = \Delta^{2} \mathbf{v}_{0}$$

$$\vdots$$

$$\mathbf{y}_{t+m} = \mathbf{\mu} + \Delta \mathbf{y}_{t+m} = \mathbf{\mu} + \Delta \left(\overline{\mathbf{y}} + \Delta^{m-1} \mathbf{v}_{0} \right) = \overline{\mathbf{y}} + \Delta^{m} \mathbf{v}_{0} \Rightarrow \mathbf{y}_{t+m} - \overline{\mathbf{y}} = \Delta^{m} \mathbf{v}_{0}$$

$$(3.21)$$

A partir de la relación $\mathbf{y}_{t+m} - \overline{\mathbf{y}} = \mathbf{\Delta}^m \mathbf{v}_0$ es sencillo determinar la respuesta de la variable y_f en el período m a una innovación de magnitud λ_0 en la variable y_c en el período cero . Sea $\delta_{fc}(m)$ el elemento de la matriz $\mathbf{\Delta}^m$ en la fila f y columna c. La desviación de la variable y_f respecto a su nivel de equilibrio viene dado por $\delta_{fc}(m)\lambda_0$. Obsérvese además que si las raíces características de $\mathbf{\Delta}$ tienen módulo

menor que uno, entonces $\lim_{m\to\infty} \delta_{fc}(m) = 0$, lo que significa que después de algún tiempo la variable regresa a su valor de equilibrio.

Queda así explicado en qué consiste la técnica de las funciones de respuesta al impulso. En esta investigación se estudia con especial interés la respuesta de la inflación (total, transable y no transable) a impulsos del tipo de cambio. No obstante, en el capítulo de resultados se presta atención además a la respuesta de la inflación a los *shocks* de sí misma (para analizar la inercia inflacionaria) y a la respuesta de la devaluación a los *shocks* inflacionarios (para analizar la respuesta de la política cambiaria en el esquema de minidevaluaciones).

3.3. DATOS Y PROGRAMA ECONOMÉTRICO

3.3.1. Datos

Para realizar esta investigación se utilizaron series mensuales de índices de precios y de tipos de cambio real y nominal para el período en estudio. La fuente de cada una de las series es el Banco Central de Costa Rica, con excepción de algunas series que corresponden a cálculos hechos a partir de las series originales⁹.

Para medir el nivel general de precios de Costa Rica, se utilizaron varios índices, a saber:

- indice de precios al consumidor (IPC);
- indice de precios al consumidor transables (IPC_TR);

⁹ Las series que tienen como fuente al BCCR pueden ser consultadas en Internet, en la dirección http://www.websiec.bccr.fi.cr.

- indice de precios al consumidor no transables (IPC_NT);
- índice de precios al productor industrial (IPPI).

Cada uno de los índices anteriores tiene como período base enero-1995 = 100, con excepción del IPPI que tiene base diciembre-1999 = 100. El IPPI se utiliza en algunas especificaciones econométricas porque el indicador de precios internacionales (descrito más adelante) se basa en canastas de este tipo de bienes. Por otra parte, debido a que no se cuenta con series de IPPI de transables y no transables que cubran el período en estudio, se utilizaron entonces las series IPC_TR e IPC_NT, que corresponden a una desagregación del IPC en sus componentes transable y no transable, para estimar el efecto de la devaluación sobre los precios de cada uno de estos sectores.

Con respecto a tipos de cambio, para el nominal se utilizó el tipo de cambio de compra interbancario (TC); mientras que como indicador del tipo de cambio real se usó el índice de tipo de cambio real multilateral (ITCERM), con año base 1992 = 100.

Por otra parte, para medir los precios internacionales se estimó el índice de precios externos (PEXT) que está implícito en el cálculo del ITCER multilateral, con la fórmula

$$PEXT = \frac{ITCERM \times IPPI}{TC}$$
 (3.22)

Esta definición de precios externos tiene la ventaja de tomar en cuenta la inflación de los principales socios comerciales de Costa Rica, al usar implícitamente las ponderaciones de los 19 países que se incluyen en el cálculo del ITCER multilateral.

Finalmente, todas los indicadores de inflación y de devaluación (nominal y real) se calcularon como la variación interanual de las respectivas series.

3.3.2. Programa

Para realizar cada una de las estimaciones que se presentan en esta investigación, así como para la elaboración de cada uno de los cuadros y gráficos, se preparó un programa informático que se ejecuta desde la aplicación econométrica EViews 4.0, de la empresa Quantitative Micro Software¹⁰. El archivo de programa se designó como pass_through.prg, y su contenido puede verse en el anexo 1 de este documento¹¹.

¹⁰ Para consultar detalles acerca de este software puede visitarse la página http://www.eviews.com

¹¹ A los lectores que no estén familiarizados con el lenguaje de programación de EViews les resultará útil consultar *EViews 4.0 Command and Programming Reference*, así como los archivos de ayuda que acompañan al paquete.

CAPÍTULO 4. EL ENTORNO COSTARRICENSE

En este capítulo se presenta una descripción de la evolución de la inflación y de la devaluación en Costa Rica durante el período 1991-2001. Además, se presenta una descripción del esquema cambiario, la cual es indispensable para entender cómo se determina el tipo de cambio nominal en Costa Rica y para definir la metodología econométrica que se utilizará para determinar el *pass-through*.

4.1. ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE LOS DATOS

Durante el período comprendido entre 1991 y 2001 tanto la tasa de inflación como la de devaluación fueron muy variables. En efecto, si se analiza la trayectoria de la tasa de inflación puede observarse que ésta ha tenido grandes fluctuaciones, al pasar de un valor máximo de 30,7% en mayo de 1991 a cerca de un 8,9% en septiembre de 1993, para luego acelerarse nuevamente y alcanzar un valor cercano a 25% en noviembre de 1995, fecha a partir de la cual la tasa de inflación disminuyó hasta estabilizarse en valores cercanos al 11% al final del período. De esta manera, la inflación tuvo un valor medio de 15,64% y una desviación estándar de 6,51% durante ese período.

Por su parte, la devaluación también presentó oscilaciones considerables. Así, mientras que en junio de 1991 la devaluación fue cercana al 37%, en febrero de 1993 bajó hasta un nivel cercano al 1%, para luego acelerarse y llegar al 18% casi tres años más tarde. Desde entonces, la devaluación disminuyó hasta alcanzar valores cercanos al 7% hacia el final del período. Resulta así que la devaluación media del período fue de 12,81%, con una variación estándar de 7,79%.

	IPC	IPPI	TC	PEXT	ITCER
Mean	15.64	14.34	12.60	1.15	-0.41
Median	12.64	11.20	10.86	0.75	-0.29
Maximum	30.70	33.12	37.05	6.84	6.13
Minimum	7.54	4.05	0.77	-3.47	-8.15
Std. Dev.	6.37	7.41	7.92	2.43	2.85
Observations	132	132	132	132	132

Cuadro 4-1 Estadísticas descriptivas para series seleccionadas

A pesar de esta volatilidad, las dos series parecen tener tendencias comunes, es decir, ambas series crecen y decrecen simultáneamente, si bien la magnitud de estas y sus "picos y valles" no coinciden exactamente. (véase el gráfico 4.1.)

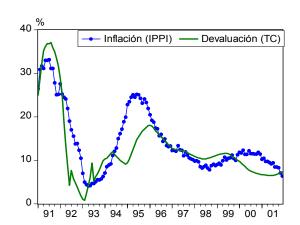


Gráfico 4-1 Inflación y devaluación en Costa Rica

Esta relación sugeriría que es posible que se cumpla la paridad de poder de compra. Sin embargo, esta conclusión podría ser engañosa, tal como lo revela un análisis detallado de las cifras del cuadro 4.2. En este cuadro se presentan los datos de inflación doméstica (IPPI) e internacional (PEXT) medidos con índices de precios al productor industrial¹², así como la devaluación nominal (TC) y real (medido con el ITCER multilateral). Además, se presenta una serie que representa la

¹² El ITCER en Costa Rica se calcula con índices de precios al productor industrial.

inflación interna que hubiese resultado si se cumpliera la paridad de poder de compra relativa (IPPI_{PPC}), así como la razón entre dicha inflación de paridad y la inflación efectiva observada (IPPI_{PPC}/IPPI). Así definido, esta razón tendrá un valor de uno en aquellos años en los que "se cumple" la PPC relativa y por lo tanto la variación del tipo de cambio real es nula; valores mayores (menores) que uno implican una de depreciación (apreciación) real de la moneda nacional.

			•	•		
Año	IPPI	PEXT	TC	ITCERM	$IPPI_{PPC}$	IPPI _{PPC} /IPPI
1991	25.12	-0.32	31.61	4.84	31.19	1.24
1992	10.46	0.51	1.80	-7.38	2.32	0.22
1993	6.23	-0.57	9.89	2.86	9.26	1.49
1994	19.92	5.40	9.11	-4.11	15.00	0.75
1995	21.87	3.07	17.97	-0.24	21.59	0.99
1996	13.25	2.91	13.08	2.75	16.37	1.24
1997	10.14	-3.17	11.06	-2.36	7.54	0.74
1998	8.76	-0.43	11.02	1.65	10.54	1.20
1999	11.26	0.97	9.96	-0.21	11.03	0.98
2000	10.16	0.57	6.75	-2.54	7.36	0.72
2001	8.64	-0.91	7.33	-2.11	6.35	0.73
M_{G}	13.11	0.71	11.55	-0.68	12.34	0.94

Cuadro 4-2 Inflación y devaluación real y nominal en Costa Rica

De esta manera, se observa que en ciertos años la inflación doméstica parece ajustarse a la teoría de la paridad de poder de compra, especialmente en 1995 y 1999. Sin embargo, en la mayoría de los años se observan desviaciones importantes, que se reflejan en oscilaciones

temporales del de tipo cambio real (véase gráfico 4.2). Esta situación particularmente observable en primeros los años de la década de los noventa, especialmente en 1992, año el que liberalizó en

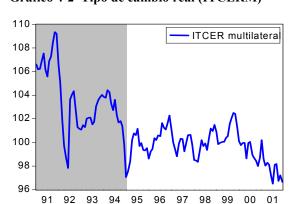


Gráfico 4-2 Tipo de cambio real (ITCERM)

temporalmente el tipo de cambio nominal y se produjo una apreciación real del 7,38%¹³. No obstante, cabe destacar que la variación media (geométrica) del tipo de cambio real sobre el horizonte de 11 años en estudio fue de solo 0,68%, lo cual podría evidenciar que el Banco Central ha sido efectivo en la consecución de su meta de ajustar la devaluación nominal del colón al diferencial de tasas de inflación.

Estos resultados nos hacen cuestionar si efectivamente se cumple la PPC en el corto plazo, aunque parece haber indicios que en el largo plazo sí se logra esta condición. Para verificar si estas afirmaciones tienen un sustento efectivo en los datos, en capítulos posteriores se hará uso de distintas técnicas econométricas.

Por otra parte, a pesar de que la inflación de los sectores transable y no transable parecen ir de la mano (véase gráfico 4.3), la inflación en el sector transable ha sido menor que en el sector no transable en la mayor parte del período.

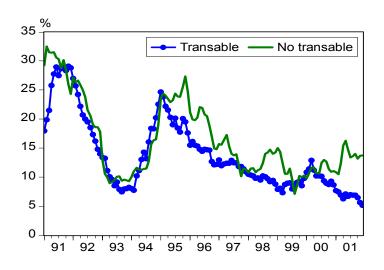


Gráfico 4-3 Inflación por sectores

¹³ Sobre la experiencia presentada en 1992 se ampliarán detalles en la sección siguiente.

Por esta razón, el precio relativo de los bienes transables con respecto a los no transables ha disminuido considerablemente durante estos años (véase gráfico 4.4). Finalmente, cabe señalar que la participación de los bienes no transables en la canasta del IPC es mayor que la de los transables; específicamente, la relación entre estos tres índices viene dada por IPC = 0.6552IPC NT + 0.3448IPC TR.

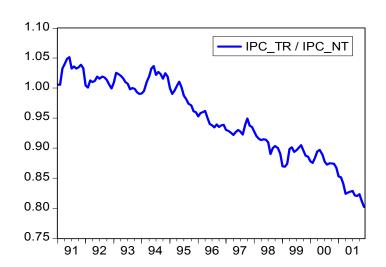


Gráfico 4-4 Precio relativo IPC TR/IPC NT

4.2. DESCRIPCIÓN DEL ESQUEMA CAMBIARIO

Durante los años comprendidos entre 1991 y 2001 el régimen cambiario se ha basado en un sistema de minidevaluaciones, con una interrupción de algunos meses en 1992, cuando se liberalizó el tipo de cambio. El Banco Central ha utilizado este sistema de determinación del precio del dólar estadounidense desde mediados de 1985, como mecanismo de ajuste periódico al tipo de cambio unificado al cual se

había llegado en 1983, posterior a la crisis cambiaria sufrida por el país en 1980-82.

De esta manera, hacia octubre de 1990 el Banco Central empezó a realizar cinco devaluaciones por mes, hasta mediados de 1992, cuando se llevaron a cabo reformas importantes, a las cuales se hará referencia más adelante. Dado que estas reformas no surtieron un efecto satisfactorio, el sistema cambiario volvió posteriormente al esquema tradicional de minidevaluaciones, aunque ahora basadas en ajustes diarios del tipo de cambio.

La política cambiaria de aiustes periódicos del parte reconocimiento de que el nivel del tipo de cambio en la economía es consecuencia del estado de los balances macroeconómicos y además de los objetivos de la política (balance interno versus balance externo o Si hay desequilibrios en esos balances, ambos simultáneamente) caracterizados por un exceso de gastos y la consiguiente presión inflacionaria, el sistema cambiario debe reconocer esta diferencia y ajustar el tipo de cambio de acuerdo con ella. El planteamiento se relaciona con el concepto de tipo de cambio real y sus determinantes.

En el manejo del sistema de minidevaluaciones, el Banco Central usualmente ha utilizado como guía para la determinación del tipo de cambio el criterio conocido como "paridad de poder de compra" (PPC), según el cual el tipo de cambio se ajusta de acuerdo con la brecha existente entre la inflación local y la internacional. En términos generales, lo que persigue esta regla es conseguir un tipo de cambio real constante y estable que sea neutral con respecto a los flujos de comercio exterior, de manera tal que se consiga la estabilidad de las cuentas externas de la economía.

59

El BCCR utilizó inicialmente como medida de esta variable el índice de tipo de cambio real bilateral (ITCERB), el cual comparaba la inflación de Costa Rica con la de Estados Unidos. Sin embargo, debido a que este indicador es parcial (por no tomar en cuenta los tipos de cambio y tasas de inflación de los demás socios comerciales del país), posteriormente se hizo énfasis en el cálculo del índice de tipo de cambio multilateral (ITCERM) para ponderar además el efecto de la inflación y fluctuaciones cambiarias del resto de los principales socios comerciales del país.

No obstante, entre 1990 y 1992, cuando Guardia fue presidente del Banco Central, la Institución se apartó de la paridad de poder de compra a la hora de establecer su política cambiaria, esto por cuanto se consideró que éste era un enfoque limitado de determinación del tipo de cambio de equilibrio. Esta limitación se refiere a que los diferenciales de inflación no toman en cuenta otras variables determinantes de la balanza de pagos (especialmente en el contexto de la liberalización de mercado y la apertura de la cuenta de capitales que se estaba gestando en ese entonces), entre ellas las tasas de interés internacionales, las variaciones a las restricciones al comercio, los flujos externos de capital y variables fiscales, entre otras. Dada esta visión de que la tarea de determinar el tipo de cambio de equilibrio era una tarea compleja, se concluyó en que ésta solo podía ser realizada por el mercado, lo que llevó a la posterior liberalización del tipo de cambio durante las reformas de 1992¹⁴. Es importante señalar que otros autores consideran que a pesar de sus limitaciones, el criterio de la paridad de poder de compra es una guía aproximada, sencilla y oportuna, en cuanto a la obtención de los

¹⁴ Cabe notar que tampoco el mercado parece cumplir con lo esperado. La volatilidad del tipo de cambio real de las economías industrializadas es actualmente una preocupación. Además, anteriormente se mencionó que el período de reversión de las desviaciones del tipo de cambio real es alrededor de 4 años en estas economías

datos requeridos para calcular el índice de tipo de cambio real (Delgado, 2000).

En 1992 se llevaron a cabo una serie de reformas al régimen cambiario, entre las que destacan la apertura de la cuenta de capital de la balanza de pagos y su completa liberalización. La dirección de estas reformas consistió en permitir la participación de oferentes y demandantes de divisas en el mercado, para determinar de esa forma un tipo de cambio sin intervención del Banco Central; estas ofertas y demandas de divisas no sólo incluirían las transacciones relacionadas con la cuenta corriente de la balanza de pagos, sino también aquellas relacionadas con la cuenta de capital¹⁵.

Dentro de este nuevo esquema, el papel del Banco consistiría en suavizar movimientos estacionarios o especulativos de corto plazo, interviniendo con sus reservas en el mercado cambiario. También podría influir de manera indirecta en el tipo de cambio a través de su política monetaria, crediticia y de tasas de interés. De esta manera, el Banco buscaría que el mercado equilibrara la balanza de pagos sin que el Banco incurriera en excesivas pérdidas de reservas o endeudamiento externo, toda vez que su política monetaria restrictiva ayudasen a crear las condiciones para lograr mayor estabilidad del tipo de cambio y de los precios internos.

Con la puesta en práctica de estas reformas, se provocó un ingreso masivo de capitales, el cual tuvo como efecto una apreciación importante del colón. Para combatir los efectos negativos de esta apreciación, el BCCR suspendió la flotación y puso en práctica un sistema de ajustes periódicos no anunciados a partir de agosto de 1992.

¹⁵ Guardia (1992) presenta una descripción detallada de las reformas efectuadas al régimen cambiario en ese año.

Más adelante, el Banco empezó a definir, por acuerdo de su Junta Directiva y en forma expresa, los tipos de cambio prevalecientes en cada momento, con lo cual regresó al sistema de minidevaluaciones que se mantiene hasta el final del período en estudio. No obstante, este sistema tiene connotaciones distintas al prevaleciente antes de la reforma de 1992, por cuanto al obligarse a los bancos comerciales a liquidar sus posiciones cortas y largas con el Banco Central, resulta que éste termina convirtiéndose en un comprador y vendedor residual al final de cada día. Además, puesto que el Banco interviene a un tipo de cambio predeterminado por él, termina de hecho estableciendo la tendencia deseada del tipo de cambio.

4.3. CRÍTICAS AL ESQUEMA CAMBIARIO

Entre las críticas más importantes que se le hacen al sistema cambiario prevaleciente durante el período en estudio se encuentra el argumento de que los sistemas de minidevaluaciones generan inflación inercial, pues el ajuste del tipo de cambio se retroalimenta al depender de, y a la vez influir en, la inflación. Esta crítica es consistente con la afirmación de Dornbusch (1982) de que

Políticas de tipo de cambio orientadas a la paridad de poder de compra han sido ampliamente adoptadas entre los países en desarrollo como una manera de aislar el sector de comercio exterior de los vaivenes de la macroeconomía...tal recomendación de política se cuestiona aquí al poner atención a los costos macroeconómicos de mayor indexación al tipo de cambio: mayor inestabilidad de precios y potencialmente mayor inestabilidad del producto...La búsqueda de políticas de estabilización óptimas no debe tomar como meta un tipo de cambio real constante como dada, sino que

debe considerar el problema en un contexto más amplio que evalúe los costos relativos de inestabilidad real, inestabilidad de precios, e inestabilidad de la meta¹⁶.

Otra de las críticas consiste en la existencia de la tentación de utilizar el tipo de cambio como un ancla nominal para estabilizar los precios, reduciendo el ritmo de las minidevaluaciones con el fin de reducir temporalmente la inflación, por criterios políticos como la cercanía de una justa electoral.

Finalmente, una tercer crítica al sistema de minidevaluaciones es que la sujeción a una regla inflexible como la adopción estricta de la paridad de poder de compra conduce a expansiones monetarias en ocasiones de fuertes ingresos de capitales, con lo que la política tiene potenciales efectos desestabilizadores.

Dadas estas críticas, se han propuesto sistemas alternativos de determinación del tipo de cambio, aunque a la fecha no ha prosperado ninguna de las propuestas. Entre estas iniciativas puede mencionarse la introducción de mayor flexibilidad al tipo de cambio, por ejemplo utilizando un sistema de bandas cambiarias. Otras propuestas han pretendido más bien introducir aún menos flexibilidad, estableciendo una caja de conversión o incluso llegando a la dolarización plena de la economía.

-

¹⁶ Dornbusch (1982), p.165.

CAPÍTULO 5. LOS RESULTADOS

En este capítulo se presentan los resultados de las pruebas econométricas realizadas para verificar si se cumple la PPA y para determinar la magnitud del traspaso o *pass-through* de la devaluación a la inflación. Los resultados se presentan secuencialmente, siguiendo la misma línea de presentación que se expuso en el capítulo de aspectos metodológicos.

En todas las pruebas presentadas a lo largo de este capítulo, la notación para referirse a cada una de las series es la misma que la descrita al final del capítulo 3. Además, en los casos en que se utiliza la tasa interanual de variación de alguno de los índices de precios (inflación), la nueva serie se denota con el nombre "infla_" seguido de la referencia al índice utilizado (así, por ejemplo, infla_ipc se refiere a la inflación medida con el IPC). Finalmente, cuando se utiliza la tasa interanual de variación del tipo de cambio (devaluación), ya sea nominal o real, se hace referencia a la nueva serie con el nombre "dev_" seguido del nombre del tipo de cambio respectivo. Esta notación es la misma que la que se utiliza a lo largo del programa econométrico que se adjunta en los anexos de esta investigación.

5.1. ¿SE CUMPLE LA PARIDAD DE PODER DE COMPRA?

5.1.1. Etapa uno: Pruebas simples de PPA como hipótesis nula

En esta etapa se estimó una ecuación de la forma (3.1), aunque con la diferencia de que se tomó al precio doméstico como variable dependiente y al tipo de cambio como exógena:

$$log(IPPI_t) = c_1 + c_2 \left(log((PEXT_t) + log(TC_t)) + \varepsilon_t \right)$$
(5.1)

Los resultados de estimar la ecuación regresión (5.1) por el método de mínimos cuadrados ordinarios se muestran en el cuadro 5-1, que incluye además el resultado de la prueba de hipótesis de que se cumple la PPA en el corto plazo, a saber, $H_0: c_1=0, \quad c_2=1$.

Cuadro 5-1 Resultados de ecuación de PPA absoluta

Dependent Variable: LOG(IPPI)

Method: Least Squares Date: 07/08/02 Time: 14:00 Sample: 1991:01 2001:12 Included observations: 132

LOG(IPPI) = C(1) + C(2) * (LOG(PEXT) + LOG(TC))

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-5.060613	0.038786	-130.4739	0.0000
C(2)	1.050463	0.004398	238.8665	0.0000
R-squared	0.997727	Mean deper	ndent var	4.196012
Adjusted R-squared	0.997709	S.D. depend	lent var	0.390256
S.E. of regression	0.018678	Akaike info	criterion	-5.107882
Sum squared resid	0.045354	Schwarz crit		-5.064203
Log likelihood	339.1202	Durbin-Wats	son stat	0.317437

Wald Test:

Equation: PPA_ABS

Null Hypothesis:	C(1) = 0 C(2) = 1		
F-statistic	4030882.	Probability	0.000000
Chi-square	8061764.	Probability	0.000000

Tal como era de esperar a partir de las críticas a esta metodología presentadas en el capítulo correspondiente, los resultados de la regresión anterior hacen rechazar la hipótesis de que se cumple la PPA en el corto plazo. Sin embargo, los resultados también confirman que en el caso de Costa Rica, al igual que en estudios para otros países, este tipo de especificación enfrenta el problema de la presencia de autocorrelación de primer orden en los residuos, como se desprende del coeficiente Durbin-Watson estimado de 0,32. Incluso, el análisis del correlograma de la regresión (5.1) indica que los residuos tienen una autocorrelación de segundo orden (véase cuadro 5-2).

Cuadro 5-2 Correlograma de la ecuación de PPA absoluta

Date: 07/03/02 Time: 15:11 Sample: 1991:01 2001:12 Included observations: 132

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
7 decontribution		1 2 3 4	0.834 0.615	0.834 -0.267 -0.085 0.044	93.984 145.43 167.74 176.38	0.000 0.000 0.000 0.000
		5 6 7 8	0.156	0.090 -0.014 0.150 -0.144	180.54 183.07 186.49 189.48	0.000 0.000 0.000 0.000
1 1			0.124 0.071 -0.001 -0.076		191.69 192.41 192.41 193.26	0.000 0.000 0.000 0.000
	1 1	13 14 15		0.077 -0.078 -0.093	195.29 197.91 201.68 206.06	0.000 0.000 0.000 0.000
	1	17 18 19	-0.170 -0.175 -0.205 -0.223	0.021 -0.081	210.50 215.24 221.80 229.63	0.000 0.000 0.000 0.000
1 1	1 1 1 1 1 1 1 1	21 22 23	-0.223 -0.209 -0.167 -0.099 -0.008	0.046 0.046 0.062 0.098	236.59 241.09 242.67 242.68	0.000 0.000 0.000 0.000

Debido a lo anterior, no se puede tener certeza acerca de la validez del contraste de la hipótesis, aunque se puede presumir que al menos en el muy corto plazo de un mes no se cumple la PPA, aunque aún quedaría pendiente determinar si se cumple en el largo plazo.

Para concluir esta sección, es necesario hacer una observación con respecto a la validez de este tipo de prueba de PPA absoluta. Los niveles de precios que se utilizaron en ésta no corresponde a niveles absolutos de precios sino más bien a índices de precios. Por esta razón, los resultados obtenidos son muy sensibles a los valores absolutos de los índices, por cuanto estas pruebas asumen que si el valor del tipo de cambio real es igual a uno entonces las canastas de bienes domésticos y externos tienen el mismo valor cuando se expresan en una moneda común, lo cual puede obviamente no ser el caso. En resumen, dados los datos empleados estas pruebas asumen implícitamente que la PPA absoluta sí se cumple en promedio en el año base (1992) y verifican si se cumple en los demás períodos. Para subsanar esta deficiencia se requiere construir canastas similares pero utilizar los niveles de precios en vez de los índices de precios, y esto está más allá del alcance de esta investigación.

5.1.2. Etapa dos: Tipo de cambio real como caminata aleatoria

El siguiente paso en las pruebas de la PPA consiste en verificar por medio de pruebas de estacionariedad si ésta se cumple en el largo plazo. Con este fin, se aplicó la prueba ADF (definida en la ecuación (3.8)) a la serie del ITCER multilateral con sólo un rezago (óptimo número de rezagos según el criterio de Schwarz descrito en (3.9)); los resultados pueden apreciarse en el cuadro 5-3.

El estadístico ADF obtenido es de –4,1631 que es mayor en valor absoluto al valor crítico al 1% de MacKinnon de –4,0298. Según este resultado, la serie del ITCER multilateral es estacionaria, lo que implica que en el largo plazo sí se cumple la PPA¹⁷.

Como se recordará del capítulo 4, la política cambiaria del Banco Central de Costa Rica toma como guía la paridad de poder de compra, y persigue un tipo de cambio real estable. En este sentido, puede afirmarse que según el concepto de estacionariedad el BCCR ha sido efectivo en su política cambiaria en conseguir su objetivo de estabilidad del ITCER.

Cuadro 5-3 Resultado de prueba ADF sobre ITCERM

ADF Test Statistic	-4.163093	1% Critical Value*	-4.0298
		5% Critical Value	-3.4442
		10% Critical Value	-3.1467

^{*}MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ITCERM)

Method: Least Squares Date: 07/03/02 Time: 15:11 Sample: 1991:01 2001:12 Included observations: 132

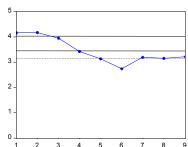
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ITCERM(-1)	-0.197798	0.047512	-4.163093	0.0001
D(ITCERM(-1))	0.275986	0.085090	3.243474	0.0015
С	20.64901	4.967304	4.156985	0.0001
@TREND(1991:01)	-0.010377	0.003264	-3.178706	0.0019
R-squared	0.147114	Mean deper	ndent var	-0.056933
Adjusted R-squared	0.127125	S.D. depend	dent var	1.044587
S.E. of regression	0.975934	Akaike info	criterion	2.818991
Sum squared resid	121.9133	Schwarz cri	terion	2.906349
Log likelihood	-182.0534	F-statistic		7.359564
Durbin-Watson stat	1.994476	Prob(F-stati	stic)	0.000137

¹⁷ Esta prueba difiere de la descrita en la ecuación (3.2), que consiste en analizar la estacionariedad del *logaritmo* del tipo de cambio real. El valor ADF sobre la serie del ln(ITCERM) es de –4,1742, lo que confirma la estacionariedad del tipo de cambio real.

No obstante, es importante señalar que los resultados de la prueba ADF son muy sensibles a la elección del número p de rezagos. En

efecto, al analizar el gráfico 5-1, el cual muestra los valores ADF para pruebas que incluyen de uno a nueve rezagos, se observa que para ciertos valores de p (por ejemplo, con 6 rezagos) el resultado es que el ITCERM es una caminata aleatoria. En todo caso, debe tenerse en cuenta que la intención de agregar rezagos adicionales

Gráfico 5-1
Valores ADF del ITCERM sobre distinto número de rezagos



en la prueba de Dickey-Fuller es únicamente la de eliminar la presencia de autocorrelación en los residuos. En el cuadro 5-3, el estadístico Durbin-Watson de 1,99 confirma que con un rezago se elimina el problema de la autocorrelación, por lo que se puede concluir que el ITCERM sí es estacionario y que por ende sí se cumple la PPA en Costa Rica durante 1991-2001.

5.1.3. Etapa tres: Cointegración

Dados los resultados de la etapa dos, es de esperar que las técnicas de cointegración Johansen confirmen que las series de los logaritmos naturales de IPPI, PEXT y TC estén cointegrados.

En efecto, según el cuadro 5-4, sin importar cuál de las cinco especificaciones distintas de la prueba de Johansen se utilice para verificar la cointegración de estas series¹⁸, los estadísticos de la traza y

¹⁸ Las pruebas de cointegración también requieren elegir un número de rezagos. En esta investigación se utilizó el mismo número de rezagos que el que se usó en la respectiva prueba de estacionariedad.

del máximo valor propio indican siempre que al nivel del 5% existe al menos un vector de cointegración para estas series (incluso, en un caso encuentra dos vectores de cointegración).

Cuadro 5-4 Resultados de prueba de cointegración para precios y tipo de cambio

Date: 07/08/02 Time: 14:00 Sample: 1991:01 2001:12 Included observations: 132

Series: @LOG(IPPI) @LOG(PEXT) @LOG(TC)

Lags interval: 1 to 1

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Selected	(5% level) Num	nber of Coint	egrating Relat	ions by Mode	l (columns)
Trace	1	2 2	1	1	1
Max-Eig	1		1	1	1

Así, al analizar cada especificación por separado se encuentra que, por ejemplo, según la tercera versión de esta prueba, el vector normalizado de cointegración corresponde a (1,000 -1,573 -0,988), es decir, que la serie $log(IPPI_t)-1,572875log(PEXT_t)-0,987919log(TC_t)$ es estacionaria, por lo que debe existir una relación de largo plazo (aunque no necesariamente tan estricta como la PPA) entre los niveles de precios doméstico e internacional y el tipo de cambio.

5.2. DETERMINACIÓN DEL PASS-THROUGH

Una vez realizadas las pruebas de la paridad de poder de compra, se procede a cuantificar la magnitud del *pass-through* de una perturbación cambiaria a la inflación en función del número de períodos transcurridos después del impacto. Además, dado el esquema cambiario costarricense, resulta interesante analizar también el traspaso de perturbaciones en la inflación a la devaluación, es decir, cuantificar la

respuesta de la política cambiaria ante una desviación en la tasa de inflación. Finalmente, debido a que en las pruebas de la PPA presentadas en la sección anterior se concluyó que en el largo plazo ésta sí se cumple pero que en el corto plazo pueden presentarse desviaciones importantes, se estudia además la respuesta del tipo de cambio real ante perturbaciones inflacionarias y cambiarias.

5.2.1. Vectores autorregresivos

Para cuantificar el *pass-through* se estimaron en total seis VAR, que se diferencian entre sí por el número de rezagos y por los índices utilizados para medir la inflación doméstica. En particular, para medir la inflación doméstica se utilizan las series de infla_ipc en un VAR, la de infla_ippi en otro y la desagregación de infla_ipc_tr e infla_ipc_nt en el último. Para cada una de estas especificaciones se calcularon dos versiones: la primera con el óptimo número de rezagos según el criterio de Schwarz, y la segunda con 12 rezagos.

La razón de la elección, si se quiere arbitraria, de 12 rezagos se debe a que el criterio de Schwarz da como resultado especificaciones con un número bajo de rezagos. Sin embargo, la inclusión de pocos rezagos de la inflación en la ecuación de la devaluación podría dejar de lado rasgos relevantes de la respuesta de la política cambiaria a perturbaciones inflacionarias. Además, es poco plausible que la determinación por parte del BCCR de la pauta de devaluación tome en cuenta sólo la información de la inflación de los últimos dos o tres meses¹⁹. Por este motivo, se decidió presentar en este capítulo ambas

¹⁹ Puede argumentarse además que más allá de la inflación *pasada*, la política cambiaria se basa más bien en la inflación *esperada*. No obstante, la modelación de expectativas está más allá de los alcances de esta investigación.

versiones para poder comparar los resultados bajo una u otra especificación.

Antes de proseguir, es oportuno hacer notar dos limitaciones importantes que tiene la utilización de doce rezagos en las especificaciones de VAR en esta investigación. La primera está relacionada con la existencia de estacionalidad en las series utilizadas, lo cual podría acarrear algunas complicaciones econométricas, ya que en este caso las funciones de impulso-respuesta podrían reflejar no sólo el impacto de una perturbación sino también el efecto de la estacionalidad.

La segunda limitación es la omisión de otras variables estructurales importantes para el modelo, como lo es por ejemplo la fijación semestral de políticas salariales. En ausencia de estas variables puede resultar complejo el análisis adecuado de las respectivas funciones de impulso-respuesta. Por ejemplo, las funciones de impulso-respuesta podrían señalar que una devaluación genera una espiral de inflación – devalaución cuando en la práctica lo que eventualmente estaría sucediendo es una espiral de precios y salarios. No obstante, la superación de estas dos limitaciones queda pendiente para futuras investigaciones en esta materia.

Como se mencionó en el capítulo de la metodología, la validez de un VAR está sujeta a la estacionariedad de las series que se incluyen en el sistema. Tal como se hizo a la hora de determinar la estacionariedad del ITCERM, para realizar esta tarea se utilizó la prueba ADF con el óptimo de rezagos escogido entre uno y nueve con el criterio de Schwarz. El cuadro 5-5 presenta los rezagos óptimos encontrados según dicho criterio, para las series originales y en primera y segunda diferencia.

Cuadro 5-5 Rezagos óptimos para prueba ADF según criterio de Schwarz

Serie	Nivel	1° Diferencia	2° Diferencia
ipc_nt	2	4	4
lpc	2	4	4
ipc_tr	1	2	4
ippi	3	2	3
pext	4	6	4
tc	2	1	2
infl_ipc_nt	1	3	3
infl_ipc	1	3	4
infl_ipc_tr	3	2	5
infl_ippi	4	2	3
infl_pext	3	1	8
dev_tc	2	1	2

Aplicando los rezagos del cuadro anterior a la prueba ADF se obtuvieron los resultados del cuadro 5-6, en el que se muestran los valores del estadístico ADF para cada serie en nivel, primera y segunda diferencia, así como los valores críticos de MacKinnon. Si se elige el valor crítico de MacKinnon al 10% para decidir el orden de integración, resulta que las series de infl_ippi, infl_pext y dev_tc son I(0) o estacionarias, mientras que las series de inflación respecto al IPC (transable, no transable y total) aparecen como I(1). Este último resultado es crítico para la estimación del *pass-through* por medio de VAR, ya que se requiere que todas las series sean estacionarias.

Cuadro 5-6 Resultado de pruebas ADF para series de precios y tipo de cambio

ADF Test Statistic	1% Critical Value*	-4.0298
	5% Critical Value	-3.4442
Sample: 1991:01 2001:12	10% Critical Value	-3.1467

^{*}MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Serie	Original	1° diferencia	2° diferencia	Orden
ipc_nt	-0.7406	-4.9173	-8.1021	l(1)
ipc	-1.1657	-4.5502	-8.1507	I(1)
ipc_tr	-1.5317	-4.6895	-7.2095	l(1)
ippi	-1.7392	-4.2354	-9.8788	l(1)
pext	-1.4822	-4.9674	-8.1574	l(1)
tc	-1.6003	-4.4269	-8.1703	l(1)
infl_ipc_nt	-2.2383	-5.0991	-9.0306	l(1)
infl_ipc	-2.0115	-4.3612	-7.9898	l(1)
infl_ipc_tr	-3.2606	-4.0839	-6.3807	I(0)
infl_ippi	-3.8869	-4.0846	-7.7278	I(0)
infl_pext	-3.3367	-8.5972	-7.5767	I(O)
dev_tc	-3.6352	-3.7925	-7.2338	I(0)

No obstante, el hecho de que cada una de los índices de precios y el tipo de cambio nominal sean integrados de orden uno, hacen pensar que sus respectivas tasas de crecimiento (similar a la primera diferencia) deben ser estacionarias. Al parecer, el problema surge del hecho de que las pruebas ADF son muy sensibles al número de rezagos incluidos y, por ende, al criterio de información que se utilice a la hora de optimizar. En efecto, en el gráfico 5-2 se muestran los valores (absolutos) obtenidos para el estadístico ADF de uno a nueve rezagos para cada una de las series de inflación y devaluación, los que permiten verificar la afirmación anterior. En cada caso se muestra además los valores críticos (absoluto) de MacKinnon al 1%, 5% y 10% como líneas horizontales. De haberse utilizado el criterio de Akaike para optimizar el número de rezagos, todas las series referidas en el gráfico 5-2 hubiesen aparecido como estacionarias. Por esta razón, dado que la evidencia con respecto a estas

series no es del todo concluyente²⁰, en adelante se asumirá que todas son efectivamente estacionarias, y se prestará especial atención a las pruebas de estabilidad de cada uno de los VAR estimados.

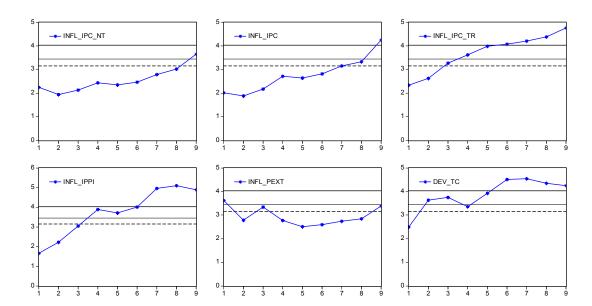


Gráfico 5-2 Valores ADF de inflación y devaluación (distinto número de rezagos)

Así, en resumen, los seis VAR estimados corresponden a las especificaciones detalladas en el cuadro 5-7.

Los cuadros de resultados de los seis VAR estimados pueden consultarse en el anexo 2. Estos cuadros muestran información acerca de los coeficientes estimados, errores estándar y valores *t*, además de otros indicadores estadísticos. A partir de dicha información se realiza el análisis de causalidad de Granger y la estimación de las funciones de respuesta impulso.

²⁰ Además, es preciso tener presente la limitación de baja potencia de las pruebas ADF para determinar la estacionariedad de una serie, véase la sección 3.1.2.

Cuadro 5-7 Especificaciones de los VAR estimados

$$\begin{pmatrix} inf \ l_ippi_t \\ dev_tc_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} d_1 \\ d_2 \end{pmatrix} inf \ l_pext_t + \sum_{j=1}^{3} \Delta_j \begin{pmatrix} inf \ l_ippi_{t-j} \\ dev_tc_{t-j} \end{pmatrix}$$
(5.2)

$$\begin{pmatrix} inf \ l \ _ipc \ _tr_t \\ inf \ l \ _ipc \ _nt_t \\ dev \ _tc_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} d_1 \\ d_2 \\ d_3 \end{pmatrix} inf \ l \ _pext_t + \sum_{j=1}^{2} \Delta_j \begin{pmatrix} inf \ l \ _ipc \ _tr_{t-j} \\ inf \ l \ _ipc \ _nt_{t-j} \\ dev \ _tc_{t-j} \end{pmatrix}$$
(5.6)

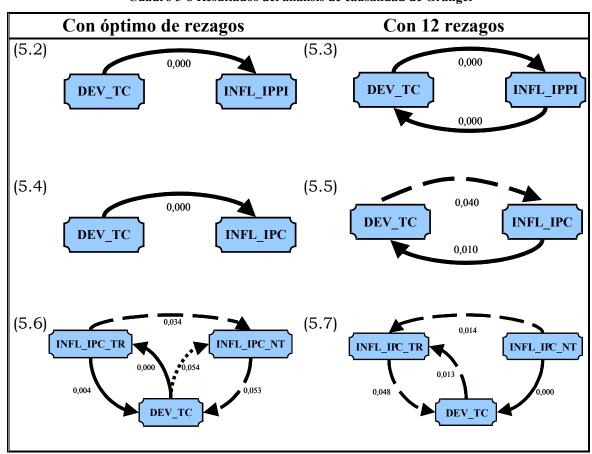
$$\begin{pmatrix} inf \ l \ ipc \ tr_t \\ inf \ l \ ipc \ nt_t \\ dev \ tc_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} d_1 \\ d_2 \\ d_3 \end{pmatrix} inf \ l \ pext_t + \sum_{j=1}^{12} \mathbf{\Delta}_j \begin{pmatrix} inf \ l \ ipc \ tr_{t-j} \\ inf \ l \ ipc \ nt_{t-j} \\ dev \ tc_{t-j} \end{pmatrix}$$
(5.7)

5.2.1.1. ANÁLISIS DE CAUSALIDAD

Las pruebas de la PPA de la primera parte de este capítulo sirvieron para confirmar que en el caso de Costa Rica se cumplió la PPA (al menos como proposición de largo plazo) entre 1991-2001. Sin embargo, dichas pruebas no dan ninguna indicación con respecto a la dirección de causalidad de las variables implicadas, es decir, no permiten determinar cuáles variables son endógenas y cuáles (de haberlas) son exógenas. Como se mencionó en el capítulo de aspectos metodológicos, esta investigación supone que la inflación internacional es exógena, por

lo que restaría por determinar si alguna de las otras variables (la inflación doméstica o la devaluación) lo es también.

Los resultados del análisis de causalidad de Granger obtenidos a partir de los VAR se resumen con diagramas en el cuadro 5-8, cada uno de los cuales hace referencia al respectivo VAR del cuadro 5-7. En estos diagramas las flechas indican la dirección de la causalidad y el número adjunto el valor de la probabilidad asociada a la prueba respectiva. Las flechas continuas indican que hay causalidad al 1% de significancia, las segmentadas al 5% y las más discontinuas al 10%.



Cuadro 5-8 Resultados del análisis de causalidad de Granger

Con respecto al efecto de las perturbaciones cambiarias, en todas las especificaciones las pruebas de Granger indican que al 10% de significancia existe causalidad de la devaluación sobre cada indicador de inflación, excepto sobre la inflación del IPC no transable en (5.7).

Por otra parte, lo que no está del todo claro es la exogeneidad de la devaluación en los VAR. En efecto, cuando se analizan los VAR con 12 rezagos, la devaluación aparece como causada en el sentido de Granger por la inflación del IPPI, del IPC, y del IPC_TR. Sin embargo, en las especificaciones con óptimo de rezagos (5.2) y (5.4) resulta que la inflación no tiene efecto sobre la devaluación. Que la variación del IPC no tenga efecto sobre la devaluación parece no ser consistente con los resultados de la especificación (5.6), en la cual (el VAR con óptimo de rezagos) la inflación tanto del componente transable del IPC como la del no transable causan en el sentido de Granger a la devaluación.

Finalmente, cabe recalcar que la causalidad en el sentido de Granger entre la inflación del componente no transable y el transable el IPC cambia de dirección según se trate del VAR con óptimo de rezagos (5.6) o con 12 rezagos (5.7).

Una vez analizados los resultados de las pruebas de causalidad de Granger, se pasará a analizar los resultados obtenidos a partir de funciones de impulso-respuesta. En primer instancia se muestran las respuestas de la inflación a perturbaciones cambiarias, es decir, el coeficiente de *pass-through*. Luego, se presentan la respuesta de la devaluación nominal a perturbaciones inflacionarias. Finalmente, se muestra además la respuesta del tipo de cambio real a perturbaciones tanto cambiarias como inflacionarias.

5.2.1.2. RESPUESTA INFLACIONARIA A IMPULSO CAMBIARIO

La medición del impacto de la devaluación sobre la inflación se presenta en el gráfico 5.3, el cual muestra la respuesta de la inflación medida con IPC y con IPPI, ambas con el óptimo de rezagos y con 12 rezagos²¹.

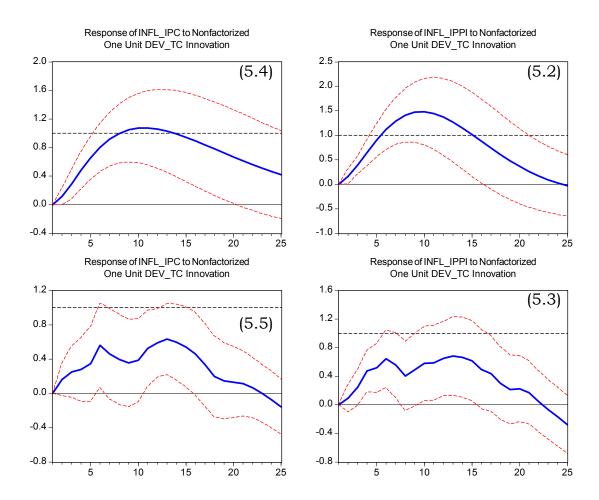


Gráfico 5-3 Respuesta de la inflación a la devaluación (pass-through)

En el caso de la especificación(5.4), el *pass-through* de la devaluación a la inflación del IPC es significativamente distinto de cero al

²¹ En adelante, los gráficos que se presentan toman el período 1 (no el 0) como el período del impacto inicial. Así, el período 13 corresponde a la respuesta de una variable 12 meses después del impacto.

95% de confianza al menos durante los 18 meses posteriores a la devaluación inicial. Además, el traspaso es completo (cercano a la unidad), alcanzando su valor máximo de 1,074 al cabo de diez meses, momento a partir del cual empieza a descender hacia el nivel de equilibrio. No obstante, el error estándar de 0,260 asociado con ese máximo puntual es de consideración, por lo que el intervalo de confianza al 95% es de 0,554 a 1,594. Este intervalo deja abierta la posibilidad de que la respuesta de la inflación sea incompleta o bien de que exceda a la devaluación inicial.

La especificación (5.5) ilustra cuán sensible es la estimación del pass-through con el método VAR a la elección del número de rezagos. En efecto, este VAR con 12 rezagos, a diferencia del (5.4), da evidencia de que el traspaso está lejos de ser completo, al alcanzar un máximo de 0,633 un año después de la devaluación inicial. Además, en este caso la respuesta de la inflación parece ser no significativa (distinta de cero) durante los primeros nueve meses.

Por otra parte, la respuesta de la inflación medida con el IPPI a una perturbación en la devaluación parece ser aún mayor que en el caso del IPC, particularmente cuando se comparan los VAR estimados con óptimo de rezagos. Según la especificación (5.2), ante un aumento de un punto porcentual en la tasa de devaluación, la inflación del IPPI se incrementa hasta en 1,481 puntos porcentuales respecto a la inflación de equilibrio al cabo de 9 meses. De nuevo, esta especificación del VAR resulta sensible al número de rezagos: según (5.3) el traspaso no es completo (sólo 0,683 en doce meses).

Un punto que llama la atención en los gráficos 5-3 es que cuando se estima el *pass-through* con VAR que tienen 3 rezagos (óptimo según el criterio de Schwarz), éste resulta completo y ligeramente más rápido (9 ó

10 meses) que cuando se estima a partir de VAR con 12 rezagos, en cuyo caso el traspaso no es completo (sólo cerca del 65%) y tarda un año en alcanzar su máximo.

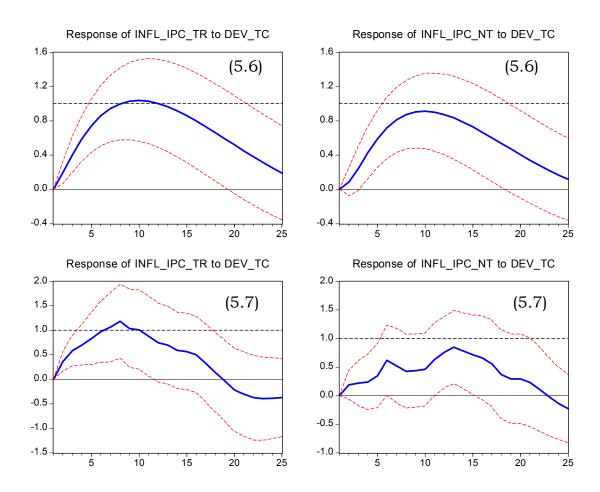
A este respecto, los VAR con 3 rezagos parecen corresponder con el criterio de algunos autores que indican que el esquema cambiario costarricense induce inflación inercial, especialmente al crear expectativas inflacionarias cuando se anuncia la senda futura de la devaluación. En este caso, la explicación a las respectivas funciones de impulso-respuesta podría ser que ante el anuncio de un aumento en la meta de devaluación, los productores (y comerciantes en general) ajustan sus precios proporcionalmente, aunque con algún rezago (posiblemente para reducir los costos de ajuste), sin importar si se trata de bienes y servicios transables o no transables. Siendo este el caso, sería de esperar que las funciones de respuesta de la inflación del IPC transable sean similares a la del IPC no transable ante perturbaciones en el tipo de cambio cuando se calculan a partir de VAR con óptimo de rezagos.

Por su parte, los VAR con 12 rezagos parecen ser consecuentes con el modelo presentado en la sección 2.3.1, según el cual el traspaso podría ser incompleto debido a la estructura de transables y no transables. En dicho modelo, se supone que la PPA se cumple para los no transables y que los precios de los no transables dependen en alguna forma de los precios de los transables. Siguiendo esa línea de pensamiento, la forma de las funciones de respuesta correspondientes a las especificaciones con 12 rezagos (crecen durante cinco meses, disminuyen los siguientes tres, luego se incrementan por cuatro meses para finalmente converger al equilibrio) podría explicarse en términos de desfases en los ajustes de los precios de bienes transables y no transables. De esta manera, la respuesta inicial de crecimiento en los primeros meses estaría asociado

al aumento de la inflación transable ante la devaluación, mientras que el segundo aumento en la inflación total estaría relacionado con la posterior respuesta de la inflación no transable a la transable²².

Para confirmar las explicaciones anteriores, en el gráfico 5-4 se exponen las respuestas de la inflación transable y la no transable ante uno u otro esquema.

Gráfico 5-4 Pass-through para transables y no transables



²² No obstante, esta explicación no es consistente con los resultados de causalidad (5.7), según los cuales la inflación no transable causa a la transable pero no lo contrario.

Como puede apreciarse, cuando se trata del VAR con óptimo de rezagos (5.6), la forma del traspaso de la devaluación a la inflación es muy similar entre bienes transables y no transables, incluso resulta simultáneo. En ambos casos el *pass-through* máximo es cercano a la unidad (nueve meses después del shock inicial) y resulta significativamente distinto de cero por al menos dieciocho meses.

De manera diferente, cuando se analiza el VAR con 12 rezagos (5.7), el traspaso de la devaluación a la inflación está lejos de ser simultánea en transables y no transables. En el caso de los transables, el traspaso máximo se alcanza siete meses después de la devaluación inicial, y tiene un valor de 1,185, siendo la respuesta significativamente distinta de cero por menos de un año. Mientras tanto, los no transables responden con mayor lentitud, traspasando cerca del 85% de la devaluación inicial al cabo de 12 meses. Cabe señalar que la respuesta de la inflación no transable es significativa sólo durante algunos meses alrededor de ese máximo.

Es interesante señalar que, según los VAR (5.5) y (5.7), el *pass-through* sobre la inflación del IPC total es incompleto a pesar de ser completo sobre la inflación del IPC_TR y la del IPC_NT, debido a los desfases en las respuestas de uno y otro sector²³.

En resumen, las funciones de impulso-respuesta parecen indicar que existe un traspaso completo de la devaluación a la inflación en Costa Rica durante 1991-2001. Este resultado es consistente con los obtenidos de las pruebas de estacionariedad y de cointegración de la

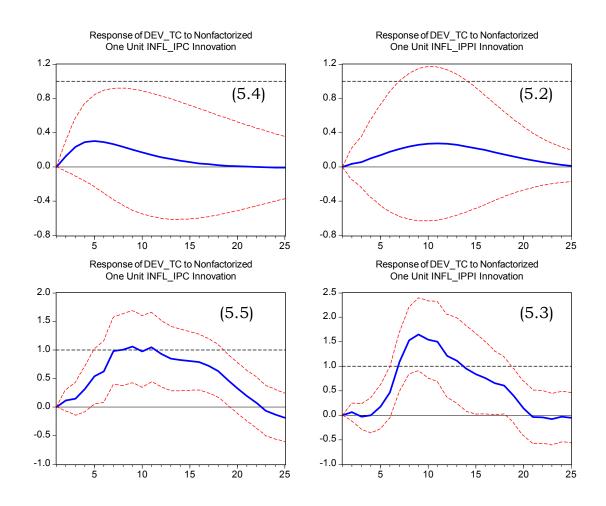
²³ Los valores puntuales del *pass-through* de estos dos VAR no son comparables directamente, como puede verificarse con las cifras del cuadro 5-9.

primera parte de este capítulo, en los que se concluyó que existe evidencia de que se cumple la PPA en nuestro país en dicho período.

5.2.1.3. RESPUESTA CAMBIARIA A IMPULSO INFLACIONARIO

En el capítulo 3 se indicó que la razón por la que esta investigación se utilizan VAR para determinar el *pass-through* es que la devaluación es endógena en el contexto costarricense, tal como se describió en el capítulo 4. Más adelante, en la exposición de los resultados de las pruebas de causalidad de Granger de este capítulo, se determinó que la evidencia con respecto a la endogeneidad de la devaluación era ambigua. Para tratar de aclarar este asunto, en el gráfico 5-5 se muestran las funciones de respuesta de la devaluación a impulsos inflacionarios.

Gráfico 5-5 Respuesta de la devaluación a innovaciones inflacionarias



Los resultados del gráfico 5-6 confirman los obtenidos a partir del análisis de causalidad del cuadro 5-8. Las funciones de impulso-respuesta de los VAR (5.2) y (5.4), estimados con óptimo de rezagos, indican que la respuesta de la devaluación no es significativamente distinta de cero en ninguno de los períodos posteriores a la perturbación inflacionaria, sin importar si se trata de la inflación del IPC o bien del IPPI. En este sentido, estas funciones de impulso-respuesta confirman que la devaluación no es causada por la inflación. En todo caso, las respuestas puntuales sí tienen el signo esperado (a pesar de no ser significativas), indicando una respuesta máxima de la devaluación inferior al 30% de la perturbación inflacionaria inicial.

Para justificar la especificación de VAR con 12 rezagos, se indicó que las especificaciones con 3 rezagos (óptimo) podrían dejar de lado rasgos relevantes de la respuesta de la política cambiaria a cambios en la inflación. En efecto, las funciones impulso-respuesta de los VAR (5.3) y (5.5) indican una respuesta considerable de la devaluación a perturbaciones inflacionarias, pero que resultan significativas sólo alrededor de 6 meses después de la perturbación inicial.

Este rezago en la respuesta de la devaluación podría estar asociado con la periodicidad semestral de la elaboración y revisión del programa monetario por parte del Banco Central. De esta manera, la especificación (5.5) parece indicar que ante perturbaciones en la inflación del IPC, el BCCR ajusta su meta de inflación y consecuentemente su pauta de devaluación en la misma medida de la perturbación (traspaso del 100% en el gráfico 5-6 respectivo), aunque con un rezago de 6 meses.

La respuesta ante cambios en la inflación del IPPI parece ser aún más fuerte, cercana al 150%, posiblemente debido a la gran inercia inflacionaria (luego de la perturbación inicial, el IPPI se mantiene alejado

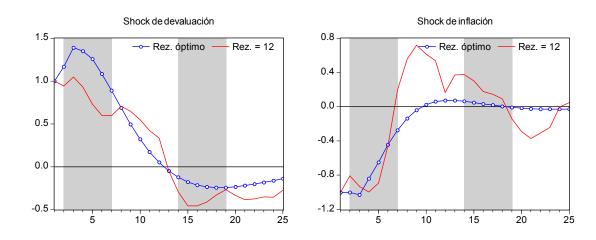
de su nivel de largo plazo por cerca de un año en la misma magnitud del shock original, y sólo regresa a su nivel de largo plazo durante el segundo año).

5.2.1.4. RESPUESTA DEL ITCER A IMPULSOS INFLACIONARIO Y CAMBIARIO

En el capítulo 4 se señaló que el objetivo detrás del manejo de la pauta de devaluación en Costa Rica es mantener constante el tipo de cambio real. Más adelante, en este capítulo se afirmó que a la luz del concepto de estacionariedad se puede concluir que el BCCR ha sido efectivo en la consecución de la estabilidad del ITCER.

No obstante, la noción de estacionariedad es un concepto de largo plazo que no da ninguna señal acerca de la magnitud ni la persistencia de desvíos en el ITCER en el corto plazo. Por este motivo, se estimó la respuesta puntual del ITCER a *shocks* de distinta índole, a partir de la diferencia entre las respuestas de la devaluación nominal y de la inflación.

Gráfico 5-6 Respuesta del ITCERM a shocks cambiarios e inflacionarios



En primer lugar, supóngase un shock de devaluación nominal de un punto porcentual, el cual provoca en el período inicial una devaluación real también de un punto porcentual. Según la especificación con rezago óptimo, al menos durante los siguientes cinco meses el tipo de cambio real permanecerá devaluándose a una tasa mayor a la de la devaluación inicial. En adelante, dicha devaluación real disminuirá (conforme responden los precios domésticos) hasta un punto en el cual, al cabo de doce meses, empieza a revaluarse por varios meses. Dada la estacionariedad del ITCERM, es de esperar que dichas revaluaciones reales tiendan a compensar en el tiempo a la devaluación inicial, restableciéndose así el nivel de equilibrio del ITCER. especificación con 12 rezagos da resultados similares en términos del número de meses en los que el ITCER continua devaluándose después del shock inicial (12 meses), aunque las magnitudes en el mes a mes difieren en una y otra especificación.

Por otra parte, supóngase que a partir de una situación de equilibrio se presenta un shock de inflación del IPPI de un punto porcentual, el cual causa una revaluación real equivalente. Dada la especificación con rezago óptimo (5.2), la revaluación real se mantiene por dos meses en ese nivel, y a partir del tercer mes empieza a disminuir en términos absolutos hasta alcanzar la estabilidad en cero cerca del noveno mes después del shock inicial. No obstante, dado que en esta especificación el ITCER se revalúa continuamente por 9 meses y luego deja de variar, sería de esperar que el nivel se aleje del de equilibrio. La especificación con 12 rezagos muestra una respuesta más acelerada del tipo de cambio real (recuérdese que en esta especificación la devaluación nominal resulta más sensible a la inflación que en el caso de óptimo de rezagos), provocando una devaluación real que persiste durante varios meses luego de transcurridos 6 meses respecto al shock inicial. De

nuevo, es de esperar que esta devaluación real compense la revaluación inicial, de manera que el nivel de equilibrio del ITCER se restablezca.

Para sintetizar los resultados obtenidos, el cuadro 5-9 presenta las distintas estimaciones del *pass-through* para el IPC y su descomposición en transables y no transables, tanto las provenientes de VAR con óptimo de rezagos como de 12 rezagos. En este cuadro el período cero corresponde al mes en el cual se da la perturbación cambiaria inicial, los coeficientes indican cuántos puntos porcentuales se desvía la respectiva medida de inflación con respecto al equilibrio de largo plazo.

Cuadro 5-9 Estimaciones puntuales del pass-through a la inflación del IPC

	Rezago óptimo			Rezago = 12		
				-	=	
Período	Total	Transable	No	Total	Transable	No
			transable			transable
0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1	0.116	0.195	0.085	0.163	0.363	0.189
2 3	0.291	0.406	0.249	0.251	0.588	0.217
	0.481	0.591	0.428	0.279	0.700	0.240
4	0.657	0.743	0.589	0.347	0.831	0.348
5	0.804	0.859	0.717	0.560	0.971	0.620
6 7	0.917	0.943	0.810	0.459	1.062	0.520
	0.998	0.998	0.871	0.394	1.185	0.423
8	1.048	1.029	0.903	0.354	1.038	0.435
9	1.072	1.038	0.912	0.387	1.010	0.459
10	1.074	1.028	0.901	0.525	0.882	0.633
11	1.059	1.003	0.874	0.589	0.748	0.756
12	1.030	0.965	0.834	0.633	0.697	0.848
13	0.991	0.917	0.785	0.598	0.591	0.781
14	0.944	0.861	0.729	0.539	0.567	0.713
15	0.892	0.799	0.668	0.461	0.504	0.659
16	0.838	0.732	0.604	0.334	0.327	0.560
17	0.781	0.662	0.538	0.198	0.142	0.371
18	0.724	0.591	0.471	0.144	-0.039	0.294
19	0.668	0.519	0.406	0.131	-0.222	0.294
20	0.614	0.449	0.342	0.112	-0.306	0.228
21	0.561	0.380	0.280	0.065	-0.376	0.111
22	0.511	0.314	0.222	-0.001	-0.397	-0.019
23	0.463	0.251	0.167	-0.076	-0.389	-0.139
24	0.419	0.192	0.116	-0.156	-0.378	-0.231

CAPÍTULO 6. CONCLUSIONES

Tal como se planteó en el capítulo introductorio, la hipótesis de esta investigación es que la respuesta de la inflación a un cambio en la tasa de devaluación es:

- 1. limitada en el corto plazo;
- 2. eventualmente completa con el transcurso del tiempo;
- 3. distinta en el caso de bienes transables y no transables.

Para hallar evidencia en torno a esta hipótesis, en esta investigación se utilizan vectores autorregresivos, a partir de los cuales se evalúan las funciones de impulso-respuesta. Además, con el fin de capturar la respuesta de la política cambiaria a cambios en la inflación (lo que podría denominarse "inversa del *pass-through*"), se decidió utilizar dos conjuntos de VAR: el primero con el óptimo de rezagos según el criterio de Schwarz (denominados en adelante VAR tipo 1) y el segundo con doce rezagos (denominados VAR tipo 2).

Los resultados obtenidos con cada uno de estos conjuntos de VAR fueron, en general, distintos con respecto a la cuantificación de las respuestas ante impulsos dados. No obstante, existen conclusiones que son comunes a uno y otro conjunto.

En primer lugar, con respecto al tamaño del *pass-through* en el corto plazo, todas las especificaciones de VAR confirman que la respuesta de la inflación a *shocks* cambiarios es limitada en los primeros meses. En efecto, ante un incremento de un punto porcentual (p.p.) en la tasa de devaluación (con respecto a la de equilibrio de largo plazo),

después de transcurridos tres meses la tasa de inflación medida con el IPPI aumenta entre 0,47 p.p. (según VAR tipo 2) y 0,65 (según VAR tipo 1), mientras que la inflación medida con el IPC presenta una respuesta más moderada de entre 0,28 p.p. (tipo 2) y 0,48 p.p. (tipo 1).

Sin embargo, con respecto a si el *pass-through* es completo al cabo de algunos meses, la evidencia obtenida de los VAR tipo 1 es opuesta a la de los VAR tipo 2. El *pass-through* sobre el IPC es completo y tiene un valor de 1,07 al cabo de diez meses según el VAR tipo 1, mientras que según el VAR tipo 2 el traspaso no es completo y alcanza un valor de 0,63 un año después de la perturbación cambiaria inicial. La evidencia en torno al IPPI es similar a la anterior, aunque de nuevo la respuesta de la inflación del IPPI tiende a ser más pronunciada. Según el VAR tipo 1, el traspaso sobre la inflación del IPPI es más que completa, alcanzando un valor de 1,48 en diez meses, a diferencia del traspaso máximo de 0,68 en un año según el VAR tipo 2.

En comparación con la investigación de León, Morera y Ramos (2001), los resultados de esta investigación señalan que el coeficiente de *pass-through* es mayor al estimado por estos autores. En efecto, el estudio citado encontró, para el período enero 1991 a junio 2001 (muy similar al utilizado en esta investigación), que el traspaso de la devaluación sobre la inflación del IPC era cercana al 16% en dos meses y al 55% en el largo plazo, en comparación con niveles de 25% a 30% (según sea el VAR tipo 1 ó tipo 2) en dos meses y de un máximo de entre 63,3% y 107,4% en cerca de 10 a 12 meses, según esta investigación²⁴.

Por otra parte, en cuanto a la hipótesis de que la respuesta de la inflación transable difiere de la inflación no transable, de nuevo la

²⁴ La cuantificación del *pass-through* de largo plazo no es comparable directamente entre estos dos estudios, porque en el de León *et al* el coeficiente supuone *shocks* permanentes y en este estudio se trata de *shocks* transitorios.

evidencia del VAR tipo 1 ofrece respuestas distintas a la del VAR tipo 2. En efecto, la respuesta de la inflación transable ante un incremento de un p.p. de la devaluación va de la mano con la respuesta de la inflación no transable, siendo en ambos casos la respuesta prácticamente completa (1,04 p.p. en la transable y 0,91 p.p. en la no transable) al cabo de nueve meses. A diferencia de lo anterior, el VAR tipo 2 señala que el traspaso sobre la inflación transable es completo y más rápido (1,18 p.p. en siete meses), en comparación con el traspaso sobre la inflación no transable (0,85 p.p. en doce meses). Cabe destacar que tanto el VAR tipo 1 como el VAR tipo 2 dan evidencia de que el pass-through es prácticamente completo tanto en los transables como en los no transables, aunque en el caso del VAR tipo 2 la velocidad de la respuesta de ambos tipos de bienes es distinta, lo cual bien podría explicar la razón de que el ajuste del IPC total no resulte completa según el VAR tipo 2.

Además de la cuantificación del *pass-through*, en la investigación se encontró evidencia relacionada con el cumplimiento de la paridad de poder de compra en Costa Rica durante 1991-2001. Tal como se mencionó en el capítulo 4, el BCCR toma el criterio de la PPA como guía para determinar la pauta de minidevaluaciones de manera que el tipo de cambio real (medido con el ITCER multilateral) se mantenga estable alrededor de su media.

En este aspecto, los resultados de las pruebas de estacionariedad ADF y las de cointegración de Johansen dan evidencia de que el BCCR ha sido efectivo en el manejo de su política cambiaria con respecto a la consecución de la estabilidad del tipo de cambio real. No obstante, debe recordarse que los resultados de la prueba de estacionariedad del

ITCERM son muy sensibles a la elección del número de rezagos en la prueba ADF (véase el gráfico 5-1).

Según las funciones de impulso-respuesta, ante una perturbación inflacionaria, el ITCERM tiende a estabilizarse en cerca de seis meses (VAR tipo 1), mientras que los *shocks* del tipo de cambio nominal tienden a causar desvíos más persistentes en el ITCERM, desvíos que pueden prolongarse por más de un año (véase gráfico 5-6).

Finalmente, con respecto a la respuesta de la política cambiaria a perturbaciones inflacionarias, una vez más los VAR tipo 1 y tipo 2 muestran historias distintas. Según los VAR tipo 1, la respuesta de la devaluación a *shocks* inflacionarios no es significativa, a pesar de tener el signo esperado (positivo), mientras que los VAR tipo 2 dan evidencia de que ante un *shock* inflacionario la respuesta del BCCR es completa y ocurre con seis meses de rezago, rezago cuya magnitud coincide con la periodicidad de la elaboración de programas monetarios en el Ente Emisor.

BIBLIOGRAFÍA

- Arndt, Sven W. y J. David Richardson. 1987. **Real-Financial Linkages among Open Economies: An Overview**. En Arndt, S. W. y Richardson, J. D. (editors) <u>Real-Financial Linkages among Open Economies</u>. The MIT Press. Cambridge Massachusetts, cap.1, pp. 5-32.
- Baldwin, Richard. 1988. **Hysteresis in Import Prices: The Beachhead Effect**. The American Economic Review, vol. 78, No.4, pp. 773-785.
- Campa, José Manuel, y Linda S. Goldberg. 2002. Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?. NBER Working Paper No. 8934. National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Cunningham, Alaistair, y Andrew G. Haldane. 2000. **The Monetary Transmission Mechanism in the United Kingdom: Pass-Through & Policy Rules**. Central Bank of Chile, Working Papers No. 83. Chile.
- Chortareas, Georgios E., y Rebecca L. Driver. 2001. **PPP and the real exchange rate**real interest rate differential puzzle revisited: evidence from non-stationary panel data. Bank of England Working Paper No. 138. England.
- Choudhri, Ehsan, y Dalia S. Hakura. 2001. **Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?**. IMF Working Paper WP/01/194. International Monetary Fund. Washington, D.C.
- Delgado Quesada, Félix. 2000. La política monetaria en Costa Rica: 50 años del Banco Central de Costa Rica. San José, BCCR.
- Dornbusch, Rudiger. 1982. **PPP Exchange-Rate Rules and Macroeconomic Stability**. Journal of Political Economy, vol. 90, No.1, pp. 158-165.
- _____1987. **Exchange Rates and Prices**. The American Economic Review, vol. 77, No.1, pp. 93-106.
- Feenstra, Robert C., y Jon D. Kendall. 1994. **Pass-Through of Exchange Rates and Purchasing Power Parity**. NBER Working Paper No. 4842. National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Fisher, Eric. 1989. A Model of Exchange Rate Pass-Through. En: Journal of International Economics 26 (1989), pp. 119-137. North-Holland.

- Froot, Kenneth A., y Kenneth Rugoff. 1994. **Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates**. NBER Working Paper No. 4952. National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- García, Carlos José, y Jorge Enrique Restrepo. 2001. **Price Inflation and Exchange Rate Pass-Through in Chile.** Central Bank of Chile, Working Papers No. 128. Chile.
- Goldberg, Pinelopi K., y Michael M. Knetter. 1997. Good Prices and Exchange Rate: What Have We Learned? En: Journal of Economic Literature, vol. 35, (September 1997), pp. 1243-1272.
- Goldfajn, Ilan, y Sergio Ribeiro da Costa Werlang. 2000. **The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study**. Banco Central do Brasil Working Paper No. 5. Brasil.
- Greene, William H. 1999. **Análisis Econométrico**. Tercera Edición. Pearson Educación, Madrid, España.
- Guardia Quirós, Jorge. 1992. Reformas al régimen cambiario. San José, BCCR.
- Gujarati, Damodar N. 1997. **Econometría**. Tercera Edición. McGraw-Hill, Santa Fé de Bogotá, Colombia.
- Hamilton, James D. 1994. **Time Series Analysis**. Princeton University Press, Princeton, New Jersey, United States of America.
- Jeong, Jin-Gil, y Youngho Lee. 2001. **International transmission of inflation under alternative exchange rate regimes: Empirical evidence and its implications**. En: Global Finance Journal 12 (2001), pp. 121-137. North-Holland.
- Jonsson, Gunnar. 2001. **Inflation, Money Demand, and Purchasing Power Parity in South Africa**. En: IMF Staff Papers., vol. 48, No.2, pp. 243-265. International Monetary Fund. Washington, D.C.
- Kandil, Magda. 2000. The Asymmetric Effects of Exchange Rate Fluctuations: Theory and Evidence from Developing Countries. IMF Working Paper WP/00/184. International Monetary Fund. Washington, D.C.
- Kravis, Irving B., y Robert E. Lipsey. 1988. **National Price Levels and the Prices of Tradables and Nontradables**. NBER Working Paper No. 2536. National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Krugman, Paul. 1986. **Pricing to Market when the Exchange Rate Changes**. NBER Working Paper No. 1926. National Bureau of Economic Research, Cambridge.

- Krugman, Paul R, y Maurice Obstfeld. 1995. **Economía Internacional. Teoría y Política**. Tercera edición. McGraw-Hill. Madrid, España.
- León Murillo, Jorge, Ana Patricia Morera Martinelli y Welmer Ramos González.. 2001. El pass through del tipo de cambio: Un análisis para la economía costarricense de 1991 al 2001. Banco Central de Costa Rica, Documento de Investigación DIE-DM/11-2001-DI. San José, Costa Rica.
- McCarthy, Jonathan. 1999. Pass-Through of Exchange Rate and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialised Economies. BIS Working Papers No.79. Bank for International Settlements, Basilea, Suiza.
- Quantitative Micro Software. 2000a. EViews 4 Command and Programming Reference. Estados Unidos de América.
- 2000b EViews 4 User's Guide. Estados Unidos de América.
- Sachs, Jeffrey D., y Felipe Larraín B. 1994. **Macroeconomía en la Economía Abierta**. Primera Edición. Prentice Hall Hispanoamericana, México.
- Sobrado, Ilse, y Rosilia Rojas. 2000. **Índice de tipo de cambio efectivo real: Nuevo indicador para Costa Rica**. Banco Central de Costa Rica, División Económica. San José, Costa Rica.
- Takagi, Shinji, y Yushi Yoshida. 2001. Exchange Rate Movements and Tradable Goods Prices in East Asia: An Analysis Based on Japanese Customs Data, 1988-1999. En: IMF Staff Papers., vol. 48, No.2, pp. 266-289. International Monetary Fund. Washington, D.C.
- Taylor, Alan M. 2000. **A Century of Purchasing-Power Parity**. NBER Working Paper No. 8012. National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Taylor, John B. 2000. Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms. En: European Economic Review, vol. 44, issue 7, pp. 1389-1408.

Anexo 1: Programa para E-Views

```
PROGRAMA PARA ESTIMACIÓN DEL PASS-THROUGH
  Para usarse con EViews 4.0
  Este programa fue utilizado en la obtención de los resultados
  presentados en la tesis de licenciatura.
  Randall S. Romero Aquilar
                                Abril - Julio de 2002
   ******** 1. CREAR EL ARCHIVO DE TRABAJO Y OBTENER LOS DATOS *********
create passthrough m 1989:01 2001:12
fetch ipc_nt ipc ipc_tr ippi itcerm tc
  Generar series adicionales
genr tr = @trend(1988:12)
genr pext = itcerm*ippi/tc
genr psect = ipc tr/ipc nt
genr infl_ipc = @pchy(ipc)
genr infl ipc nt = @pchy(ipc nt)
genr infl ipc tr = @pchy(ipc tr)
genr infl_ippi = @pchy(ippi)
genr infl pext = @pchy(pext)
genr dev_tc = @pchy(tc)
genr dev itcerm = @pchy(itcerm)
  ******* 2. CREAR CUADROS Y GRAFICOS DEL CAPITULO 2
                                                                    *****
  Cuadro 4.1 Estadisticas descriptivas para series seleccionadas
smpl 1991:01 2001:12
group datos1 100*infl_ipc 100*infl_ippi 100*dev_tc 100*infl_pext 100*dev_itcerm
freeze(Cuadro4_1) datos1.stats
Cuadro4_1.label(d) Estadisticas descriptivas para series seleccionadas
  Cuadro 4.2 Inflación, devaluación y el ITCER en CR
table(11,7) Cuadro4 2
Cuadro4_2.label(d) Inflación, devaluación y el ITCER en CR
Cuadro4_2(1,1) = "Año"
!m = 1
FOR %ser infl_ippi infl_pext dev_tc dev_itcerm
   !m = !m + 1
   Cuadro4_2(1,!m) = %ser
     FOR !year = 1991 to 2001
```

```
setcell(cuadro4 2, !year - 1989,1, !year ,0)
      setcell(cuadro4 2, !year - 1989,!m, 100*{%ser}(36+12*(!year-1991)),2)
   NEXT
NEXT
'Coeficiente estimado de pass-through
Cuadro4 2(1,!m+1) = "IPPIppc"
Cuadro4 2(1,!m+2) = "IPPIppc/IPPI"
FOR !year = 2 to 12
   setcell(cuadro4 2, !year,!m+1, ((100+cuadro4 2(!year,3))*(100+cuadro4 2(!year,4))-
10000)/100,2)
   setcell(cuadro4 2, !year,!m+2, cuadro4_2(!year,!m+1)/@val(cuadro4_2(!year,2)),2)
NEXT
   Gráfico 4.1 Inflación y devaluación en CR
graph grafico4_1.line 100*infl_ippi 100*dev_tc
grafico4 1.label(d) Inflacion y devaluacion en CR
grafico4_1.name(1) Inflación (IPPI)
grafico4_1.name(2) Devaluación (TC)
  Gráfico 4.2 Tipo de cambio real
graph grafico4 2.line itcerm
grafico4 2.label(d) Tipo de cambio real con ITCERM
grafico4 2.draw(shade,b) 1991:01 1995:01
   Gráfico 4.3 Inflación por sectores
graph grafico4_3.line 100*infl_ipc_tr 100*infl_ipc_nt
grafico4 3.label(d) Inflacion por sectores
grafico4 3.name(1) Transable
grafico4_3.name(2) No transable
   Gráfico 4.4 Precio relativo transable / no transable
graph grafico4 4.line psect
grafico4 4.label(d) Precio relativo transable / no transable
grafico4_4.name(1) IPC_TR / IPC_NT
   ****** 3. PRUEBAS DE PPA DEL CAPITULO 5 ETAPA UNO
                                                                            *****
            3.1 Prueba con las series en niveles (PPA absoluta)
smpl 1991:01 2001:12
equation ppa_abs.ls log(ippi) = c(1) + c(2) * (log(pext) + log(tc))
   Cuadro 5.1a Resultados de la ecuación de PPA absoluta
freeze(Cuadro5_1a) ppa_abs.results
   Cuadro 5.1b Prueba de hipótesis para PPA Absoluta
```

```
freeze(Cuadro5 1b) ppa abs.wald c(1) = 0, C(2) = 1
cuadro5_1b.label(d) Prueba PPA absoluta: log(ippi) = c(1) + c(2) * (log(pext) + log(tc))
cuadro5 1b.displayname Prueba de Hipótesis para PPA Absoluta
   Cuadro 5.2 Correlograma de la ecuación de PPA Absoluta
freeze(Cuadro5 2) ppa abs.correl(24)
cuadro5_2.label(d) Correlograma PPA absoluta: log(ippi) = c(1) + c(2) * (log(pext) + log(tc))
cuadro5 2.displayname Correlograma ecuación PPA absoluta
   ******* 4. ESTUDIO DEL GRADO DE INTEGRACIÓN DE LAS SERIES *******
             4.1 Determinar el número óptimo de rezagos para prueba ADF ********
smpl 1991:01 2001:12
scalar maxrez = 9
table(7, 4) optimo
matrix(maxrez,14) sch1
matrix(maxrez,14) sch2
matrix(maxrez,14) sch3
matrix(maxrez,14) adf1
matrix(maxrez,14) adf2
matrix(maxrez,14) adf3
!h = 0
FOR %ser ipc_nt ipc ipc_tr ippi pext tc itcerm infl_ipc_nt infl_ipc infl_ipc_tr infl_ippi infl_pext
dev tc dev itcerm
smpl 1990:01 2001:12
   !h = !h + 1
   vector(maxrez) bic
   FOR !m =1 to 3
      genr ser dif = D(\%ser,!m)
      IF !M = 1 THEN
         genr ser_rez = %ser
      ELSE
         genr ser_rez = D(%ser, !m-1)
      ENDIF
smpl 1991:01 2001:12
      FOR !k = 1 TO maxrez
         equation eq1.ls ser_dif c tr ser_rez(-1) ser_dif(-1 to -!k)
         bic(!k) = @schwarz
         sch{!m}(!k,!h) = @schwarz
         adf{!m}(!k,!h) = @abs(@tstats(3))
      NEXT
      FOR !j = 1 TO maxrez
```

```
IF bic(!j) = @min(bic) THEN
            optimo(!h+1,1) = %ser
            setcell(optimo,!h+1,1+!m,!j,0)
         ENDIF
      NEXT
   NEXT
NEXT
setcolwidth(optimo, 1, 20)
optimo(1,1) = "Serie"
optimo(1,2) = "Nivel"
optimo(1,3) = "1° Diferencia"
optimo(1,4) = "2° Diferencia"
'Cuadro 5.5 Resumen de óptimos de rezagos para ADF
freeze(Cuadro5 5) optimo
            4.2 Efectuar la prueba ADF con el óptimo de rezagos
smpl 1991:01 2001:12
!h = 0
FOR %ser ipc nt ipc ipc tr ippi pext tc itcerm infl ipc nt infl ipc infl ipc tr infl ippi infl pext
dev tc dev itcerm
   !h = !h + 1
   FOR !m = 1 to 3
      IF !m = 1 THEN
         !r = @val(optimo(!h+1,!m+1))
         freeze(ADF_{%ser}_{!m}) {%ser}.uroot(t,!r)
      ELSE
         IF !m = 2 THEN
            !r = @val(optimo(!h+1,!m+1))
            freeze(ADF_{%ser}_{!m}) D(%ser,1).uroot(t,!r)
            !r = @val(optimo(!h+1,!m+1))
            freeze(ADF_{%ser}_{!m}) D(%ser,2).uroot(t,!r)
         ENDIF
      ENDIF
   NEXT
NEXT
'Cuadro 5.3 Estacionariedad del ITCER
freeze(Cuadro5_3) adf_itcerm_1
            4.3 Crear cuadro resumen de pruebas ADF
table(7+!H,5) ADF_resumen
FOR !M = 1 TO 6
   FOR !N = 1 TO 5
      ADF_resumen(!m,!n) = ADF_IPC_1(!m,!n)
   NEXT
```

NEXT

```
Setline(ADF_resumen,4)
setcolwidth(ADF resumen,1,20)
setcolwidth(ADF resumen, 2, 12)
setcolwidth(ADF_resumen,3,12)
setcolwidth(ADF resumen,4,12)
ADF_resumen(1,2) = " "
ADF_resumen(3,1) = ADF_IPC_1(12,1)
ADF resumen(7,1) = "Serie"
ADF resumen(7,2) = "Original"
ADF resumen(7,3) = "1° diferencia"
ADF resumen(7,4) = "2° diferencia"
!h = 0
FOR %ser ipc nt ipc ipc tr ippi pext to itcerm infl ipc nt infl ipc infl ipc tr infl ippi infl pext
dev tc dev itcerm
   !h = !h + 1
   FOR !m = 1 \text{ to } 3
         !adf = @val(ADF_{%ser}_{!m}(1,2))
          ADF_resumen(7+!h,1) = %ser
          setcell(ADF resumen,7+!h,1+!m, !adf,4)
   NEXT
NEXT
'Cuadro 5.6 Resumen de resultados de ADF para todas las series
freeze(Cuadro5_6) adf_resumen
  ****
                                                     *****
             4.4 Crear gráficos de las series
!h = 0
for %1 %2 %3 ipc ipc_tr ipc_nt ippi pext tc
   !h = !h + 1
   group datos1{!h}a %1 %2 %3 d(%1) d(%2) d(%3) d(%1,2) d(%2,2) d(%3,2)
   freeze(grafico1{!h}a) datos1{!h}a.line(m)
   grafico1{!h}a.addtext(t) Grafico1{!h}a: Costa Rica: {%1}, {%2} y {%3}; Niveles, primeras y
segundas diferencias
   group datos1{!h}b @pchy(%1) @pchy(%2) @pchy(%3) d(@pchy(%1)) d(@pchy(%2))
d(@pchy(\%3)) d(@pchy(\%1),2) d(@pchy(\%2),2) d(@pchy(\%3),2)
   freeze(grafico1{!h}b) datos1{!h}b.line(m)
   grafico1{!h}b.addtext(t) Grafico1{!h}b: Costa Rica: Tasas de variación del {%1}, {%2} y {%3};
Niveles, primeras y segundas diferencias
next
             4.5 Crear gráficos de las pruebas adf
FOR !m = 1 \text{ to } 3
!dif = !m - 1
   freeze(adfg{!m}) adf{!m}.line(m)
   adfg{!m}.scale(left) linearzero
```

```
adfg{!m}.draw(line,left,width(0.75)) 4.0298
   adfg{!m}.draw(line,left,width(0.5)) 3.442
   adfg{!m}.draw(dashline,left,width(0.5)) 3.1467
   adfg{!m}.addtext(t) Valores ADF absolutos obtenidos con !dif diferenciaciones
   adfg{!m}.legend(t) display position(.2, .2)
   adfg{!m}.setelem(1) symbol(4)
NEXT
   Gráfico 5.1 ADF del ITCER por rezagos
vector(maxrez) itceradf = @columnextract(adf1,7)
freeze(grafico5 1) itceradf.line
   grafico5 1.scale(left) linearzero
   grafico5_1.draw(line,left,width(0.75)) 4.0298
   grafico5 1.draw(line,left,width(0.5)) 3.4442
   grafico5 1.draw(dashline,left,width(0.5)) 3.1467
   grafico5 1.legend(t) display position(.2, .2)
   ******* 5. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN
                                                                                    *****
             5.1 Estimar los VAR para precios totales y transable / no transable********
'Cuadro 5.4 Resultados de análisis de cointegración
!r = @val(optimo(8,2))
                                          '<<Rezago óptimo para el itcerm
group cointegr @log(ippi) @log(pext) @log(tc)
freeze(Cuadro5 4) cointegr.coint(s,!r)
   ******* 6. ESTIMACION DE VECTORES AUTORREGRESIVOS (VAR)
                                                                               *****
             6.1 Estimar los VAR para el IPPI y el IPC totales
!k = 1
FOR %ser ipc ippi
!k = !k + 1
   FOR !j = 1 TO maxrez
      var var borrador.ls 1 !j infl %ser dev tc @ c infl pext
      bic(!j) = var borrador.@sc
   NEXT
   FOR !j = 1 TO maxrez
      IF bic(!j) = @min(bic) THEN
         !rezvar = !j
      ENDIF
   NEXT
   var var_{%ser}_opt.ls 1 !rezvar infl_%ser dev_tc @ c infl_pext
   var var_{%ser}_12.ls 1 12 infl_%ser dev_tc @ c infl_pext
NEXT
             6.2 Estimar los VAR para el IPC_TR y el IPC_NT
                                                                                     ****
```

```
FOR !j = 1 TO maxrez
      var var_borrador.ls 1 !j infl_ipc_tr infl_ipc_nt dev_tc @ c infl_pext
      bic(!j) = var borrador.@sc
   NEXT
   FOR !j = 1 TO maxrez
      IF bic(!j) = @min(bic) THEN
         !rezvar = !j
      ENDIF
   NEXT
   var var sect opt.ls 1 !rezvar infl ipc tr infl ipc nt dev tc @ c infl pext
   var var sect 12.ls 1 12 infl ipc trinfl ipc nt dev tc @ c infl pext
   ****
             6.3 Estimar pruebas de causalidad de Granger
   ****
FOR %ser ipc_opt ipc_12 ippi_opt ippi_12 sect_opt sect_12
   freeze(granger_{%ser}) var_{%ser}.testexog
NEXT
   ****
             6.4 Estimar las funciones impulso respuesta
   ****
!per = 25
FOR %ser ipc ippi
   freeze(resp_{%ser}_opt)
var_{%ser}_opt.impulse(!per,m,imp=unit,se=a,matbys=res_{%ser}_opt) infl_{%ser} @ dev_tc
   freeze(resp_{%ser}_12) var_{%ser}_12.impulse(!per,m,imp=unit,se=a,
matbys=res_{%ser}_12) infl_{%ser} @ dev_tc
   freeze(tc_{%ser}_opt)
var {\ser} opt.impulse(!per,m,imp=unit,se=a,matbys=tcres {\ser} opt) dev tc @ infl {\ser}
   freeze(tc_{%ser}_12) var_{%ser}_12.impulse(!per,m,imp=unit,se=a,
matbys=tcres_{%ser}_12) dev_tc @ infl_{%ser}
NEXT
   freeze(resp_sect_opt) var_sect_opt.impulse(!per,m,imp=unit,se=a,matbys=res_sect_opt)
infl ipc trinfl ipc nt@dev tc
   freeze(resp_sect_12) var_sect_12.impulse(!per,m,imp=unit,se=a,,matbys=res_sect_12)
infl_ipc_tr infl_ipc_nt @ dev_tc
graph pass_through_total.merge resp_ipc_opt resp_ippi_opt resp_ipc_12 resp_ippi_12
graph pass through sect.merge resp sect opt resp sect 12
graph pass_inverso_total.merge tc_ipc_opt tc_ippi_opt tc_ipc_12 tc_ippi_12
pass_through_total.draw(dashline,left,width(1)) 1
pass through sect.draw(dashline,left,width(1)) 1
pass_inverso_total.draw(dashline,left,width(1)) 1
```

'Cuadro 5.9 Resumen del Pass-through total con IPC

```
table(28,7) Cuadro5 9
      setcell(cuadro5_9, 1, 2,"Rezago óptimo")
      setcell(cuadro5 9, 1, 5, "Rezago = 12")
      setcell(cuadro5_9, 2, 1,"Período")
      setcell(cuadro5 9, 2, 2, "Total")
      setcell(cuadro5_9, 2, 3,"Transable")
      setcell(cuadro5_9, 2, 4,"No transable")
      setcell(cuadro5 9, 2, 5,"Total")
      setcell(cuadro5 9, 2, 6,"Transable")
      setcell(cuadro5 9, 2, 7,"No transable")
      setline(cuadro5 9, 3)
   FOR !i = 1 to !per
      setcell(cuadro5_9, !j+3, 1, !j-1, 0)
      setcell(cuadro5 9, !j+3, 2, res ipc opt(!j,3), 3)
      setcell(cuadro5 9, !j+3, 3, res sect opt(!j,7), 3)
      setcell(cuadro5_9, !j+3, 4, res_sect_opt(!j,8), 3)
      setcell(cuadro5_9, !j+3, 5, res_ipc_12(!j,3), 3)
      setcell(cuadro5 9, !j+3, 6, res sect 12(!j,7), 3)
      setcell(cuadro5 9, !j+3, 7, res sect 12(!j,8), 3)
   NEXT
                                                                                       ****
             6.5 Estimar el efecto sobre el tipo de cambio real
FOR %ser ipc ippi
   SHOCK DE DEVALUACIÓN
   matrix(!per,2) resp itcer
   colplace(resp_itcer, @columnextract(res_{%ser}_opt,4)-@columnextract(res_{%ser}_opt,3),1)
   colplace(resp itcer, @columnextract(res {%ser} 12,4)-@columnextract(res {%ser} 12,3),2)
   freeze(tcr1{%ser}) resp itcer.line
   tcr1{%ser}.addtext(t) Shock de devaluación, modelo con inflación del %ser
   tcr1{%ser}.name(1) Rez. óptimo
   tcr1{%ser}.name(2) Rez. = 12
   tcr1{%ser}.setelem(1) symbol(1)
   tcr1{%ser}.legend(t) display position(1.3,0)
   tcr1{%ser}.draw(line,left,width(0.75)) 0
   SHOCK DE INFLACIÓN
   colplace(resp itcer, @columnextract(res {%ser} opt,2)-@columnextract(res {%ser} opt,1),1)
   colplace(resp_itcer, @columnextract(res_{%ser}_12,2)-@columnextract(res_{%ser}_12,1),2)
   freeze(tcr2{%ser}) resp itcer.line
   tcr2{%ser}.addtext(t) Shock de inflación, modelo con inflación del %ser
   tcr2{%ser}.name(1) Rez. óptimo
   tcr2{%ser}.name(2) Rez. = 12
   tcr2{%ser}.setelem(1) symbol(1)
```

 $\begin{tabular}{l} tcr2{\%ser}.legend(t) \ display \ position(1.3,0) \\ tcr2{\%ser}.draw(line,left,width(0.75)) \ 0 \\ \end{tabular}$

graph pass_through_itcer.merge tcr1ipc tcr2ipc tcr1ippi tcr2ippi pass_through_itcer.align(2,1,1) pass_through_itcer.label(d) Ajuste del tipo de cambio real a distintos shocks stop

Anexo 2: Estimación de VAR

Cuadro A2_1 Resultados de la especificación de VAR (5.2)

Vector Autoregression Estimates Date: 07/08/02 Time: 14:00 Sample: 1991:01 2001:12 Included observations: 132

	INFL_IPPI	DEV_TC
INFL_IPPI(-1)	1.034670 (0.08682) [11.9173]	0.036251 (0.09298) [0.38987]
INFL_IPPI(-2)	0.006695 (0.12658) [0.05289]	-0.029253 (0.13556) [-0.21579]
INFL_IPPI(-3)	-0.199806 (0.07794) [-2.56350]	0.015101 (0.08347) [0.18091]
DEV_TC(-1)	0.163640 (0.07756) [2.10985]	1.330464 (0.08306) [16.0173]
DEV_TC(-2)	0.005924 (0.13650) [0.04340]	0.006657 (0.14619) [0.04554]
DEV_TC(-3)	-0.058096 (0.07884) [-0.73686]	-0.393800 (0.08444) [-4.66377]
С	0.005119 (0.00191) [2.68426]	0.002997 (0.00204) [1.46711]
INFL_PEXT	0.246899 (0.06099) [4.04799]	0.051066 (0.06532) [0.78177]
R-squared Adj. R-squared Sum sq. resids S.E. equation F-statistic Log likelihood Akaike AIC Schwarz SC Mean dependent	0.984583 0.983713 0.011099 0.009461 1131.322 432.0248 -6.424619 -6.249903 0.143433	0.984525 0.983651 0.012730 0.010132 1126.985 422.9751 -6.287501 -6.112786 0.126000

S.D. dependent	0.074133	0.079244
Determinant Residual Covariance		9.15E-09
Log Likelihood (d.f. adjusted)		847.0221
Akaike Information Criteria		-12.59124
Schwarz Criteria		-12.24181

Cuadro A2_2 Resultados de la especificación de VAR (5.3)

()		
	INFL_IPPI	DEV_TC
INFL_IPPI(-1)	0.868757	0.062078
	(0.09407)	(0.09063)
	[9.23539]	[0.68497]
INFL_IPPI(-2)	0.142046	-0.147299
	(0.12511)	(0.12053)
	[1.13538]	[-1.22206]
INFL IPPI(-3)	0.083969	0.085350
	(0.12401)	(0.11948)
	[0.67709]	[0.71436]
	[0.07 7 00]	[000]
INFL_IPPI(-4)	-0.001619	0.188522
_ , ,	(0.12381)	(0.11928)
	[-0.01308]	[1.58051]
INEL IDDI(5)	0.040000	0.440400
INFL_IPPI(-5)	-0.216603	0.140188
	(0.12058)	(0.11617)
	[-1.79637]	[1.20677]
INFL IPPI(-6)	-0.014478	0.278265
(*)	(0.12296)	(0.11846)
	[` 0.11775j́	[`2.34894]
		-
INFL_IPPI(-7)	0.049032	-0.235223
	(0.12438)	(0.11983)
	[0.39422]	[-1.96296]
INFL IPPI(-8)	-0.137248	-0.427521
IIVI L_IFFI(-0)	(0.12478)	(0.12022)
	[-1.09991]	[-3.55623]
	[1.00001]	[0.00020]
INFL IPPI(-9)	-0.018789	-0.209701
_	(0.12372)	(0.11920)
	` ,	,

	[-0.15186]	[-1.75925]
INFL_IPPI(-10)	0.151689 (0.12442) [1.21921]	0.265099 (0.11987) [2.21164]
INFL_IPPI(-11)	0.200232 (0.12504) [1.60133]	-0.044624 (0.12047) [-0.37042]
INFL_IPPI(-12)	-0.247135 (0.09325) [-2.65012]	0.182806 (0.08984) [2.03470]
DEV_TC(-1)	0.091903 (0.09619) [0.95542]	1.033814 (0.09267) [11.1555]
DEV_TC(-2)	0.072139 (0.13946) [0.51726]	0.218593 (0.13436) [1.62687]
DEV_TC(-3)	0.052458 (0.13881) [0.37791]	-0.160551 (0.13374) [-1.20050]
DEV_TC(-4)	-0.214236 (0.13793) [-1.55324]	-0.326387 (0.13288) [-2.45617]
DEV_TC(-5)	0.045231 (0.13847) [0.32665]	0.196739 (0.13340) [1.47476]
DEV_TC(-6)	-0.144460 (0.13897) [-1.03953]	-0.028788 (0.13388) [-0.21502]
DEV_TC(-7)	-0.025881 (0.13403) [-0.19310]	-0.050869 (0.12913) [-0.39394]
DEV_TC(-8)	0.275866 (0.13332) [2.06923]	-0.050179 (0.12844) [-0.39067]
DEV_TC(-9)	0.085651 (0.13441) [0.63723]	-0.032811 (0.12950) [-0.25337]
DEV_TC(-10)	-0.142797 (0.13220) [-1.08020]	0.007453 (0.12736) [0.05852]

DEV_TC(-11)	-0.011974 (0.13218) [-0.09059]	0.239573 (0.12735) [1.88128]
DEV_TC(-12)	-0.019484 (0.08621) [-0.22600]	-0.214723 (0.08306) [-2.58512]
С	0.009744 (0.00255) [3.82606]	0.002117 (0.00245) [0.86286]
INFL_PEXT	0.135610 (0.06625) [2.04682]	-0.104712 (0.06383) [-1.64045]
R-squared Adj. R-squared Sum sq. resids S.E. equation F-statistic Log likelihood Akaike AIC Schwarz SC Mean dependent S.D. dependent	0.989597 0.987143 0.007490 0.008406 403.3249 457.9846 -6.545221 -5.977396 0.143433 0.074133	0.991549 0.989556 0.006952 0.008098 497.4822 462.9022 -6.619731 -6.051906 0.126000 0.079244
Determinant Residual Covariance Log Likelihood (d.f. adjusted) Akaike Information Criteria Schwarz Criteria		4.63E-09 892.0061 -12.72737 -11.59172

Cuadro A2_3 Resultados de la especificación de VAR (5.4)

	()	
	INFL_IPC	DEV_TC
INFL_IPC(-1)	1.167576 (0.07873) [14.8304]	0.127315 (0.09014) [1.41247]
INFL_IPC(-2)	-0.311248 (0.07416) [-4.19715]	-0.116712 (0.08490) [-1.37466]
DEV_TC(-1)	0.115899 (0.05892)	1.578939 (0.06746)

	[1.96691]	[23.4045]
DEV_TC(-2)	-0.026928	-0.614892
= ` '	(0.06191)	(0.07089)
	[-0.43492]	[-8.67426]
С	0.008149	0.001936
	(0.00242)	(0.00277)
	[3.36757]	[0.69880]
INFL_PEXT	0.201084	0.048755
_	(0.04749)	(0.05437)
	[4.23433]	[0.89672]
R-squared	0.978578	0.981861
Adj. R-squared	0.977728	0.981141
Sum sq. resids	0.011383	0.014922
S.E. equation	0.009505	0.010882
F-statistic	1151.178	1364.069
Log likelihood	430.3546	412.4918
Akaike AIC	-6.429615	-6.158967
Schwarz SC	-6.298579	-6.027931
Mean dependent	0.156438	0.126000
S.D. dependent	0.063690	0.079244
Determinant Residual	Covariance	1.06E-08
Log Likelihood (d.f. adjusted)		837.1234
Akaike Information Cr	iteria	-12.50187
Schwarz Criteria		-12.23980

Cuadro A2_4 Resultados de la especificación de VAR (5.5)

Vector Autoregression Estimates Date: 07/08/02 Time: 14:00 Sample: 1991:01 2001:12 Included observations: 132

	INFL_IPC	DEV_TC	
INFL_IPC(-1)	1.178017 (0.09266) [12.7139]	0.116496 (0.09258) [1.25833]	
INFL_IPC(-2)	-0.377775 (0.14351) [-2.63247]	-0.139153 (0.14339) [-0.97046]	
INFL_IPC(-3)	0.077740 (0.14919) [0.52109]	0.185833 (0.14907) [1.24665]	

INFL_IPC(-4)	0.163266 (0.15010) [1.08769]	0.008525 (0.14998) [0.05684]
INFL_IPC(-5)	-0.265727 (0.15093) [-1.76059]	-0.148685 (0.15081) [-0.98593]
INFL_IPC(-6)	-0.007147 (0.15204) [-0.04700]	0.362375 (0.15192) [2.38530]
INFL_IPC(-7)	0.153681 (0.15358) [1.00063]	-0.421615 (0.15346) [-2.74743]
INFL_IPC(-8)	-0.070249 (0.15631) [-0.44942]	0.197994 (0.15618) [1.26770]
INFL_IPC(-9)	0.138353 (0.15464) [0.89467]	-0.119668 (0.15452) [-0.77447]
INFL_IPC(-10)	0.104221 (0.15344) [0.67922]	0.230297 (0.15332) [1.50210]
INFL_IPC(-11)	-0.317740 (0.14937) [-2.12715]	-0.307471 (0.14925) [-2.06009]
INFL_IPC(-12)	0.092057 (0.09293) [0.99061]	0.156614 (0.09285) [1.68668]
DEV_TC(-1)	0.162825 (0.09621) [1.69238]	1.266858 (0.09613) [13.1783]
DEV_TC(-2)	-0.147374 (0.15503) [-0.95061]	-0.115150 (0.15490) [-0.74337]
DEV_TC(-3)	-0.013929 (0.15377) [-0.09058]	-0.200969 (0.15365) [-1.30801]
DEV_TC(-4)	0.084322 (0.15422) [0.54676]	-0.290835 (0.15410) [-1.88737]
DEV_TC(-5)	0.145412	0.331765

	(0.15600) [0.93213]	(0.15587) [2.12845]
DEV_TC(-6)	-0.378588 (0.15020) [-2.52052]	0.026054 (0.15008) [0.17360]
DEV_TC(-7)	0.203285 (0.14842) [1.36964]	-0.105116 (0.14830) [-0.70880]
DEV_TC(-8)	0.001962 (0.14764) [0.01329]	-0.012533 (0.14752) [-0.08495]
DEV_TC(-9)	0.052831 (0.14650) [0.36062]	0.015591 (0.14638) [0.10651]
DEV_TC(-10)	0.046739 (0.14403) [0.32451]	-0.077229 (0.14391) [-0.53665]
DEV_TC(-11)	-0.112513 (0.14420) [-0.78026]	0.038257 (0.14408) [0.26552]
DEV_TC(-12)	0.018292 (0.09308) [0.19652]	-0.043288 (0.09300) [-0.46545]
С	0.010021 (0.00293) [3.42354]	0.002080 (0.00292) [0.71124]
INFL_PEXT	0.157527 (0.05891) [2.67412]	-0.036694 (0.05886) [-0.62342]
R-squared Adj. R-squared Sum sq. resids S.E. equation F-statistic Log likelihood Akaike AIC Schwarz SC Mean dependent S.D. dependent	0.982906 0.978875 0.009084 0.009257 243.8035 445.2501 -6.352275 -5.784450 0.156438 0.063690	0.988976 0.986376 0.009069 0.009250 380.3684 445.3581 -6.353910 -5.786086 0.126000 0.079244
Log Likelihood (d.f. adj	Determinant Residual Covariance Log Likelihood (d.f. adjusted) Akaike Information Criteria Schwarz Criteria	

Cuadro A2_5 Resultados de la especificación de VAR (5.6)

Standard errors in			DEV TO
	INFL_IPC_TR	INFL_IPC_NT	DEV_TC
INFL_IPC_TR(-1)	1.147499	0.273940	0.149288
	(0.08852)	(0.10947)	(0.09820)
	[12.9628]	[2.50233]	[1.52023]
INFL_IPC_TR(-2)	-0.236750	-0.224175	-0.239051
(_/	(0.08711)	(0.10772)	(0.09663)
	[-2.71797]	[-2.08106]	[-2.47390]
INFL_IPC_NT(-1)	-0.041464	1.099421	0.075060
	(0.06522)	(0.08066)	(0.07235)
	[-0.63573]	[13.6306]	[1.03741]
INFL_IPC_NT(-2)	0.003569	-0.261711	0.004209
	(0.06430)	(0.07952)	(0.07133)
	[0.05550]	[-3.29105]	[0.05901]
			-
DEV_TC(-1)	0.194548	0.085228	1.481391
	(0.06503)	(0.08042)	(0.07214)
	[2.99164]	[1.05975]	[20.5347]
DEV_TC(-2)	-0.102320	-0.024666	-0.514777
DEV_10(2)	(0.06806)	(0.08417)	(0.07550)
	[-1.50337]	[-0.29306]	[-6.81806]
С	0.004420	0.009529	0.002377
	(0.00247)	(0.00306)	(0.00274)
	[1.78825]	[3.11727]	[0.86690]
INFL PEXT	0.172636	0.169731	0.068074
IIII E_1 E/(1	(0.04893)	(0.06051)	(0.05428)
	[3.52810]	[2.80489]	[1.25409]
R-squared	0.978191	0.969531	0.983253
Adj. R-squared	0.976960	0.967811	0.982308
Sum sq. resids	0.011195	0.017121	0.013776
S.E. equation	0.009502	0.011750	0.010540
F-statistic	794.5272	563.6771	1040.051
Log likelihood	431.4586	403.4176	417.7621
Akaike AIC	-6.416039	-5.991175	-6.208517
Schwarz SC	-6.241323	-5.816460	-6.033802
Mean dependent	0.138338	0.164518	0.126000
S.D. dependent	0.062596	0.065494	0.079244
Determinant Resid			33E-12
Log Likelihood (d.f. adjusted)		1242.773	
Akaike Information Criteria			3.46626
Schwarz Criteria		-17	7.94211

Cuadro A2_6 Resultados de la especificación de VAR (5.7)

	INFL_IPC_TR	INFL_IPC_NT	DEV_TC
INFL_IPC_TR(-1)	1.118308	0.372754	0.071113
	(0.10028)	(0.12591)	(0.09665)
	[11.1518]	[2.96039]	[0.73581]
INFL_IPC_TR(-2)	-0.139994	-0.453339	-0.031821
	(0.14870)	(0.18671)	(0.14331)
	[-0.94148]	[-2.42810]	[-0.22205]
INFL_IPC_TR(-3)	0.065399	0.118836	0.013937
	(0.15305)	(0.19217)	(0.14750)
	[0.42732]	[0.61840]	[0.09449]
INFL_IPC_TR(-4)	-0.212155	-0.029633	-0.063054
	(0.14880)	(0.18684)	(0.14341)
	[-1.42576]	[-0.15860]	[-0.43968]
INFL_IPC_TR(-5)	0.067330	0.146101	0.016815
	(0.14531)	(0.18246)	(0.14005)
	[0.46334]	[0.80074]	[0.12007]
INFL_IPC_TR(-6)	-0.057134	-0.200545	-0.148399
	(0.14355)	(0.18025)	(0.13835)
	[-0.39800]	[-1.11262]	[-1.07265]
INFL_IPC_TR(-7)	0.104481	0.224732	0.073828
	(0.14479)	(0.18180)	(0.13954)
	[0.72161]	[1.23616]	[0.52908]
INFL_IPC_TR(-8)	0.040344	-0.186735	0.282651
	(0.14186)	(0.17812)	(0.13672)
	[0.28439]	[-1.04836]	[2.06740]
INFL_IPC_TR(-9)	-0.080066	0.079746	-0.220879
	(0.14747)	(0.18516)	(0.14212)
	[-0.54294]	[0.43068]	[-1.55415]
INFL_IPC_TR(-10)	0.055249	0.220568	-0.158456
	(0.14774)	(0.18550)	(0.14238)
	[0.37397]	[1.18902]	[-1.11288]
INFL_IPC_TR(-11)	-0.114707	-0.157439	-0.057395
	(0.14699)	(0.18456)	(0.14166)
	[-0.78037]	[-0.85303]	[-0.40515]
INFL_IPC_TR(-12)	0.052254	-0.011284	0.173762
	(0.10186)	(0.12790)	(0.09817)

	[0.51300]	[-0.08822]	[1.77006]
INFL_IPC_NT(-1)	-0.021942	1.096432	0.110290
	(0.08077)	(0.10141)	(0.07784)
	[-0.27167]	[10.8117]	[1.41690]
INFL_IPC_NT(-2)	0.001546	-0.341679	-0.111079
	(0.12181)	(0.15295)	(0.11740)
	[0.01270]	[-2.23395]	[-0.94619]
INFL_IPC_NT(-3)	0.079241	0.101895	0.115702
	(0.12467)	(0.15654)	(0.12015)
	[0.63562]	[0.65094]	[0.96298]
INFL_IPC_NT(-4)	0.002312	0.060128	0.028908
	(0.12578)	(0.15793)	(0.12122)
	[0.01838]	[0.38073]	[0.23847]
INFL_IPC_NT(-5)	-0.263877	-0.162828	-0.083830
	(0.12516)	(0.15716)	(0.12063)
	[-2.10827]	[-1.03609]	[-0.69495]
INFL_IPC_NT(-6)	0.177774	0.047479	0.324414
	(0.12643)	(0.15875)	(0.12185)
	[1.40605]	[0.29907]	[2.66236]
INFL_IPC_NT(-7)	-0.204500	0.046537	-0.389218
	(0.12837)	(0.16118)	(0.12371)
	[-1.59309]	[0.28873]	[-3.14610]
INFL_IPC_NT(-8)	0.172772	0.121654	0.116301
	(0.13544)	(0.17006)	(0.13053)
	[1.27561]	[0.71534]	[0.89097]
INFL_IPC_NT(-9)	0.086644	-0.126636	0.029127
	(0.13756)	(0.17272)	(0.13257)
	[0.62987]	[-0.73318]	[0.21970]
INFL_IPC_NT(-10)	0.001945	0.122763	0.215416
	(0.13632)	(0.17117)	(0.13138)
	[0.01427]	[0.71720]	[1.63962]
INFL_IPC_NT(-11)	-0.272241	-0.226194	-0.336187
	(0.12719)	(0.15970)	(0.12258)
	[-2.14039]	[-1.41633]	[-2.74256]
INFL_IPC_NT(-12)	0.181164	0.058738	0.144710
	(0.08254)	(0.10364)	(0.07955)
	[2.19492]	[0.56677]	[1.81920]
DEV_TC(-1)	0.362760	0.188909	1.193912
	(0.10158)	(0.12755)	(0.09790)
	[3.57117]	[1.48111]	[12.1954]

DEV_TC(-2)	-0.246424	-0.351364	-0.008477
	(0.16133)	(0.20257)	(0.15549)
	[-1.52741]	[-1.73449]	[-0.05452]
DEV_TC(-3)	-0.139082	0.155256	-0.260074
	(0.16413)	(0.20608)	(0.15818)
	[-0.84741]	[0.75338]	[-1.64420]
DEV_TC(-4)	0.075189	0.146067	-0.327522
	(0.16388)	(0.20576)	(0.15794)
	[0.45882]	[0.70988]	[-2.07377]
DEV_TC(-5)	0.214417	0.134972	0.374002
	(0.16031)	(0.20129)	(0.15450)
	[1.33749]	[0.67053]	[2.42068]
DEV_TC(-6)	-0.066546	-0.542933	0.028040
	(0.15294)	(0.19203)	(0.14739)
	[-0.43512]	[-2.82732]	[0.19024]
DEV_TC(-7)	-0.047856	0.238741	-0.073604
	(0.15064)	(0.18915)	(0.14518)
	[-0.31769]	[1.26221]	[-0.50699]
DEV_TC(-8)	-0.248626	0.098513	-0.046613
	(0.15003)	(0.18838)	(0.14459)
	[-1.65720]	[0.52296]	[-0.32238]
DEV_TC(-9)	0.254632	0.085519	-0.014794
	(0.14991)	(0.18823)	(0.14448)
	[1.69857]	[0.45434]	[-0.10239]
DEV_TC(-10)	-0.031383	-0.026532	-0.025898
	(0.14938)	(0.18756)	(0.14396)
	[-0.21009]	[-0.14146]	[-0.17990]
DEV_TC(-11)	-0.051532	-0.116470	0.080107
	(0.14908)	(0.18719)	(0.14368)
	[-0.34566]	[-0.62220]	[0.55754]
DEV_TC(-12)	0.066344	0.006156	-0.093758
	(0.09720)	(0.12205)	(0.09368)
	[0.68252]	[0.05044]	[-1.00082]
С	0.003363	0.012063	0.001291
	(0.00295)	(0.00370)	(0.00284)
	[1.14153]	[3.26090]	[0.45474]
INFL_PEXT	0.186686	0.098156	-0.008186
	(0.06168)	(0.07745)	(0.05945)
	[3.02647]	[1.26731]	[-0.13771]
R-squared	0.978845 0.9	978138	0.991202
Adj. R-squared		969533	0.987739
Sum sq. resids		012285	0.007237

S.E. equation	0.009105	0.011432	0.008775
F-statistic	164.8184	113.6671	286.2258
Log likelihood	455.3729	425.3262	460.2463
Akaike AIC	-6.323831	-5.868579	-6.397671
Schwarz SC	-5.493934	-5.038681	-5.567773
Mean dependent	0.138338	0.164518	0.126000
S.D. dependent	0.062596	0.065494	0.079244
Determinant Residual		8.03E-13	
Covariance			
Log Likelihood (d.f. adjusted)		1276.221	
Akaike Information Criteria		-17.60941	
Schwarz Criteria		-15.11972	