

Estimación del Pass-Through en Costa Rica: Un enfoque comparativo de un Modelo Lineal Multivariado (MLC) y Ecuaciones Aparentemente No Relacionadas (SUR), 1991-2003.

Allan Calderón Moya



ISBN: 84-689-2921-2
Nº Registro Legal: 05/48275

Envíe sus comentarios directamente al autor a
ACALDERONMO@bncr.fi.cr

Para citar este libro puede utilizar el siguiente formato:

Calderón Moya, Allan (2005) Estimación del Pass-Through en Costa Rica. Edición electrónica. Texto completo disponible en www.eumed.net/libros/

RESUMEN EJECUTIVO

Las políticas de tipo de cambio que lleva a cabo el Banco Central de Costa Rica (BCCR) van de la mano con las políticas monetarias para controlar la inflación en el corto plazo. Es decir, los movimientos que se observen en la pauta devaluativa, implicarían efectos sobre los precios domésticos, ello en cumplimiento con la teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo. Por lo tanto, la presente investigación tiene como objetivo determinar en que medida o magnitud se presenta este traslado del tipo de cambio hacia los precios (en la literatura se conoce como Pass-Through), utilizando dos modelos: un Modelo Econométrico Lineal Multivariado (MLM) y un Modelo de Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas (SUR).

Dentro de las conclusiones más relevantes de esta investigación se tiene que en el corto plazo no se cumple la teoría de la PPA en Costa Rica; no obstante, desarrollando pruebas de raíz unitaria sobre el índice de tipo de cambio real y pruebas de cointegración entre variables, se logró visualizar el cumplimiento de esta teoría en el largo plazo.

Particularmente, en el caso del Modelo Lineal Multivariado, se encontró que el Pass-Through de corto plazo cuantificado mediante el índice de precios al consumidor, es de 16%, cambio que se refleja tres meses después del shock. Asimismo, es realmente importante la presencia de las expectativas de los agentes, específicamente en lo referente a la credibilidad de la meta de inflación de parte del BCCR, situación que es manifestada en la cuantificación de la inflación inercial.

Por su parte, es significativo estudiar con mayor detalle el resultado de Pass-Through conseguido mediante el índice subyacente inflacionario, esto debido a que el resultado alcanzado es el mayor de entre los distintos índices (23,4%), aunque no debe obviarse que este coeficiente continua siendo pequeño para el caso de la economía costarricense.

Las estimaciones del traslado del tipo de cambio en el largo plazo son mayores, tal y como es de esperar, según los resultados de la comprobación de la PPA. Es apreciable el efecto acumulado en los precios industriales a las variaciones del tipo de cambio (81%), seguido del resultado del índice subyacente inflacionario.

TABLA DE CONTENIDO

INTRODUCCIÓN	3
I. PRECIOS, TIPO DE CAMBIO Y EL PASS-THROUGH	5
1.1 Teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA)	5
A. Evidencia empírica entorno al cumplimiento de la PPA.....	8
B. Argumentos en contra a la teoría de la PPA.....	10
1.2 El Pass-Through del tipo de cambio.....	10
II. EVIDENCIA EMPÍRICA DEL PASS-THROUGH DEL TIPO DE CAMBIO	14
2.1 Evidencia empírica del Pass-Through a nivel internacional	14
2.2 Evidencia empírica del Pass-Through en Costa Rica	19
III MARCO METODOLÓGICO	22
3.1 Comprobación de la PPA	22
3.2 Estimación del Pass-Through	25
A. Cuantificación del traslado mediante un Modelo Lineal Multivariado.....	25
B. Cuantificación del Pass-Through mediante Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas (SUR)	29
.....	29
IV DESCRIPCIÓN DEL ENTORNO ECONÓMICO COSTARRICENSE	33
4.1 Comportamiento de las principales variables de política económica en Costa Rica para el periodo de 1999 a 2004.....	33
4.2 Comportamiento de las variables fundamentales en la cuantificación del Pass- Through	35
A. Descripción histórica	36
B. Descripción estadística de las variables fundamentales.....	39
V ANÁLISIS DE RESULTADOS	43
5.1 Comprobación de la Teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA).....	43
5.2 Estimación del Pass-Through del Tipo de Cambio	46
A. Cuantificación mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios.....	46
B. Cuantificación mediante el método SUR	52
VI CONCLUSIONES.....	54
REFERENCIAS	56

INTRODUCCIÓN

Las economías viven desde hace un par de décadas una acelerada apertura de sus mercados propiciando una significativa integración de los mismos. En tal caso, los cambios involucrados en el entorno internacional van a redundar en la economía doméstica.

En este contexto, nuestro país no está ajeno a esos cambios, por el contrario son de especial relevancia las políticas que desarrolle en materia comercial ya que, las políticas de tipo de cambio que desarrolle el Banco Central van de la mano con las políticas monetarias para controlar la inflación en el corto plazo. Con base en ésto, el Banco Central de Costa Rica pretende mantener una política cambiaria neutral con el fin de no afectar la competitividad de los sectores productivos y evitar la importación masiva de bienes producidos en el extranjero que venga a provocar inestabilidades en nuestra balanza de pagos.

El artículo 2 de la Ley Orgánica del Banco Central de Costa Rica¹, establece como principal objetivo de esta Institución “... *mantener la estabilidad interna y externa de la moneda nacional y asegurar su conversión a otras monedas...*”. Este propósito tiene dos aristas relacionadas entre sí. Por un lado lograr una inflación baja y estable y por otro estabilidad externa de la Institución, tal que no genere presiones sobre el tipo de cambio, dada la pauta de devaluación establecida bajo la operativa del régimen de minidevaluaciones (Programa Monetario del BCCR, 2004).

En efecto, las autoridades nacionales plantean una relación directa entre movimientos del tipo de cambio y la inflación interna, esto basado en la teoría surgida alrededor de 1918 por Gustav Cassel denominada la paridad del poder adquisitivo (PPA). La misma sugiere, en términos generales, que los precios domésticos se igualan a los precios internacionales mediante un factor multiplicativo del tipo de cambio. En ese sentido, asumiendo precios foráneos constantes, los cambios en los precios locales se presentan mediante las fluctuaciones en el tipo de cambio.

¹ Ley 7558 de noviembre 1995.

Dado lo anterior, lo que resta es determinar en que medida o magnitud se presenta este traslado del tipo de cambio hacia los precios (en la literatura se conoce como Pass-Through). Por tal motivo, el objetivo general del presente trabajo es comprobar si existe este traslado y cuantificarlo, utilizando dos modelos: un Modelo Econométrico Lineal Multivariado (MLM) y un Modelo de Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas (SUR). Las variables a explicar (endógenas) son los vectores de precios: **índice de precios al consumidor (IPC)**, **índice de precios al productor (IPI)** y **el índice de precios a los servicios (ISI)**.

Las variables explicativas corresponden a las que generalmente se han utilizado en otros estudios semejantes, los cuales se especificarán en la evidencia empírica: **el ritmo de devaluación, la brecha del producto, el tipo de cambio real, la inflación inercial y la apertura comercial**.

De manera complementaria al objetivo general, es importante señalar el efecto dinámico de ajuste de este traslado, para lo cual se recurre a la técnica recursiva de Vectores Autorregresivos (VAR), particularmente la función impulso-respuesta.

Para llevar a cabo el trabajo se utiliza como fuentes de datos al Banco Central de Costa Rica (BCCR) y el Ministerio de Comercio Exterior (COMEX). El periodo de análisis comprende desde enero de 1991 y hasta el diciembre de 2003, para un total de 156 observaciones mensuales.

El resto de la investigación está compuesta de seis secciones. En una primera, se analizarán los aspectos teóricos acerca de la teoría de la PPA, la relación entre precios y tipo de cambio, culminando con la concepción del Pass-Through. Seguidamente, en una nueva sección, se examinan diversos modelos de determinación del Pass-Through tanto a nivel local como internacional. Luego de haber estudiado distintos modelos en otros ámbitos, en la tercera sección se sugiere y plantea un modelo para el caso costarricense. Aunado a ello, se presentan algunas pruebas para corroborar la hipótesis de PPA en Costa Rica.

En la cuarta sección se describen económica y estadísticamente, las variables usadas en el estudio, sección que da paso a la presentación de los resultados empíricos. Finalmente, se presentan las consideraciones finales más relevantes.

I. PRECIOS, TIPO DE CAMBIO Y EL PASS-THROUGH

Mucho se ha trabajado acerca del tema inflacionario de los distintos países, sus determinantes y efectos. De acuerdo a cada variable categórica, los investigadores económicos distinguen y separan este fenómeno según sea de corto o largo plazo.

Básicamente en el largo plazo, los cambios en los precios son una manifestación monetaria, por lo cual las autoridades deben establecer disciplina en sus políticas monetarias y fiscales, ello con el fin de contraer la inflación. Por otra parte, en el corto plazo, las variaciones en los precios no son explicadas por solo los desequilibrios monetarios sino que responde a otros elementos, tales como los que expone el Banco Central de Costa Rica, entre ellos²: decisiones administrativas que afectan los precios regulados, perturbaciones en la oferta de bienes agrícolas, aumentos en bienes importados, aumentos salariales o modificaciones en el tipo de cambio.

En países que son tomadores de precios internacionales y cuyo sistema cambiario es flexible, es común escuchar, por parte de diversos economistas, que los movimientos internos son explicados en buena medida por el comportamiento del tipo de cambio nominal. Es decir, la devaluación de la moneda se traslada a fluctuaciones en los precios internos lo cual conlleva a un ajuste inflacionario. Y es que la explicación a ello se encuentra en la teoría de la paridad de compra, la cual se expone a continuación.

1.1 Teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA)

El economista sueco Gustav Cassel en su artículo “*The present situation of the foreign exchanges*”³ explicó teóricamente el tema de los tipos de cambios, en donde planteó que la tasa de cambio es una expresión del valor del dinero de un país sobre el dinero de otro país. En términos generales, el tipo de cambio es el resultado del cociente del nivel general de precios de un país respecto al otro; más aún, este tipo de cambio está en función del medio circulante existente en cada economía. El autor comprueba empíricamente, para países

² Este argumento es tratado por el presidente del Banco Central de Costa Rica, Francisco de Paula Gutiérrez, en su artículo: *Inflación y Política del Banco Central*. 2004.

³ Cassel, G. (1916). *The Present Situation of the Foreign Exchanges*. The Economic Journal. Vol 26, pp. 62-65.

como Francia, Alemania y Rusia, la hipótesis sostenida y concluye que los tipos de cambios son el resultado controlado esencialmente por el grado de inflación de los diferentes sistemas monetarios.

Seguidamente, el mismo Cassel en 1918 comienza a analizar, de manera más rigurosa, la asociación existente entre el tipo de cambio nominal y los cambios en los precios internos. Plantea que la tasa de cambio entre dos países es determinado por el cociente entre el poder de compra interno de los bienes y el dinero de cada país, es decir que las desviaciones en la inflación están estrechamente ligadas a la tasa de cambio de la moneda.

En efecto, la paridad real entre dos países es representada por la relación entre el poder de compra de cada moneda en uno u otro país, con ello la tasa de cambio no puede desviarse mucho de esta paridad de compra. Al concepto anterior lo llamé “*The Purchasing Power Parity (PPP)*” o la Paridad Poder Adquisitivo (PPA) y es considerado el origen de esta teoría.

No existe una medida correcta de la PPA y la variante apropiada dependerá de la aplicación que se busque. En esos términos, a continuación se traza la ley de un solo precio:

$$P_t = EP_t^* \quad [1]$$

donde:

P_t es el precio en moneda doméstica del bien t,

P_t^* es el precio en moneda internacional del bien t,

E es el tipo de cambio (precio en moneda domestica de la divisa).

Lo planteado anteriormente sugiere que los precios internos se igualan a los internacionales mediante el ajuste de tipo de cambio, y que si no existen grandes diferencias en la transabilidad de los bienes de un país respecto del mundo, debería de prevalecer un precio único.

Empero, esta ley del único precio se logra cumplir tan solo en el margen, es decir, bajo un escenario contemplado de un conjunto de supuestos. En efecto, se genera un

diferencial significativo en los precios entre países cuando existen aranceles, costos de transporte, barreras no arancelarias o bienes no homogéneos, entre otras condiciones.

La comparación de la PPA entre los países y a través del tiempo suscita una serie de dudas relacionadas con los números índices. Si observamos la PPA absoluta, definida como:

$$\sum_{t=1}^k P_t = E \sum_{t=1}^k P_t^* \quad [2]$$

Notamos que está construido sobre una serie de diversos precios existentes en la economía, por lo cual, una serie de críticos de esta teoría señalan dos aspectos fundamentales a considerar para comparar PPA entre países:

1. Los gobiernos no construyen los índices sobre una canasta estandarizada internacionalmente de bienes (incluso hasta desactualizada como es el caso costarricense). Además, los ponderadores difieren entre países.
2. La información de los precios viene dada como un índice relativo a un año base. No se indica si en este año base tomado existió alguna desviación importante de la PPA absoluta.

En tal situación, como una forma de incorporar cambios en los supuestos de la PPA absoluta, se construye la paridad relativa de poder de compra:

$$\frac{\sum_{t=1}^k P_t}{P_{t-1}} = \left(\frac{E_t}{E_{t-1}} \right) \left(\frac{\sum_{t=1}^k P_t^*}{\sum_{t=1}^k P_{t-1}^*} \right) \quad [3]$$

Esta PPA relativa explica que la tasa de variación del tipo de cambio compensa el diferencial entre la tasa de crecimiento de los índices de precios domésticos versus los extranjeros. Aún así, esta teoría no es completa en la determinación del tipo de cambio nominal, la explicación de ello es que detrás del concepto de PPA se dice que el tipo de cambio real no varía a través del tiempo y solo se verá afectado por shocks reales.

$$q = \frac{EP^*}{P} \quad [4]$$

donde q es el tipo de cambio real.

El considerar la PPA relativa como una proposición en economía positiva, no establece la dirección de causalidad entre tipos de cambio y los niveles nacionales de precio, lo mismo conlleva a un tema de simultaneidad, en donde la causalidad es en dos vías, de modo que ni los tipos de cambio ni los niveles domésticos de precio son variables exógenas⁴.

A. Evidencia empírica entorno al cumplimiento de la PPA

Diversos estudios han demostrado que esta ley es muy volátil para una gama amplia de bienes. Particularmente muestra que los precios nominales relativos son menos volátiles que los tipos de cambio, resultado obtenido por Mussa (1978) sugiriendo rigidez de precios.

En la esfera internacional son abundantes los trabajos en esta temática. Calderón y Duncan (2003) llevan a cabo un estudio de largo plazo acerca de la paridad del poder de compra en economías emergentes, particularmente para Chile. Los autores evalúan la validez de la PPA aplicando distintos tests de raíz unitaria y cointegración encontrando evidencia a favor de la misma.

Isard (1997) constató que en el corto plazo, para un cierto grupo de bienes manufacturados, no se cumple la ley de un único precio. Encontró que las desviaciones de esta ley son grandes, persistentes y reflejan sobre todo movimientos del tipo de cambio en otros bienes (productos de vidrio y papel, químicos y prendas de vestir).

Por su parte, Engel y Rogers (1996), examinaron la naturaleza de las desviaciones de la ley de un solo precio⁵ y muestran que no existe mucha volatilidad entre países. Dentro

⁴ La hipótesis de la PPA no es por sí misma un modelo completo de determinación del tipo de cambio o del nivel de precios.

⁵ Debe admitirse que el mismo Cassel reconocía la posibilidad de que existieran desviaciones de la PPA, aún cuando él las consideró como transitorias y causadas por factores secundarios o estocásticos.

del país el precio relativo del mismo producto entre dos ciudades es función de la misma distancia entre ellas. Así, la variación del precio es mucho más alta para dos ciudades localizadas en diferentes países que para dos ciudades equidistantes del mismo país (efecto frontera).

Froot, Kim y Rogoff (1995) señalan que en el corto plazo los mecanismos de ajuste de precios y salarios no convalidan la PPA entre bienes manufacturados similares entre diferentes países, lo cual dificulta señalar un mecanismo de ajuste a través del cual se corrijan las desviaciones en el corto plazo de la PPA.

En el mismo sentido que los resultados anteriores, Froot y Rogoff (1995), concluyen que la PPA solo se cumple en el muy largo plazo y que además se verificó esta relación solo en economías de alta inflación o hiperinflación. Asimismo muestran que hay consenso en cuanto a las estimaciones de la tasa a la que las perturbaciones a la PPA se diluyen en el tiempo, considerando, en general, que son muy lentas lo cual continúa siendo un *enigma*.

Un trabajo más de corte microeconómico fue desarrollado por Giovannini (1988), encontrando diferencias entre Estados Unidos y Japón hasta en productos estandarizados como tuercas y tornillos. Asimismo, la correlación con los movimientos del tipo de cambio fue alta.

Finalmente, Balassa (1961) determina que países con ingresos per-cápita más altos tienen niveles parecidos de Paridad Absoluta, mientras que si sus niveles son bajos, la paridad absoluta también será baja. Cuando hay hiperinflaciones, la PPA tiene validez y aplicación, y en el corto plazo la PPA no es válida.

En el contexto de Costa Rica, Orozco (1995) realiza un estudio en donde, de manera general, rechaza que en Costa Rica el comportamiento del tipo de cambio nominal y real haya obedecido a la paridad del poder de compra.

Otro estudio costarricense sobre la PPA fue realizado por Conejo (1992). Esta investigación concluye que en el periodo de 1951-1990 no se cumple la PPA usando el Índice de Precios al Consumidor (IPC) como variable de precio. Sin embargo, si se utiliza el Índice de Precios al por Mayor (IPM) como nueva variable *proxy* de precios, si se puede

corroborar la hipótesis de PPA. Por su parte, la PPA no se cumple en el corto plazo ni con el uso del IPC ni con el IPM.

B. Argumentos en contra a la teoría de la PPA

La hipótesis de la PPA es válida, tal y como se señaló algunos párrafos precedentes, solo si se cumplen las siguientes tres condiciones:

1. Si cada bien transable cumple la ley de un solo precio, mostrando el mismo precio, expresado en la misma moneda en cada país.
2. Si el proceso de igualación del precio de los factores y las funciones de producción idénticas conllevan la igualación de los precios internacionales de los bienes transables.
3. Si cada bien recibe el mismo peso relativo en los índices agregados de precios de cada país.

De manera general, la teoría de la PPA implica que el nivel de los precios relativos nacionales debe cambiar en proporción a los tipos de cambio. El supuesto implícito es que los shocks monetarios y financieros son la razón principal de los movimientos del nivel de precios y que los movimientos monetarios no tienen ningún efecto real. No obstante, la realidad es otra, de modo que los tipos de cambio nominal fluctúan frecuentemente y el nivel de precios no lo hace tanto.

Los economistas en definitiva concluyen que en el largo plazo la segunda y tercera condición no se cumplen, debido a que concurren diferencias entre las naciones en cuanto a las funciones de producción, las preferencias de los consumidores y la dotación de los factores. Estos elementos se traducen en diferencias internacionales en los precios relativos de los bienes transables versus los no transables y en los pesos relativos en los índices agregados de precios.

1.2 El Pass-Through del tipo de cambio

Devereux y Engels (2002) aluden al concepto de Pass-Through como el efecto de las variaciones del tipo de cambio sobre la inflación interna, fenómeno denominado por

León et al (2001) como el traspaso de los movimientos del tipo de cambio nominal a la inflación.

Si suponemos que se cumple la ley de un solo precio, para que la economía mantenga un nivel de tipo de cambio real constante, los cambios en el tipo de cambio nominal deben estar acompañados de variaciones de igual proporción en los niveles de precios internos (coeficiente de pass through igual a 1). A continuación se demuestra algebraicamente el coeficiente de traslado del tipo de cambio.

Partiendo de la definición del tipo de cambio real puntualizada de la siguiente manera:

$$q = \frac{EP^*}{P} \quad [4]$$

Aplicando logaritmos y estableciendo como variable endógena los precios internos

$$\ln p = \ln E + \ln P^* - \ln q \quad [5]$$

Ahora, para obtener los cambios en la inflación dado los movimientos en el tipo de cambio (Pass-Through), se obtiene la primera deriva de la ecuación anterior, la misma corresponde a una elasticidad unitaria:

$$\frac{\partial p}{\partial E} = \frac{\Delta p * E}{\Delta E * p} = 1$$

Sin embargo, tal y como se señaló con anterioridad, existe problemas en cuanto al cumplimiento de la paridad del poder de compra. Particularmente existe un enigma que se refiere a la débil conexión entre el tipo de cambio y los precios internos, de modo que este coeficiente de Pass-Through es distinto a uno.

Cuando este coeficiente es cercano a cero, sugiere una inelasticidad total de los precios de la economía ante fluctuaciones en el tipo de cambio nominal. Obstfeld y Rogoff (2000) indican que lo anterior puede obedecer a las diferencias entre los precios que enfrentan los importadores y los precios a los consumidores y la rigidez nominal, entre otros factores. Se da más rápido el Pass-Through en los precios que afectan a los importadores.

Estos autores introducen la idea de que la diferencia a nivel de “retail” entre Pass-Through de transables y de no transables es poca y tanto los precios de los bienes transables como los de los no transables pueden estar alejados de las fuerzas internacionales. Lo anterior porque aún cuando muchos de los bienes que son considerados como transables al nivel de “retail”, tienen un alto componente no transable.

Otro de los aspectos expuestos por estos mismos investigadores, es que muchos bienes son ofrecidos monopolícamente a nivel internacional, cuyo poder de discriminación se traduce en las prácticas de “pricing to market”. Algunos de los argumentos adicionales que se mencionan para este enigma son: ambiente monopolístico, costos de comercio, derechos legales, canales de distribución, “national marketing licenses” y precios pegajosos en moneda local.

Krugman (1987) denomina pricing to market “a la práctica de las empresas extranjeras (en Estados Unidos) de mantener o hasta aumentar sus precios de exportación cuando el dólar aumenta (se aprecia)”. Krugman muestra que hay discriminación de precios por parte del exportador de acuerdo con la ubicación del importador, y en este sentido, el poder monopolístico invocado por Obstfeld y Rogoff (2000) juega un papel fundamental. Entre mayor sea el grado de competencia, mayor será la medida en que se da el Pass-Through. Mercados segmentados que permitan que en cada uno de ellos exista algún nivel de poder monopolístico, le permite al productor determinar sus niveles de ganancia de manera independiente a lo que esté sucediendo con el tipo de cambio nominal.

Betts y Devereux (1996) establecieron, con la utilización de un modelo con la presencia de “pricing to market” combinada con rigideces de precios locales, una magnificación de la respuesta del tipo de cambio a shocks monetarios. Además, estos autores introducen la posibilidad de que el Pass-Through sea menor que uno, tomando en cuenta que hay productores que fijan (predeterminan) el precio doméstico en moneda doméstica y el precio de exportación en moneda externa.

Otra de las fuentes de rigideces nominales, según Taylor (2000), es que en una economía con baja inflación, los agentes no modifican sus precios al presentarse un shock en el tipo de cambio nominal, pues lo consideran transitorio. En esta línea, García y Restrepo (2001) establecen que en una economía con baja inflación los aumentos

nominales de precios pueden ser percibidos como un cambio en los precios relativos, por lo que no deja de ser un riesgo para las empresas que operan en una economía de este tipo (vía la pérdida de participación en el mercado) ajustar sus precios, máxime si la participación en el mercado es un gran determinante de las utilidades.

Un elemento adicional a considerar en la explicación del por qué del enigma del incumplimiento del Pass-Through, es el análisis del nivel en que se encuentre la tasa de cambio real observada, ya que si la economía está presentando el tipo de cambio real de equilibrio, es más probable que la variación en el tipo de cambio nominal se traslade a los precios internos. Por otro lado, si el nivel de tipo de cambio real está depreciado, una devaluación nominal tenderá a tener un efecto más que proporcional que el cambio en el nivel de precios para que el nivel de tipo de cambio real se acerque más a su nivel de equilibrio (Rincón, 2000).

Finalmente, existen tres factores adicionales que a nivel teórico son determinantes para explicar el que el Pass-Through se de en mayor o menor medida, siendo los primeros dos indicados en el trabajo de León, Morera y Ramos (2001) y el tercero mencionado el trabajo de León, Laverde y Durán (2002). El primero de ellos hace referencia al grado de credibilidad en la meta de inflación del Banco Central (e implícitamente confianza en su política monetaria), pues entre más creíble sea la meta de inflación los agentes incorporarán menos los aumentos que se pueden dar por cambios positivos en el tipo de cambio.

El segundo factor está relacionado a la producción, de modo que cuando se atraviesa una situación recesiva, es más probable que los empresarios perciban como un riesgo el que tras aumentar los precios de los bienes motivados por aumentos en nivel de tipo de cambio nominal, disminuya su participación en el mercado.

El tercer factor es la apertura comercial, la cual puede ir en dos sentidos. Puede incidir negativamente en el grado en el que se manifiesta el Pass-Through pues la mayor competencia interna de bienes transables hace que una devaluación que teóricamente debería provocar un aumento en los precios internos, no lo hace y los empresarios absorben el aumento de sus costos. Por otra parte, incide positivamente pues en una economía más abierta aumenta tanto la proporción importada de bienes intermedios, como de materias primas y de bienes de consumo final en las cantidades totales.

II. EVIDENCIA EMPÍRICA DEL PASS-THROUGH DEL TIPO DE CAMBIO

Romero (2002) concluye que los trabajos 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 parte, 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 no transables.

Asimismo, las distintas investigaciones en este campo han identificado una serie de factores determinantes del Pass-Through, entre los que se pueden señalar: 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 demanda agregada, y el grado de concentración del mercado, entre otros.

La siguiente sección tiene como objetivo mostrar, de modo general, variada evidencia empírica relacionada con el tema. Para ello, esta sección se divide en dos apartados: en un primero se muestra algunos trabajos que se han llevado a cabo en la esfera internacional y en el segundo se señala algunos estudios desarrollados en Costa Rica.

2.1 Evidencia empírica del Pass-Through a nivel internacional

A diferencia de lo que ocurre en Costa Rica, en el ámbito internacional existe abundante literatura relacionada con la estimación del Pass-Through y la determinación de las variables que influyen en su magnitud, por lo cual, para efectos comparativos es conveniente poder separar esta evidencia según el país y método utilizado.

En primer lugar se van a mostrar diversos trabajos sobre la temática del Pass-Through, independiente de cuales factores son los determinantes de este traspaso. Seguidamente se realiza una especie de *benchmark*, básicamente en relación a determinantes macroeconómicos en los distintos países.

De acuerdo a lo anterior, el primer trabajo es el desplegado por Feenstra y Kendall (1994) los cuales intentan probar dos hipótesis: que los cambios en los bienes transables, afectan la relación de la paridad del poder de compra y que la relación de esta paridad debe sostenerse cuando se mide con tipos de cambio *forward* (en vez de los *spot*). Para probar dichas hipótesis se introduce 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. El estudio concluye en la misma línea de Froot y Rogoff (1994):

1. El Pass-Through parece explicar una porción significativa de las desviaciones de la Paridad del poder de compra.
2. La evidencia empírica parece no dar apoyo a la idea de que la paridad se cumpla con tipos de cambio forward.

Campa y Goldberg (2002) estudian, de manera general, el coeficiente de traspaso para un grupo de 25 países de la OECD. Los autores encuentran que el promedio simple de este coeficiente es del 61% en el corto plazo (un trimestre) y de 77% en el largo plazo, ambos resultados son más altos que los obtenidos en investigaciones costarricenses. Empero, es interesante señalar la disimilitud entre los distintos traspasos entre países, de modo que mientras Bélgica ostenta un coeficiente del 16% (igual al obtenido por León et al para el caso costarricense), Austria alcanza el 122%. Para responder a estas diferencias, los autores tratan de hallar la importancia de los determinantes tanto macro (inflación y variabilidad del tipo de cambio) como micro (cambios en la composición del comercio entre países) en la explicación de este fenómeno. De lo anterior, ultiman que las variables macroeconómicas juegan un papel significativo aunque limitado en la explicación de diferencias del nivel de Pass-Through entre países; mientras que los componentes microeconómicos tienden de tener un impacto más durable sobre el coeficiente de traspaso.

Por su parte, McCarthy (1999) estudia el impacto de los tipos de cambio y de los precios de las importaciones sobre los precios domésticos, en un grupo seleccionado de nueve economías industrializadas. El modelo empírico usado consiste en un vector autorregresivo (VAR) que incorpora una cadena de distribución y fijación de precios. El autor concluye:

1. Las funciones de impulso-respuesta de los precios de las importaciones a cambios en el tipo de cambio, muestran que existe un traspaso significativo aunque no completo, en la mayoría de los países analizados.
2. El Pass-Through es más fuerte en países con mayor participación de las importaciones en el producto.
3. Niveles mayores de este coeficiente de traspaso 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.

Existen dos casos de estudios europeos desarrollados por el Fondo Monetario Internacional y ampliamente relacionados con el trabajo de McCarthy. El primero fue desarrollado por Gueorguiev (2003) y tiene como objetivo general cuantificar el Pass-Through para los precios al consumidor y al productor en Rumania. El autor determinó cuan amplio y rápido es este traspaso y como ha cambiado a lo largo del tiempo. Para desarrollar el artículo utilizó modelos recursivos de vectores autorregresivos, empleando como variables instrumentales el tipo de cambio, importaciones, los precios al consumidor y al productor, un shock de oferta aproximado mediante los cambios en el precio del petróleo y un shock de demanda medido como la brecha entre producto potencial y actual. Dentro de los resultados se encontró que:

1. El traspaso es amplio y rápido, alcanzado su máximo nivel alrededor de 18 meses después del shock y varía entre 59% y 72% para el caso de los precios al productor y entre 28% y 43% en los precios al consumidor.
2. Los cambios en la relación de la moneda local (Lei) con el dólar tienen mayor impacto sobre los precios que los movimientos del Lei respecto al Euro.
3. A través del tiempo, el traspaso ha decaído en el caso de los precios al productor, no así para el caso de los precios al consumidor.
4. La importancia del tipo de cambio como ancla nominal es alto, especialmente para los precios al productor.

El segundo trabajo, en esta misma línea, fue realizado por Leigh y Rossi (2002), el cual estudia el impacto de los movimientos del tipo de cambio sobre diferentes precios en Turquía. Adicionalmente, determina las presiones inflacionarias futuras que son producto, exclusivamente de los movimientos pasados del tipo de cambio. Utiliza las funciones de impulso-respuesta para cumplir con el objetivo. El autor concluye:

1. Este traspaso ocurre a lo largo de un año, pero es mayoritariamente significativo en los primeros cuatro meses.
2. El pass-through de precios al por mayor es más pronunciado, comparado con el de precios al consumidor.
3. El coeficiente estimado es completo en el corto plazo y más amplio que el estimado para otras economías emergentes.

Dos trabajos aplicados para países latinoamericanos son elaborados por Conesa (1998) y Rowland (2003). El primero de ellos analiza el Pass-Through desde dos puntos de vista: tipo de cambio y salarios. Conesa señala que en el corto plazo los movimientos en el tipo de cambio nominal tendrán un mayor efecto sobre los precios domésticos de equilibrio (medidos en unidades de moneda extranjera) que movimientos proporcionales en el salario doméstico nominal, a la vez esta diferencia resulta menor en industrias más competitivas y es independiente del uso relativo de insumos importados por parte de las empresas domésticas. Asimismo, demostró que el Pass-Through del tipo de cambio convencional a los precios es mayor para sectores con mayor dependencia de insumos importados, mientras que estos mismos cuentan con un menor Pass-Through de salarios.

Por otra parte, Rowland maneja diversas metodologías econométricas basadas en los vectores autorregresivos, con el fin de estudiar el traspaso del tipo de cambio. El autor demuestra que este coeficiente es incompleto, sin embargo, los precios de las importaciones responde rápidamente a los cambios en el tipo de cambio (80%). Esta estimación difiere de las obtenidas para el caso de los precios al productor (28%) y al consumidor (15%). Por lo tanto, concluye que el Pass-Through es modesto para los precios al productor y muy limitado para los precios al consumidor, de este modo un shock en el tipo de cambio tiene un pequeño impacto sobre la inflación a los consumidores.

A diferencia de los trabajos anteriores, 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. El modelo teórico aplicado descompone los movimientos del tipo de cambio entre componentes anticipados y no anticipados. A partir de ello, la autora investiga la asimetría de los efectos de las fluctuaciones cambiarias utilizando datos de precios y producto de una muestra de 22 países en desarrollo. Encuentra:

1. Una contracción significativa del crecimiento del producto, acompañada de un incremento significativo en la inflación, ante una depreciación no anticipada de la moneda doméstica.
2. Similarmente, se da una contracción del producto acompañada de un aumento de la inflación ante una apreciación no anticipada de la moneda doméstica.
3. 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.

Otro trabajo interesante es desarrollado por Choudhri y Hakura (2001) quienes prueban la hipótesis de que en un ambiente de inflación baja conlleva un bajo traspaso de fluctuaciones cambiarias a precios domésticos. En el modelo enfatizan el papel de la inercia inflacionaria y de las expectativas, por ello el efecto esperado depende del ambiente inflacionario. Los resultados van en la siguiente línea:

1. Para economías altamente inflacionarias, el efecto de perturbaciones monetarias tienden a ser más persistente y es probable que se refleje en variaciones del tipo de cambio en mayor medida.
2. Así, el Pass-Through del tipo de cambio es mayor en economías con alta inflación.

2.2 Evidencia empírica del Pass-Through en Costa Rica

Si bien a nivel internacional se ha tratado ampliamente el tema, en Costa Rica las investigaciones de este tipo no son abundantes. De hecho se pudieron acceder a tan solo cuatro trabajos que realicen una estimación directa del pass-through.

En primer lugar, el trabajo llevado a cabo por Morera (2000) en el Banco Central de Costa Rica, representa el primer acercamiento empírico a este tema. En dicho estudio se elaboró un indicador que aproximó los coeficientes del Pass-Through para el tipo de cambio y los salarios. Para poder llevar a cabo el objetivo se aplica un enfoque de cointegración entre variables, de modo que se establezca una relación de largo plazo entre las mismas. Posteriormente, con el fin de determinar la dinámica del modelo se utiliza un análisis de vectores autorregresivos. Entre los resultados más relevantes se destacan:

1. Las elasticidades del tipo de cambio y los salarios en la ecuación del largo plazo son de 0,75% y 0,32%, respectivamente.
2. Existe mayor velocidad e importancia de la transmisión de los efectos del tipo de cambio a los precios internos.

En esta misma línea, un segundo estudio fue llevado a cabo en el mismo Banco Central y desarrollado por León, Morera y Ramos (2001), cuyo objetivo general es estimar un coeficiente de Pass-Through para Costa Rica y determinar la importancia de algunos factores que han sido señalados como sus determinantes: brecha del producto, desviación del tipo de cambio respecto al equilibrio, la apertura de la economía y la inflación inercial. Para desarrollar el estudio aplican un análisis de mínimos cuadrados ordinarios y con el fin de determinar la dinámica del coeficiente se usan los vectores autorregresivos. Entre los resultados más relevantes se distinguen:

1. El coeficiente del pass-through se realiza con dos meses de rezago y su magnitud es cercana al 16%.
2. Se demostró que las variables sugeridas como determinantes, efectivamente lo son. Asimismo, se confirma la importancia de la inflación inercial, dado su coeficiente del 71%.

3. Al estimar el coeficiente del pass-through de largo plazo, este fue de 55%.
4. El análisis de la dinámica de ajuste demuestra que el proceso toma cerca de diez meses, alcanzando su pico más alto el quinto mes.

Para el año 2002, Romero determinó la interrelación existente entre el tipo de cambio nominal y el nivel general de precios en Costa Rica durante el periodo 1991 a 2001. En particular cuantifica el grado de transmisión de las variaciones del tipo de cambio en la inflación (Pass-Through), diferenciando este coeficiente en dos categorías distintas de bienes: transables y no transables. Para poder cumplir con el objetivo utilizó estimaciones de Vectores Autorregresivos (VAR) y funciones de impulso-respuesta. Dentro de las principales conclusiones se tienen:

1. Las estimaciones de este autor son mayores a las conseguidas por León, Morera y Ramos. El Pass-Through de corto plazo respecto al Índice de precios al Productor Industrial (IPPI) fue de 0,47%, mientras que este coeficiente estimado pero para el Índice de Precios al Consumidor (IPC) fue de 0,28%.
2. Se tiene una respuesta completa de la inflación transable y no transable, ante un incremento en la devaluación, estos precios aumentan cerca de 104% y 91%, al cabo de nueve meses.
3. Complementariamente se encontró evidencia relacionada entorno al cumplimiento de la paridad del poder de compra en Costa Rica durante 1991-2001. Las pruebas de estacionariedad y cointegración 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.

Finalmente, un cuarto trabajo fue producido por León, Laverde y Durán (2002), el cual es afín con el llevado a cabo por Romero. En éste se estimó el coeficiente de pass-through del tipo de cambio en los precios de bienes transables y no transables en Costa Rica, para el corto y el largo plazo. Para ello se utiliza un análisis de mínimos cuadrados, adicionalmente, se explora la dinámica de ajuste de los modelos utilizando el análisis de vectores autorregresivo.

Al igual que Romero, este trabajo plantea que existen determinantes microeconómicos y macroeconómicos que influyen en la estimación el Pass-Through. Dentro de los principales resultados del modelo se encuentra:

1. El coeficiente de Pass-Through para los bienes transables de 13% en el corto plazo y de 68% en el largo plazo.
2. En el caso de los bienes no transables, este coeficiente es de 10% y 52% en el corto y largo plazo, respectivamente.
3. En el largo plazo se incluye un 7% de Pass-Through indirecto producto del efecto de los precios de los transables en los de no transables.
4. El estudio de la dinámica de ajuste de los precios de transables y no transables ante un choque del tipo de cambio mostró una duración de 17 y 27 meses respectivamente.
5. Se mostró una relación de precedencia entre las variaciones de tipo de cambio e inflación, y entre inflación de los transables y de los no transables. Asimismo existe evidencia de un cambio estructural en el modelo de los bienes no transables entre fines de 1995 e inicio de 1996.

En definitiva, esta sección permitió dar un marco de referencia entorno a la evidencia de las variables que inciden en el traslado del tipo de cambio a los precios, tanto en el orden internacional como local. Seguidamente se propone un marco metodológico para el caso de la economía costarricense.

III. MARCO METODOLÓGICO

Esta sección se divide en dos partes: una primera muestra la metodología a aplicar en la comprobación de la teoría de la PPA, mientras que la segunda presenta el método a evaluar en la cuantificación del coeficiente de Pass-Through.

3.1 Comprobación de la PPA

En efecto, el primer acercamiento del estudio examina la relación existente entre precios internos y externos, es decir, prueba la hipótesis de la teoría de la Paridad del Poder de Adquisitivo (PPA) expuesta considerablemente en la primera sección de este trabajo. Recordando, la PPA se define como:

$$P_t = EP_t^* \quad [6]$$

donde:

P_t es el precio en moneda doméstica del bien t,

P_t^* es el precio en moneda internacional del bien t,

E es el tipo de cambio (precio en moneda doméstica de la divisa).

Por ello, la comprobación de esta teoría queda supeditada a la relación entre precios internos y externos (considerando el tipo de cambio como una variable exógena). Para comprobar la hipótesis nula de que los precios internacionales es una variable explicativa en el nivel interno de precios, se recurre a la siguiente regresión:

$$\log(P) = \alpha + \beta_1 * [\log(E) + \log(P^*)] + v_t \quad [7]$$

Esta especificación econométrica es aunada con las pruebas de **causalidad**, **raíz unitaria** y **cointegración**. En cuanto a la primera de ellas, la prueba consiste en realizar una regresión en donde se relacione la variable dependiente con la variable independiente de manera rezaga, así como la misma variable dependiente rezaga, tal y como se ilustra en la ecuación 8 y 9:

$$P_i = \alpha + \beta_1 * P_{i-1} + \dots + \beta_t * P_{i-t} + \beta_1 * P_i^* + \dots + \beta_t * P_{i-t}^* \quad [8]$$

$$P_i = \alpha + \beta_1 * P_{i-1} + \dots + \beta_t * P_{i-t} + \beta_1 * E_i + \dots + \beta_t * E_i \quad [9]$$

La segunda prueba, la de estacionariedad o raíz unitaria, comprueba la hipótesis de que la media y la varianza dependen del tiempo, y tienden a alejarse aún más de cierto valor determinado a medida que transcurre el tiempo. Estas circunstancias permitirían observar cual es la relación a lo largo del tiempo entre los precios internos y externos. Así la hipótesis nula bajo esta prueba es que el tipo de cambio real sigue una caminata aleatoria (raíz unitaria), con la hipótesis alternativa de que en el largo plazo se cumple la PPA.

Para llevar a cabo estas pruebas se sigue la metodología Dickey y Fuller que es planteada en el libro Introducción a la Econometría de Maddala (1996). Básicamente, este proceso consiste en la estimación de dos modelos: el primero, que relaciona la variable dependiente de manera rezagada (es decir, los precios internos), tal y como se ilustra en la siguiente ecuación:

$$p_i = \alpha + \delta * p_{i-1} + \varepsilon_t \quad [10]$$

Bajo la hipótesis $H_0: \delta = 1$

Conjuntamente se debe determinar la hipótesis de que una serie de tiempo pertenece a la clase TSP (procesos de tendencia estacionaria), contra la alternativa de que pertenece a la clase DSP (proceso de diferencia estacionaria), dicha prueba la utiliza Nelson y Plosser a través de una prueba desarrollada por Dickey y Fuller. La prueba consiste en estimar el modelo:

$$p_i = \alpha + \beta * t + \delta * p_{i-1} + \varepsilon_i \quad [11]$$

donde

P_i son los precios internos en el periodo i ,

t es una variable de tendencia,

ε_i es el error estocástico en el periodo i .

Se resuelve la ecuación 6 bajo las hipótesis planteadas de que:

1. Pertenece a DSP si la hipótesis conjunta $H_0 : \delta = 1, \beta = 0$
2. Pertenece a TSP si la hipótesis conjunta $H_1 : \delta < 1, \beta = 1$

Finalmente, la tercera prueba de comprobación de la PPC es la de cointegración. Esta prueba está estrechamente relacionada con la anterior (raíz unitaria), la cual aplica siempre y cuando se verifique que los residuos de una regresión son integradas de orden cero o estacionarias.

Esta prueba evalúa relaciones de largo plazo de las variables, ubicado en el contexto de esta investigación se tiene que la teoría de la paridad del poder de compra especifica que en el equilibrio a largo plazo, los tipos de cambio se ajustarían para eliminar diferencias en el poder de compra entre economías diferentes.

Greene (1999) establece que para llevar a cabo el análisis de cointegración se puede desarrollar dos métodos distintos. El primero de ellos es el de Engle y Granger, el cual básicamente evalúa si los errores de ecuaciones en equilibrio estimadas uniecuacionalmente parecen ser estacionarios. El segundo método es dado por Johansen (1988) basado en los vectores autorregresivos (VAR).

La primera prueba es básicamente desarrollar la ecuación 5 y realizar la prueba de hipótesis a los residuos bajo el contraste Dickey-Fuller.

Para efectuar la prueba de Johansen se considera un VAR de orden p , tal como el que sigue:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad [12]$$

donde

y_t es una variable endógena,

x_t es un vector de variables determinísticas,

ε_t es el vector de innovaciones.

Aplicando la primera diferencia, la expresión puede escribirse como:

$$\Delta y_t = \prod y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma \Delta y_{t-1} + Bx_t + \varepsilon_t \quad [13]$$

donde

$$\prod = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

El teorema de representación de Granger afirma que si la matriz de coeficientes \prod tiene rango reducido $r < k$, entonces existen matrices $k \times r$, denominadas α y β , cada una con rango r tales que $\prod \alpha \beta'$ y $\beta' y_t$ es integrada de orden cero $I(0)$. En este caso, cada columna de β es un vector de cointegración.

En definitiva, el método Johansen consiste en estimar la matriz \prod a partir de un VAR sin restricciones y probar si se pueden rechazar las restricciones implicadas por el rango reducido de \prod .

3.2 Estimación del Pass-Through

A. Cuantificación del traslado mediante un Modelo Lineal Multivariado

En la cuantificación del traslado del tipo de cambio existen una serie de variables que juegan un papel trascendental en la configuración de un adecuado modelo. Esta situación ya se expuso en la primera sección.

Debido a las características de la economía costarricense, un modelo de pass-through oportuno para efectos de esta investigación, es sugerido por León, Morera y Ramos (2001), definido por la siguiente ecuación:

$$\pi_{t,t+j} = \alpha + \beta_1 * DEV_{t-1,t+j-1} + \beta_2 * TCR_{t-1} + \beta_3 * GAP_{t-1} + \beta_4 * \pi_{t-1} + \beta_5 * AC_{t-1} + \varepsilon_t \quad [14]$$

Donde las variables se definen como:

π es la tasa de inflación

DEV es la tasa de devaluación nominal

TCR es el tipo de cambio real

GAP es la brecha del producto

π_{t-1} es la tasa de inflación inercial

AC es el grado de apertura comercial

ε_t son las perturbaciones

El paso siguiente es sugerir las hipótesis esperadas del signo de cada variable exógena. Según lo establecido en el marco teórico, es de esperar una relación directa entre la variación en el tipo de cambio y la variación de los precios (medida por los distintos índices), este resultado es lo que se conoce como el grado de pass-through.

Seguidamente, el efecto reseñado del coeficiente del diferencial del tipo de cambio real debe ser positivo, esto dado que las devaluaciones van a inducir a inflaciones progresivas. Este mismo signo es esperado en lo referido a la inflación inercial o del periodo anterior, a razón de que entre mayor sea el nivel de inflación, mayor el grado en el que se da el pass-through pues los empresarios tienen menos riesgos a que el cambio en el precio de sus bienes sea percibido como un cambio en los precios relativos. En la misma vía, se esperaría una relación positiva entre la brecha del PIB y los precios, lo cual León (2001) denomina como el ciclo de la economía. La justificación de este resultado esperado es que si la economía se encuentra en un ciclo expansivo podrá transferir las devaluaciones a precios, pero si está en recesiones este traslado no será tan fácil y rápido.

Por último, el grado de apertura económica podría tener cualquiera de los dos signos. Por un lado puede llegar a ser positivo ya que entre más abierta sea la economía, mayor sería el impacto de una devaluación sobre los precios internos. Pero a la vez, el signo depende del tipo de organización del mercado, de modo que conforme aumenta el proceso

de apertura es posible que los sectores económicos importantes se vean expuestos a una mayor competencia. En ese sentido, la relación precios e inflación podría ser negativa, dado que para no perder participación de mercado, prefieren reducir los precios⁶.

Ahora bien, el dotar a este modelo de características de largo plazo, supone que la inflación alcanzará un nivel de estado estacionario. Lo anterior conlleva a que en el largo plazo, las tasas de inflación son iguales período a período ($\pi \approx \pi_{-1}$), por lo tanto, se reformula el modelo de pass-through de corto plazo, concluyendo en:

$$\pi = \alpha + \beta_1 * DEV + \beta_2 * TCR + \beta_3 GAP + \beta_4 * \pi + \beta_5 * AC + \varepsilon_T \quad [15]$$

Despejando las inflaciones se obtiene el siguiente modelo de pass-through de largo plazo:

$$\pi = \delta_0 + \delta_1 * DEV + \delta_2 * TCR + \delta_3 GAP + \delta_5 * AC + \nu_t \quad [16]$$

Donde la elasticidad de largo plazo se define como $\delta_i = \frac{\beta_i}{1 - \beta_4}$

La cuantificación del pass-through se complementa con la realización de las funciones de impulso y respuesta. El objetivo de estas funciones es cuantificar la desviación (respuesta) que presentarían los precios con respecto a su equilibrio de largo plazo en los periodos posteriores a raíz de una perturbación transitoria (impulso) en las variables exógenas, como por ejemplo la devaluación. Estos resultados permiten explicar la dinámica del ajuste ante cambios en algunas de las variables fundamentales.

Para efectuar este método se sigue el planteamiento sugerido por Romero (2002) quien representa el VAR como:

$$y_t = \nu + \Delta(L)y_t + \varepsilon_t \quad [17]$$

⁶ Kenneth Rogoff en su artículo titulado: **La desinflación: ¿una ventaja de la globalización?**, sugiere que los precios están relacionados inversamente con la competencia y apertura en general, es decir, los mayores niveles de competencia de los mercados inciden en la disminución de los precios internos de las economías.

Luego, considerando una condición de estabilidad en el modelo se tiene:

$$\begin{aligned}\bar{y}_t &= [I - \Delta(L)]^{-1}(\nu + \varepsilon_t) \\ &= (I - \Delta)^{-1}\nu + \sum_{i=0}^{\infty} \Delta^i \varepsilon_{t-1}\end{aligned}\quad [18]$$

Esta ecuación queda definida como:

$$\bar{y}_t = \bar{\nu} + \varepsilon_t + \Delta \varepsilon_{t-1} + \Delta^2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad [19]$$

Se supone que por algún tiempo el sistema se encuentra en equilibrio, o sea que:

$$y_{t-2} = y_{t-1} = \bar{y}$$

Con lo cual verifica que:

$$y_{t-1} = \nu + \Delta y_{t-2} \Rightarrow \bar{y} = \nu + \Delta \bar{y} \quad [20]$$

Ahora, se asume que se presenta una innovación ν_0 en el periodo cero y que no se presentan más innovaciones posteriormente. Así, iterando las ecuaciones 12 y 15, se puede obtener la trayectoria futura de la variable y :

$$\begin{aligned}y_t &= \nu + \Delta y_{t-1} + \nu_0 = \nu + \Delta \bar{y} + \nu_0 = \bar{y} + \nu_0 \Rightarrow y_t - \bar{y} = \nu_0 \\ y_{t+1} &= \nu + \Delta y_t = \nu + \Delta(\bar{y} + \nu_0) = \bar{y} + \Delta \nu_0 \Rightarrow y_{t+1} - \bar{y} = \Delta \nu_0 \\ &\vdots\end{aligned}$$

Así, sucesivamente hasta:

$$y_{t+m} = \nu + \Delta y_{t+m} = \nu + \Delta(\bar{y} + \Delta^{m-1} \nu_0) = \bar{y} + \Delta^m \nu_0 \Rightarrow y_{t+m} - \bar{y} = \Delta^m \nu_0 \quad [21]$$

En definitiva, a partir de la relación $y_{t-m} - \bar{y} = \Delta^m \nu_0$, se obtiene la respuesta de la variable y_t en el periodo m a una innovación de magnitud λ_0 en la variable y_c , en el periodo cero.

B. Cuantificación del Pass-Through mediante Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas (SUR)⁷

Un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas es un caso muy específico de un sistema de ecuaciones simultáneas, en el que la correlación entre las ecuaciones se origina entre los errores de éstas y no en la incorporación de variables endógenas como variables predeterminadas en otras ecuaciones del sistema, tal y como ocurre en un caso típico de ecuaciones simultáneas.

En definitiva, cuando se recurre al método SUR, se supone que existe una correlación identificable de los términos de error entre las ecuaciones del sistema, lo cual no debe confundirse con el problema de autocorrelación, es decir, la correlación de los errores dentro de la misma ecuación.

En este sentido, se puede especificar un sistema SUR tal como sigue:

$$\begin{aligned}
 Y_{1t} &= \beta_1 + \beta_2 X_{1i} + \beta_3 X_{2i} + \dots + \beta_{ki} X_{ki} + \varepsilon_{1i} \\
 Y_{2t} &= \beta_1 + \beta_2 X_{1i} + \beta_3 X_{2i} + \dots + \beta_{ki} X_{ki} + \varepsilon_{2i} \\
 Y_{3t} &= \beta_1 + \beta_2 X_{1i} + \beta_3 X_{2i} + \dots + \beta_{ki} X_{ki} + \varepsilon_{3i} \\
 &\vdots \\
 Y_{Mt} &= \beta_1 + \beta_2 X_{1i} + \beta_3 X_{2i} + \dots + \beta_{ki} X_{ki} + \varepsilon_{Mi} \quad [22]
 \end{aligned}$$

donde

Y_{Mi} son las variables endógenas

X_{ki} son las variables exógenas

ε_{Mi} son los errores que están asociadas a cada ecuación.

En el caso en que las ecuaciones fueran completamente independientes en el sentido de la variabilidad de alguna de las variables endógenas no afectara el comportamiento de alguna otra ecuación, cada una de las ecuaciones podría ser estimada

⁷ La definición de método SUR proviene del nombre que recibe en inglés este sistema de ecuaciones (Seemingly Unrelated Regressions).

con el uso de mínimos cuadrados ordinarios, con resultados de estimadores insesgados y con errores cuadrados medios que pueden no ser elevados.

Sin embargo, esta estimación podría ser incorrecta si se detectara algún movimiento simultáneo de todas las ecuaciones originado por una supuesta relación contemporánea entre los distintos términos de error que no se origina por la presencia de variables endógenas predeterminadas en las ecuaciones.

Un punto general importante es señalado por Araya y Muñoz (1996): “*el número de variables exógenas no tiene que ser el mismo para cada una de las ecuaciones. Es más, la eficiencia del método SUR aumenta en el tanto las variables muestren una menor asociación entre ecuaciones*”.

Los mismos autores plantean una especificación del modelo general de la siguiente forma:

$$Y_m = X_m \beta_m + \varepsilon_m \quad [23]$$

donde $m=1,2,\dots,M$. Lo anterior es la representación matricial de la m-ésima ecuación del sistema [17]. En este sentido, al considerar las M ecuaciones de forma matricial se tiene la siguiente representación:

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & \mathbf{O} & \dots & \mathbf{O} \\ \mathbf{O} & X_2 & \dots & \mathbf{O} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{O} & \mathbf{O} & \dots & X_M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_M \end{bmatrix} \quad [24]$$

Ahora, dado que ε_{mi} es el valor observado del término de error de la m-ésima ecuación en el i-ésimo periodo, el supuesto de correlación contemporánea de los errores, pero no correlación serial, implica que:

$$E[\varepsilon_{mi} \varepsilon_{js}] = \sigma_{mj} \quad [25]$$

donde:

ε_{js} es el valor observado del término error de la j-ésima ecuación en el s-ésimo periodo.

Así, cuando los errores i y s coinciden existe una covariancia diferente de cero entre los errores de las ecuaciones m y j .

En forma matricial se puede especificar una matriz de variancias y covariancias para las ecuaciones m y j como:

$$E[\varepsilon_m \varepsilon_j'] = \sigma_{mj} I_N \quad [26]$$

Para los M vectores de términos de errores existe una matriz de variancias y covariancias que asume la siguiente forma:

$$\Phi = E[\varepsilon_m \varepsilon_j'] = \begin{bmatrix} \sigma_{11} I_N & \sigma_{12} I_N & \cdots & \sigma_{1M} I_N \\ \sigma_{21} I_N & \sigma_{22} I_N & \cdots & \sigma_{2M} I_N \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1} I_N & \sigma_{2M} I_N & \cdots & \sigma_{MM} I_N \end{bmatrix} = \Sigma \otimes I_N \quad [27]$$

donde

\otimes es el producto de Kronecker ⁸

Σ es la matriz de variancias y covariancias de la forma:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1M} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1} & \sigma_{2M} & \cdots & \sigma_{MM} \end{bmatrix} = \Sigma \otimes I_N \quad [28]$$

La matriz anterior presenta las características de que es simétrica (se supone positiva definida) y no es singular.

⁸ Este tipo de producto es un cálculo que ayuda a condensar la notación cuando se trata con conjuntos de modelos de regresión. Para un mayor detalle, véase Greene, W (1999). *Análisis econométrico*. pp. 30. Prentice Hall. Madrid, España.

En cuanto a la estimación de este método, se debe partir de la condición de si se conoce o no la matriz de variancias y covariancias. En el caso de que sea **conocida**, el procedimiento de estimación corresponde al de mínimos cuadrados generalizados. En este caso el estimador toma la forma:

$$\hat{\beta} = [X' \Phi^{-1} X]^{-1} X' \Phi^{-1} Y \quad [29]$$

Araya y Muñoz destacan tres aspectos sobre la eficiencia (mínima variancia) de los estimadores SUR: primero, cuanto más elevada la correlación contemporánea de los términos de error entre ecuaciones, mayor será la ganancia de eficiencia del estimador generalizado. Segundo, si esta correlación es muy baja, no hay una ganancia importante por aplicar la regresión SUR a las ecuaciones en vez de utilizar los mínimos cuadrados ordinarios (MCO) en cada ecuación. Tercero, si cada una de las ecuaciones del sistema tiene las mismas variables exógenas, entonces los estimadores SUR son equivalentes a los mínimos cuadrados ordinarios.

Por otra parte, en el tanto la matriz de variancias y covariancias **no sea conocida**, tal y como ocurre en la práctica econométrica, es necesario recurrir a una estimación preliminar de los errores. Este procedimiento se logra alcanzar mediante la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios a cada una de las ecuaciones del sistema. Si bien las variancias y covariancias calculadas con estos errores mínimos cuadráticos son segados en muestras pequeñas, tienen la propiedad de consistencia, lo cual permite continuar con el método SUR. Por tanto, si se define $\hat{\Sigma}$ como la matriz de variancias y covariancias conformadas por las estimaciones MCO, el correspondiente estimador mínimo cuadrático generalizado asume la forma⁹:

$$\hat{\beta} = \left[X' \left(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I \right) X \right]^{-1} X' \left(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I \right) Y \quad [30]$$

Empero, existe otro estimador con propiedades asintóticas más deseables: el iterativo. Una vez que se cuenta con el estimador de Zellner, se calculan los errores y variancias a partir de ellos, y luego se aplica un nuevo cálculo de mínimos cuadrados generalizados. Este procedimiento se repite hasta que la función de verosimilitud alcance un máximo.

⁹ Este estimador se conoce como el estimador mínimo cuadrático generalizado de Zellner

IV. DESCRIPCIÓN DEL ENTORNO ECONÓMICO COSTARRICENSE

Esta sección tiene dos fines: en primer lugar, detallar el comportamiento de las principales variables de política económica de Costa Rica y con esto visualizar las condiciones económicas que imperaron en los últimos seis años. En una segunda parte, se realiza un breve análisis tendencial y estadístico de las variables claves en la cuantificación del traslado del tipo de cambio, a saber: *la tasa de inflación, el ritmo de devaluación, el tipo de cambio real y el índice de actividad económica*.

4.1 Comportamiento de las principales variables de política económica en Costa Rica para el periodo de 1999 a 2004

A continuación se muestra la dirección que han tenido las diversas políticas económicas en el país durante los últimos seis años, lo cual ilustra un estudio de coyuntura de mediano plazo. Asimismo, sirve de base para poder determinar el tipo de tendencia. De manera general, el análisis consiste en una evaluación y descripción de las variables fundamentales de política económica de nuestro país en seis sentidos: *variables monetarias, crediticias, cambiarias, comerciales, salariales y fiscales*.

Desde principios del año 1999 y hasta el 2004, la economía costarricense ha sufrido diversos cambios en sus políticas económicas, y la razón de ello es, fundamentalmente, que el entorno internacional ha ostentando cambios significativos lo cual generó un estancamiento en los niveles económicos mundiales. El país ha tenido que bregar con estos problemas internacionales y es por ello que el orden de las decisiones de política internas ha sido muy volátil durante este periodo.

En efecto, las autoridades costarricenses han usado las distintas y diversas variables económicas de manera que se guíe lo mejor posible la economía costarricense, siempre en la búsqueda constante del crecimiento económico. A manera de resumen, en la tabla 1 se presenta el comportamiento de las variables fundamentales.

Las variables monetarias han sido manejadas en el orden de estabilizar el nivel interno de precios, según lo establecen los distintos programas monetarios del BCCR. El encaje mínimo legal aunado con las captaciones de parte del BCCR, mediante Operaciones de Mercado Abierto, han provocado niveles inflacionarios menores a los observados a inicios de la década de los noventa (inflaciones por encima del 20%), e incluso, dando como resultados inflaciones de un solo dígito, esto para el 2002 y 2003. Sin embargo, esta particularidad da un giro importante para el año 2004, dado que los principales indicadores de precios registran incrementos por encima del último quinquenio. Esta aceleración en los precios cambia por completo las proyecciones que realizó el BCCR en su programa monetario, ya que éste planeó una inflación del 9%, cifra que fue superada en el mes de agosto (al cierre del año 2004, la inflación se ubicó en un nivel cercano al 13%).

Tabla N° 1: Comportamiento de las principales variables de política económica de Costa Rica

	Variable	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Monetaria	Inflación (%)	10,1	10,3	11,0	9,7	9,9	13,1
	Reservas Internacionales BCCR (millones \$)	1.472,1	1.317,7	1.379,8	1.496,4	1.836,1	1.917,8
	Saldo de Operaciones de Mercado Abierto al final de cada año (millones ₡)	337.083,0	338.651,0	198.812,0	337.761,0	438.869,6	479.483,1
	Encaje Mínimo Legal Promedio(%)	14,0	13,0	9,0	6,0	8,0	10,0
Crediticia	Saldo Crédito Interno neto total SBN (millones ₡)	1.169.159,3	1.407.697,2	1.483.403,1	1.890.978,1	2.326.026,8	2.928.335,0
	Saldo Crédito al sector privado (millones ₡)	792.507,0	1.030.787,0	1.269.947,1	1.541.280,2	1.848.264,7	2.179.322,0
	Tasa básica pasiva promedio del año (%)	22,0	17,1	15,1	17,2	15,7	13,6
	Tasa activa promedio del año (%)	29,5	27,5	26,5	27,0	26,6	25,2
Comercial y cambiaria	Exportaciones totales (millones \$)	6.576,4	5.813,4	4.923,2	5.259,3	6.131,8	6.301,5
	Importaciones totales (millones \$)	5.996,1	6.023,8	5.743,3	6.534,6	7.245,4	8.268,0
	Déficit comercial (millones ₡)	580,3	-210,4	-820,1	-1.275,3	-1.113,6	-1.966,5
	Exportaciones a E.E.UU respecto al total de exportaciones (%)	51,4	51,8	49,7	50,2	46,5	48,2
	Devaluación del colón respecto al dólar (%)	9,9	6,6	7,4	10,8	10,5	9,5
	Índice de tipo de cambio real efectivo multilateral	101,4	98,8	96,6	102,2	109,0	107,4
Fiscal	Gasto Gobierno Central (millones ₡)	646.425,0	739.274,0	848.376,0	1.021.564,0	1.140.933,0	1.347.426,0
	Ingreso Gobierno Central (millones ₡)	547.434,0	599.101,0	704.130,0	781.978,0	925.482,0	1.190.392,0
	Déficit del Gobierno Central (millones ₡)	-98.991,0	-140.173,0	-144.246,0	-239.586,0	-215.451,0	-157.034,0
Salarios	Incrementos en los salarios al sector privado	11,2	10,4	12,9	7,7	9,8	11,0
	Tasa de crecimiento del PIB (a precios de 1994)	8,2	1,8	1,0	2,9	6,5	3,9

Fuente: Banco Central de Costa Rica (BCCR), Ministerio de Comercio Exterior (COMEX) y Cámara de Comercio de Costa Rica.

Notas: Las cifras del 2004 corresponden al mes de junio de 2004. El crecimiento del PIB del 2004 es previsto en el programa monetario del año 2004-2005

Asimismo, en el año 2003 el nivel de reservas en poder del Banco Central se incrementó un 28% en relación con el año 2000, la justificación radica en los incrementos cercanos a los \$300 millones en los flujos de capital (inversión extranjera directa) de agentes externos al país.

Por otra parte, el financiamiento ha crecido en gran medida a partir del 2001, el cual provoca incrementos en la producción nacional y por tanto reactivación en ésta. De modo que el crédito real creció un 13% en promedio durante los últimos tres años. Este aumento en el crédito fue incentivado por la baja en la tasa de interés activa.

Las políticas comerciales han dado frutos satisfactorios, aumentando el volumen de comercio exterior. No obstante, las importaciones crecieron a una mayor tasa que las exportaciones lo cual generó un déficit que durante los tres últimos años supera €1.000 millones (en diciembre de 2004, éste fue casi el doble). La tasa de devaluación del colón respecto al dólar se ubicó cercana al 10% y se mueve paralela a la tasa de inflación.

La política fiscal es importante debido a que los continuos déficits gubernamentales implican mayores obligaciones de parte del gobierno y por tanto mayores niveles de financiamiento, para lo cual brinda altas tasa de interés y con ello “estruja” el mercado local. En este sentido, Costa Rica ha mostrado altos niveles de déficit fiscal, por lo cual se han propuesto diversos planes con el fin de mitigar esta problemática.¹⁰

Finalmente, los ajustes en los salarios mínimos al sector privado se realizan de manera retroactiva de acuerdo al crecimiento de los precios internos. Desde 1999 a 2003 estos incrementos han sido en promedio cercanos al 10% en donde los últimos dos años se registraron porcentajes por debajo de este valor. En términos reales, los salarios no han crecido, por lo tanto existe la pérdida de poder adquisitivo de los diversos agentes económicos.

4.2 Comportamiento de las variables fundamentales en la cuantificación del Pass-Through

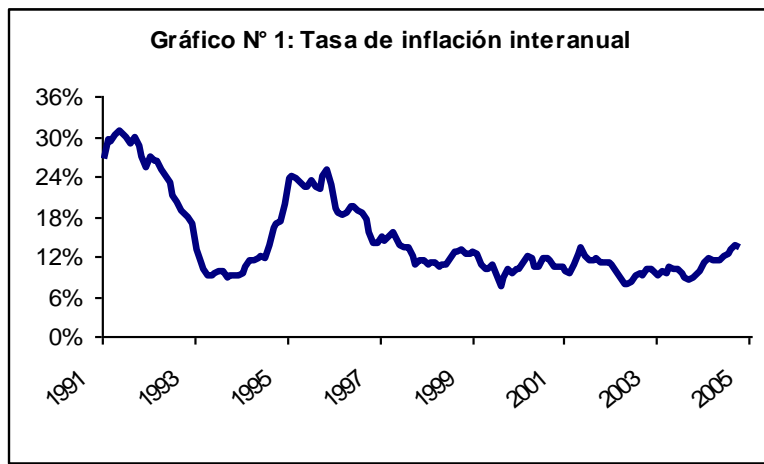
Seguidamente se presenta una descripción de las variables fundamentales utilizadas en la cuantificación del traslado del tipo de cambio. Esta descripción se brinda en dos sentidos, uno es un análisis histórico del comportamiento de cada una de las variables y el otro es un análisis estadístico de las mismas.

¹⁰ Actualmente se encuentra en discusión en la Asamblea Legislativa el Proyecto de Reforma Estructural (expediente 14854) o lo que es lo mismo que el comúnmente denominado Pacto Fiscal, el cual dentro de sus objetivos está el reformular el sistema actual tributario, consiguiendo un impuesto de renta universal y con esto nuevos ingresos.

A. Descripción histórica

El principal indicador del comportamiento de los precios internos es contemplado mediante el índice de precios al consumidor (IPC). El Banco Central de Costa Rica lo define como “*el gasto que los hogares realizan en determinada canasta de consumo*”. El IPC se compone de 264 rubros, se recolectan alrededor de 12.000 precios en 900 establecimientos en el área geográfica seleccionada, se construye a partir de la fórmula de Laspeyres modificada y se calcula para ocho grupos¹¹.

De esta forma, la comparación del resultado de este índice, para dos momentos diferentes en el tiempo, se obtiene el crecimiento promedio de los precios al consumidor en ese lapso, o comúnmente denominado tasa de inflación. El comportamiento de esta variable es ilustrado en el gráfico adjunto.

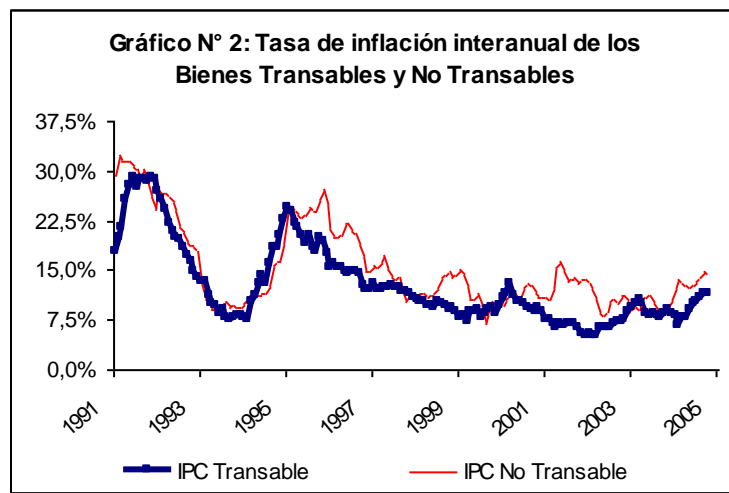


Fuente: Banco Central de Costa Rica

Tal y como aprecia en el gráfico anterior, la tasa de inflación interanual en Costa Rica presentó niveles relativamente altos a principios de la década de los noventa, de modo que, entre enero de 1991 y enero de 1993, la inflación promedio se ubicó cercana a 25,5%. Entre febrero de 1993 y febrero de 1995, la tasa de inflación promedio alcanzó un valor de 12,2%, es decir disminuyó alrededor de la mitad de lo que ocurrió dos años precedentes a esa fecha. Los cambios en los precios se aceleraron nuevamente para el quinquenio comprendido de 1995 a 1999; sin embargo, en los últimos años la tasa de inflación se ha logrado estabilizar en valores cercanos al 11%.

¹¹ Para mayor profundidad revisar la metodología de cálculo del IPC establecida en www.bccr.fi.cr.

En este mismo sentido, la tasa de inflación puede segregarse de acuerdo al tipo de bienes que se esté comerciando. Así, con el gráfico 2 se puede apreciar la inflación mostrada desde 1991 por los bienes transables, la cual ha sido históricamente menor que el cambio en los precios de los bienes no transables¹². No obstante, la relación del precio relativo de los bienes transables ha disminuido considerablemente en los últimos cinco años.



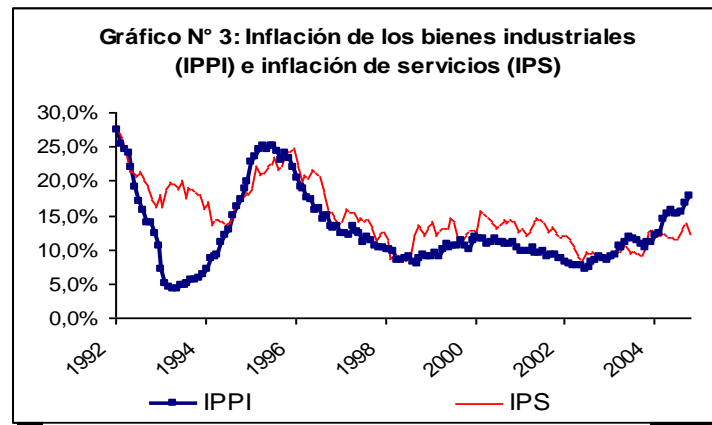
Fuente: Banco Central de Costa Rica

En la canasta del IPC, la participación de los bienes no transables es mayor que la de los bienes transables. Específicamente, los no transables representan poco menos de dos terceras partes del total de bienes, mientras que los transables tan solo constituyen alrededor de una tercera parte.

De manera adicional, el gráfico 3 muestra el comportamiento que ha exhibido tanto el índice de precios al productor industrial (IPPI) como el índice de precios de precios de servicios (IPS). Tal y como es de esperar, el primero exhibe resultados similares a los obtenidos en el índice de precios de los bienes transables, con una diferencia relevante hacia finales del año 2003 y hasta el 2004. Para este periodo en comentario los precios transables se estabilizaron alrededor de una media del 10%, mientras que los precios de los bienes industriales mostraron una tendencia creciente, alcanzando, en octubre de 2004, un valor interanual del 17,7%, el mayor conseguido desde marzo de 1996.

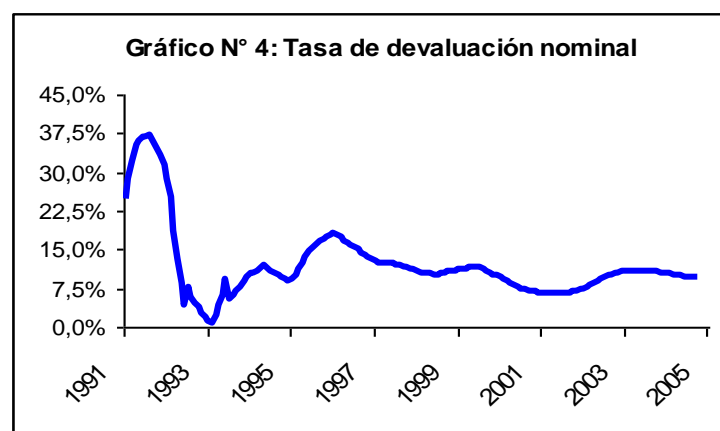
¹² Un bien se denota como no transable cuando se incorpora el costo de transporte de negociar dichos bienes, y con ello elimina la ventaja competitiva que podría devengar, por lo cual no entran en el comercio internacional.

Por otra parte, los precios a los servicios responden a una característica relacionada con los bienes no transables, por lo cual es de esperar que su comportamiento sea similar a los resultados del índice de precios de los bienes no transables. Efectivamente, la comparación entre ambos índices se asemeja tan solo teniendo una diferencia transitoria en el periodo que abarca de enero de 1993 a julio de 1994.



Fuente: Banco Central de Costa Rica

Por su parte, el ritmo de devaluación del colón respecto al dólar presentó, al igual que la inflación, variantes considerables, particularmente en los primeros cinco años de la década de los noventa. Precisamente, mientras que en la mitad del año 1991 se presentó una tasa de devaluación interanual cercana al 37%, ésta disminuyó importantemente en el primer cuatrimestre de 1993, para luego acelerarse y llegar al 18% en febrero de 1996. Desde entonces, el tipo de cambio ha crecido a un ritmo cada vez más bajo logrando conseguir, entre junio del 2000 y junio del 2002, los menores resultados de los últimos diez años, cuando la tasa de devaluación promedio fue de 7,3%. Para el último bienio la tasa de devaluación fue equivalente a la tasa de inflación ubicándose en valores medios del 10%.



Fuente: Banco Central de Costa Rica

B. Descripción estadística de las variables fundamentales

En la tabla 2 se resumen las principales estadísticas descriptivas de las variables que se analizaron en el punto anterior. Entre los diversos índices de precios que se examinaron, se encontraron valores medios no muy disímiles entre sí, cuya desviación estándar fue cercana al 6%.

Tabla N° 2: Estadísticas descriptivas de las variables fundamentales en la determinación del Pass-Through. Periodo 1991-2003.

	IPC	IPC Transable	IPC No Transable	IPPI	ISI	Tasa Devaluación
Promedio	13,67%	11,92%	14,50%	12,66%	15,07%	10,77%
Mediana	11,99%	10,40%	13,01%	11,00%	14,00%	10,61%
Máximo	32,33%	34,90%	33,90%	30,00%	29,00%	36,04%
Mínimo	5,72%	3,36%	3,23%	4,00%	6,00%	0,8%
Desviación Estándar	5,92%	5,95%	6,38%	6,27%	5,67%	5,43%
Asimetría	1,21	1,21	1,02	1,03	0,62	0,91
Curtosis	3,70	4,25	3,47	3,11	2,55	7,87

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Costa Rica

El máximo valor lo alcanzó el índice de precios de los bienes transables (34,9%), mientras que a diferencia de esto el menor resultado lo obtuvo el índice de precios de los bienes no transables.

Respecto al ritmo de devaluación se tiene que éste conservó una media del 10,77%, durante el periodo analizado, obteniendo un valor máximo ligeramente superior al 36%. En contraste con esto, el mes de febrero de 2003 experimentó la menor tasa de devaluación interanual de todo el periodo (0,8%).

En la tabla 3 se presenta las correlaciones existentes entre las distintas variables que se han comentado. El índice de precios al consumidor (IPC) tiene la mayor correlación con el índice de precios al consumidor de los bienes no transables (IPCNT), lo cual es de esperar por cuanto este último es una combinación lineal del IPC, ya que participa en dos terceras partes de la cuantificación del IPC.

Asimismo, el IPPI y el ISI presentan los mayores niveles de correlación con el IPC, las mismas son del 86% y 74%, respectivamente. Además, la relación entre ambos índices de precios es la menor en comparación con los restantes índices, según se puede apreciar en la tabla adjunta.

Tabla N° 3: Matriz de Correlación de las variables fundamentales en la determinación del Pass-Through.

	IPC	IPC Transable	IPC No Transable	IPPI	ISI	Tasa Devaluación
IPC	1	0,858864	0,979039	0,860092	0,739127	0,356544
IPC Transable	0,858864	1	0,740461	0,79735	0,665469	0,349376
IPC No Transable	0,979039	0,740461	1	0,813368	0,710311	0,335619
IPPI	0,860092	0,79735	0,813368	1	0,60691	0,49779
ISI	0,739127	0,665469	0,710311	0,60691	1	0,282686
Tasa Devaluación	0,356544	0,349376	0,335619	0,49779	0,282686	1

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Costa Rica

Empero, lo que resulta importante es analizar la correlación existente entre la tasa de devaluación y los diferentes índices, ya que el objetivo de esta investigación es cuantificar, si es que existe, esta relación. Las correlaciones se caracterizan por ser todas positivas y ninguna con una relación estrechamente fuerte. La relación de la devaluación con el IPPI es la de mayor valor (50%), seguida de la relación con el IPC (35,6%).

En este mismo sentido, la matriz de covarianza brinda información estrechamente referida a las relaciones entre variables fundamentales. Al igual que el caso de la matriz de correlaciones, la relación entre el índice de precios al consumidor (IPC) e índice de precios al consumidor de bienes no transables (IPCNT), luce los mayores resultados.

Tabla N° 4: Matriz de Covarianza de las variables fundamentales en la determinación del Pass-Through.

	IPC	IPC Transable	IPC No Transable	IPPI	ISI	Tasa Devaluación
IPC	0	0,003008	0,003674	0,003174	0,002464	0,001139
IPC Transable	0,003008	0	0,002795	0,00296	0,002231	0,001123
IPC No Transable	0,003674	0,002795	0	0,003235	0,002552	0,001155
IPPI	0,003174	0,00296	0,003235	0	0,002144	0,001685
IPS	0,002464	0,002231	0,002552	0,002144	0	0,000865
Tasa Devaluación	0,001139	0,001123	0,001155	0,001685	0,000865	0

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Costa Rica

El análisis de causalidad entre variables permite estudiar más a fondo la relación entre las mismas. Para ello se realiza el test de Granger, cuyo análisis lo que prueba es si estadísticamente se puede detectar la dirección de causalidad (relación causa y efecto) cuando hay una relación temporal del tipo adelantado-rezagado entre dos variables.

La prueba de causalidad es un enfoque de Vectores Autorregresivos (VAR) en donde se evalúa cuanto del valor de la variable y en el periodo t puede ser explicado por

los valores pasados de la misma variable y , y luego analizar si la incorporación de valores rezagados de x puede mejorar esta explicación. Así se tiene:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_i y_{t-i} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_i x_{t-i} \quad [31]$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_i x_{t-i} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_i y_{t-i} \quad [32]$$

En definitiva, se dice que y es causado en el sentido de Granger si los coeficientes de los rezagados de y y x en la ecuación son significativos. Bajo lo anterior, la hipótesis nula es que la variable x no causa a y en la primera regresión, y que la variable y no causa a x en la segunda regresión.

Tabla N° 5: Resultados de la prueba de Causalidad de Granger

Hipótesis Nula	F-Estadística	Probabilidad
IPCT no Granger Causa IPC	298.940	0.05334
IPC no Granger Causa IPCT	135.689	0.26062
IPCNT does no Granger Causa IPC	303.129	0.05124
IPC no Granger Causa IPCNT	506.513	0.00744
IPPI no Granger Causa IPC	794.606	0.00053
IPC no Granger Causa IPPI	293.265	0.05634
IPS no Granger Causa IPC	0.83766	0.43475
IPC no Granger Causa IPS	430.340	0.01524
DEV no Granger Causa IPC	488.471	0.00882
IPC no Granger Causa DEV	170.548	0.18521
IPCNT no Granger Causa IPCT	134.825	0.26284
IPCT no Granger Causa IPCNT	479.202	0.00962
IPPI no Granger Causa IPCT	462.876	0.01121
IPCTANU no Granger Causa IPPI	0.05948	0.94228
IPS no Granger Causa IPCT	113.674	0.32363
IPCT no Granger Causa IPS	479.674	0.00957
DEV no Granger Causa IPCT	455.297	0.01204
IPCT no Granger Causa DEV	486.993	0.00894
IPPIA no Granger Causa IPCNT	864.776	0.00028
IPCNT no Granger Causa IPPI	305.491	0.05009
IPS no Granger Causa IPCNT	137.532	0.25595
IPCNT no Granger Cause IPS	237.043	0.09696
DEV no Granger Causa IPCNT	426.185	0.01585
IPCNT no Granger Causa DEV	0.74579	0.47612
IPS no Granger Causa IPPI	116.623	0.31437
IPPI no Granger Causa IPS	300.115	0.05275
DEV no Granger Causa IPPI	345.669	0.03409
IPPI no Granger Causa DEV	0.05662	0.94497
DEV no Granger Causa IPS	427.834	0.01561
IPS no Granger Causa DEV	124.157	0.29190

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Costa Rica

En la tabla 5 se presenta los resultados de la prueba de Granger, en donde se encuentra, de modo general, evidencia estadística de que los pasados del ritmo de devaluación pueden afectar el nivel corriente de la tasa de inflación mediada por los distintos índices.

Finalmente, no se encontró evidencia, en cuatro de los cinco índices de precios analizados, de la relación causal de que los diferentes índices de precios afecten a la tasa devaluación. El IPC de los bienes transables fue el único índice el cual sí presentan causación.

V. ANÁLISIS DE RESULTADOS

En esta sección se muestra los resultados obtenidos en la presente investigación. Estos resultados son derivados en dos vías, por una parte la comprobación del cumplimiento de la Teoría de la Paridad de Adquisitivo (PPA) y por otra la cuantificación del Pass-Through del tipo de cambio, según los diversos índices evaluados.

5.1 Comprobación de la Teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA)

Para poder llevar a cabo esta comprobación, se estimó la ecuación 7 establecida en el marco metodológico de la presente investigación. Como aproximación de los precios externos, y dado que ya se conocen las restantes variables, se construyó la siguiente ecuación:

$$P_{ext} = \frac{I_{cer} * IPPI}{TC} \quad [33]$$

Para la estimación de la ecuación sugerida se recurrió al Método de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Los resultados de dicha cuantificación se encuentran en la tabla 6.

Tabla N° 6: Comprobación de la PPA Absoluta

Variable endógena:			
log (Índice de Precios al Productor)			
Variable exógena	Coficiente	Error estándar	Probabilidad
Intercepto	-4,8278	0,0447	0,0000
[log (IPEXT) +log(TC)]	1,0235	0,0050	0,0000
<i>R cuadrado</i>	99,63%	<i>F-estadística</i>	41837,36
<i>R cuadrado ajustado</i>	99,63%	<i>Durbin-Watson</i>	0,150878
Test Wald			
Hipótesis nulas			
	C(1) = 0		
	C(2) = 1		
F-statistic	2373113	Probabilidad	0.000000
Chi-square	4746226	Probabilidad	0.000000

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Costa Rica

Los resultados son concluyentes que en el corto plazo no se cumple la Paridad de Poder de Compra Absoluta (PPA), esto aproximada por el modelo anterior. Estas estimaciones concuerdan con lo obtenido por Romero (2002) en el sentido de que este tipo de especificación, presenta problemas de presencia de autocorrelación (véase el resultado del estadístico Durbin-Watson).

El siguiente paso consiste en verificar la PPA en el largo plazo. Para cumplir con este objetivo, en primer lugar se llevan a cabo las pruebas de estacionariedad sugeridas en la sección metodológica, particularmente las ecuaciones 10 y 11.

El test Dickey-Fuller¹³ determina si la serie (ITCER) es estacionaria o más bien exhibe caminata aleatoria con tendencia, para lo cual considera un proceso AR(1). Es relevante señalar que para llevar a cabo esta prueba se debe discernir en el uso o no de la tendencia y/o constante. Dado lo anterior, Hamilton (1994) *señaló que si la serie parece contener una tendencia (ya sea determinística o estocástica) se debería incluir tendencia y constante. Si la serie no exhibe ninguna tendencia y tiene media no cero, debería incluir una constante en la regresión, mientras si la serie parece fluctuar alrededor de una media cero, debería no incluir ni la constante ni la tendencia en la prueba de regresión.*

Para efectos de esta aplicación, se determinó utilizar la tendencia y la constante en el cálculo de la estacionariedad. Los resultados de esta prueba, de acuerdo a diversos rezagos, son mostrados en la tabla 7. La interpretación va en el siguiente sentido: si el valor ADF obtenido es mayor, en términos absolutos, que el valor crítico determinado se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, entonces se deduce que la serie es estacionaria.

Las estimaciones indican cierta sensibilidad a la escogencia del número de rezagos. De este modo, al aplicar de uno a cuatro rezagos en la prueba, se concluye que la teoría de la PPA se cumple en el largo plazo, al menos con un nivel de confianza del 10%. Cuando se aplican, ya sea cinco o seis rezagos, sin embargo, se determina que el ITCER presenta caminata aleatoria, por ello invalida la conclusión de comprobación de la PPA.

¹³ Este test no tiene una distribución t-estadística convencional. Dickey y Fuller mostraron que la distribución bajo la hipótesis nula es no estándar y simularon los valores críticos para los tamaños de muestra seleccionados. MacKinnon logró una extensión de estos cálculos, de esta forma obtuvo el cálculo de los valores críticos D-F para cualquier tamaño de muestra y cualquier número de variables.

Siguiendo el criterio de elección del número óptimo de rezagos (Schwarz), se estableció que la prueba debía realizarse con un solo rezago. Así, el estadístico ADF (-4,1483) es mayor, en términos absolutos, al valor crítico de MacKinnon para los diferentes niveles de confianza. Ello implica, en definitiva, que en el largo plazo sí se cumple la PPA.

Tabla N° 7: Resultados de la prueba de estacionariedad del índice de tipo de cambio multilateral

Número de rezagos	Valor ADF	Valor Crítico, dado nivel de confianza		
		1%	5%	10%
1	-4,1483	-4,0309	-3,4470	-3,1469
2	-4,1846	-4,0314	-3,4450	-3,1471
3	-3,8684	-4,0320	-3,4452	-3,1473
4	-3,4064	-4,0325	-3,4455	-3,1474
5	-3,1056	-4,0331	-3,4458	-3,1476
6	-2,5952	-4,0337	-3,4461	-3,1477
7	-3,2138	-4,0342	-3,4463	-3,1479
8	-3,1074	-4,0348	-3,4466	-3,1481
9	-3,5745	-4,0355	-3,4469	-3,1482
10	-4,0650	-4,0361	-3,4472	-3,1484

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Costa Rica

Para complementar las conclusiones anteriores, se lleva cabo las pruebas de cointegración entre las variables Índice de Precios al Productor Industrial (IPPI), Precios Externos (PEXT) y el Tipo de Cambio (TC).

La estimación se llevó a cabo mediante el método de tendencia no determinística en los datos, aplicándole un rezago como el óptimo (al igual que la prueba de estacionariedad).

Los valores *Eigen* indican que existe al menos un vector de cointegración entre las series analizadas. Incluso, también es posible encontrar dos vectores de cointegración.

Tabla N° 8: Resultados de la prueba de Cointegración de Johansen

Eigenvalue	Likelihood Ratio	Critical Value (5%)	Critical Value (1%)	Hipótesis
0,230439	38,0368	24,31	29,75	Ninguna **
0,029913	3,9853	12,53	16,31	Al menos 1
0,000287	0,0373	3,84	6,51	Al menos 2

** denota rechazo de la hipótesis al 5% de significancia

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Costa Rica

En efecto, se determina que un vector de cointegración corresponde a $(1,00 - 2,26 + 0,239)$, es decir, existe una relación a largo plazo definida por $IPPI - 2,26 PEXT + 0,239 TC$.

5.2 Estimación del Pass-Through del Tipo de Cambio

Cumpliendo con el objetivo del presente trabajo, a continuación se muestran los hallazgos encontrados en la estimación del traslado del tipo de cambio, es decir, la respuesta de la tasa de inflación ante fluctuaciones en el tipo de cambio. Estos resultados provienen de dos métodos de cálculo diferentes: *Mínimos Cuadrados Ordinario (MCO)* y *Ecuaciones Aparentemente No Relacionadas (SUR)*.

A. Cuantificación mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios

Para la evaluación del Pass-Through de corto plazo, se utilizó la ecuación respectiva expuesta en la tercera sección, particularmente la ecuación 9. Para ello se empleó el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) con las especificaciones que en cada caso se indican.

Pass-Through de corto plazo de los diferentes índices de precios

La tabla 9 muestra la ecuación del Pass-Through que se estimó, utilizando como variable explicada de precios el Índice de Precios al Consumidor (IPC):

Tabla N° 9: Resultados del Pass-Through del modelo 1

Variable endógena:			
Índice de Precios al Consumidor (IPC)			
Variable exógena	Coefficiente	Error estándar	Probabilidad
Intercepto	0,05096	0,02028	0,0131
Devaluación ⁽⁻³⁾	0,16002	0,05362	0,0033
Gap PIB ⁽⁻⁴⁾	0,12874	0,04986	0,0108
Gap ITCER	0,40649	0,13562	0,0032
Apertura ⁽⁻²⁾	-0,04995	0,02310	0,0322
IPC ⁽⁻¹⁾	0,75702	0,06224	0,0000
AR(1)	0,43263	0,10049	0,0000
<i>R cuadrado</i>	91,0%	<i>F-estadística</i>	243,25
<i>R cuadrado ajustado</i>	90,6%	<i>Durbin-Watson</i>	1,82

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Costa Rica

En líneas generales, todos los coeficientes son significativos al nivel de confianza del 5% y los resultados obtenidos corresponden a las hipótesis sugeridas; el modelo se encuentra bien especificado, no viola los supuestos clásicos de regresión (autocorrelación,

heterocedasticidad, multicolinealidad), la bondad de ajuste es satisfactoria y es estable a lo largo del periodo.

Para el Índice de Precios al Consumidor (IPC), el coeficiente de Pass-Through es de 16%, lo cual significa que ante un cambio de 1 punto porcentual (p.p.) en la tasa de devaluación del colón respecto al dólar, la tasa de inflación se incrementaría pero en menor medida que lo hizo el *shock* de devaluación (elasticidad inelástica); precisamente el cambio en los precios es de 0,16 p.p., mismo que sería reflejado tres meses después del shock de tipo de cambio.

Debe señalarse la significativa presencia de la inflación inercial (75%), lo cual ratifica el asunto concerniente a las expectativas de los agentes económicos y de la indexación al tipo de cambio de algunos bienes transables. De igual manera resulta bastante importante la estimación de la brecha del tipo de cambio real con un resultado del 40%.

Por otra parte, si se cuantifica el traslado del tipo de cambio usando como variable endógena el mismo índice de precios al consumidor, pero segregado en transables y no transables, se tienen resultados menores que los obtenidos con el IPC total. En la tablas 10 y 11 se puede visualizar dichos resultados.

Tabla N° 10: Resultados del Pass-Through del modelo 2

Variable endógena:			
Índice de Precios al Consumidor de Bienes Transables (IPCT)			
Variable exógena	Coefficiente	Error estándar	Probabilidad
Intercepto	0,04084	0,01691	0,0170
Devaluación ⁽⁻⁴⁾	0,10455	0,03872	0,0078
Gap PIB	-0,05231	0,04562	0,2534
Gap ITCER	0,42196	0,10728	0,0001
Apertura ⁽⁻⁶⁾	-0,04267	0,01931	0,0288
IPCT ⁽⁻¹⁾	0,80692	0,04342	0,0000
AR(1)	0,24756	0,09409	0,0095
<i>R cuadrado</i>	91,7%	<i>F-estadística</i>	261,48
<i>R cuadrado ajustado</i>	91,3%	<i>Durbin-Watson</i>	2,01

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Costa Rica

Tal y como se aprecia en la tabla anterior, el Pass-Through para bienes transables es del 10,4%, porcentaje menor al estimado en el IPC agregado. La mayoría de coeficientes

presentan niveles de significancia aceptables (solo la brecha del producto no resulta ser significativa) y con los signos esperados, destacándose la importancia nuevamente de la inflación de período anterior y el GAP del ITCER del mismo mes (coeficientes respectivos de 80,69% y 42,20%).

A diferencia de lo esperado, el traslado del tipo de cambio hacia los precios de los bienes no transables es mayor que el estimado en los precios transables. Empero, el nivel de eficiencia del modelo no transable es menor que los anteriores, razón por la cual el coeficiente de Pass-Through puede ser sesgado (véase los errores estándar). Así y siguiendo la tabla 11, se distingue que la variable de apertura no es significativa, mientras que la devaluación y las brechas del producto y del tipo de cambio real son significativas a un nivel del 10% (mayor que el nivel de confianza de las otras ecuaciones).

Tabla N° 11: Resultados del Pass-Through del modelo 3

Variable endógena:			
Índice de Precios al Consumidor de Bienes No Transables (IPCNT)			
Variable exógena	Coefficiente	Error estándar	Probabilidad
Intercepto	0,05872	0,02751	0,0345
Devaluación ⁽⁻²⁾	0,13862	0,07261	0,0583
Gap PIB ⁽⁻⁶⁾	0,11820	0,06658	0,0780
Gap ITCER	0,34455	0,17502	0,0509
Apertura	-0,04779	0,03006	0,1142
IPCNT ⁽⁻¹⁾	0,71827	0,09003	0,0000
AR(1)	0,43701	0,13192	0,0012
<i>R cuadrado</i>	87,1%	<i>F-estadística</i>	158,48
<i>R cuadrado ajustado</i>	86,5%	<i>Durbin-Watson</i>	1,87

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Costa Rica

Cuando se hace uso de la variable endógena de precios al productor industrial (IPPI), el coeficiente de Pass-Through es del 14,7%, teniendo efecto en un plazo más corto que para el caso del IPC total. Es de esperar que este resultado sea semejante al obtenido para el caso de los bienes transables, esto por cuanto el IPPI es una canasta que captura bienes que están contenidos en la contabilización de los precios transables. Asimismo, las restantes variables explicativas exhiben resultados en sus coeficientes mayores a los calculados en la ecuación general del IPC.

Tabla N° 12: Resultados del Pass-Through del modelo 4

Variable endógena: Índice de Precios al Productor Industrial (IPPI)			
Variable exógena	Coficiente	Error estándar	Probabilidad
Intercepto	0,02981	0,01540	0,0549
Devaluación ⁽⁻¹⁾	0,14763	0,04803	0,0025
Gap PIB ⁽⁻⁶⁾	0,13379	0,04505	0,0035
Gap ITCER	0,41455	0,12568	0,0012
Apertura	-0,03185	0,01916	0,0987
IPPI ⁽⁻¹⁾	0,81725	0,04337	0,0000
AR(1)	0,23707	0,09254	0,0115
<i>R cuadrado</i>	92,8%	<i>F-estadística</i>	305,02
<i>R cuadrado ajustado</i>	92,5%	<i>Durbin-Watson</i>	2,06

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Costa Rica

Un ejercicio interesante consistió en cuantificar el traslado del tipo de cambio hacia los precios constituidos en la medición de precios subyacentes¹⁴. El resultado alcanzado es el mayor de entre los distintos índices cuantificados. De esta forma, ante un incremento de un punto porcentual en la tasa de devaluación, el índice subyacente se incrementa 0,23 p.p., un mes posterior al *shock*.

Tabla N° 13: Resultados del Pass-Through del modelo 5

Variable endógena: Índice Subyacente Inflacionario (ISI)			
Variable exógena	Coficiente	Error estándar	Probabilidad
Intercepto	0,03785	0,01360	0,0064
Devaluación ⁽⁻¹⁾	0,23425	0,12528	0,0645
Gap PIB ⁽⁻⁶⁾	0,04214	0,02490	0,0937
Gap ITCER	0,18292	0,09761	0,0639
Apertura ⁽⁻⁷⁾	-0,03745	0,01296	0,0047
ISI ⁽⁻¹⁾	0,68542	0,12224	0,0000
AR(1)	0,51908	0,16398	0,0021
<i>R cuadrado</i>	94,2%	<i>F-estadística</i>	267,78
<i>R cuadrado ajustado</i>	93,8%	<i>Durbin-Watson</i>	1,77

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Costa Rica

¹⁴ Respecto a este índice, Saborío et al (2002) lo definen como: “una medida de núcleo inflacionario que excluye un 30,7% del peso total del Índice de Precios al Consumidor (IPC), refleja más fielmente la tendencia subyacente de la inflación y logra capturar el movimiento más permanente del nivel general de precios, aislando las variaciones en precios relativos.”

Pass-Through largo plazo y la dinámica del ajuste

Para la estimación de los coeficientes de Pass-Through de largo plazo ya no había que hacer otra regresión, pues simplemente se utilizan los resultados obtenidos para el corto plazo. En efecto, siguiendo la ecuación 11, la tabla 14 presenta estos resultados.

Tabla N° 14: Resultados del Pass-Through de Largo Plazo de los diferentes índices de precios

Variable endógena	Coefficiente
IPC	65,86%
IPC Transable	54,15%
IPC No Transable	49,20%
IPPI	80,78%
ISI	74,47%

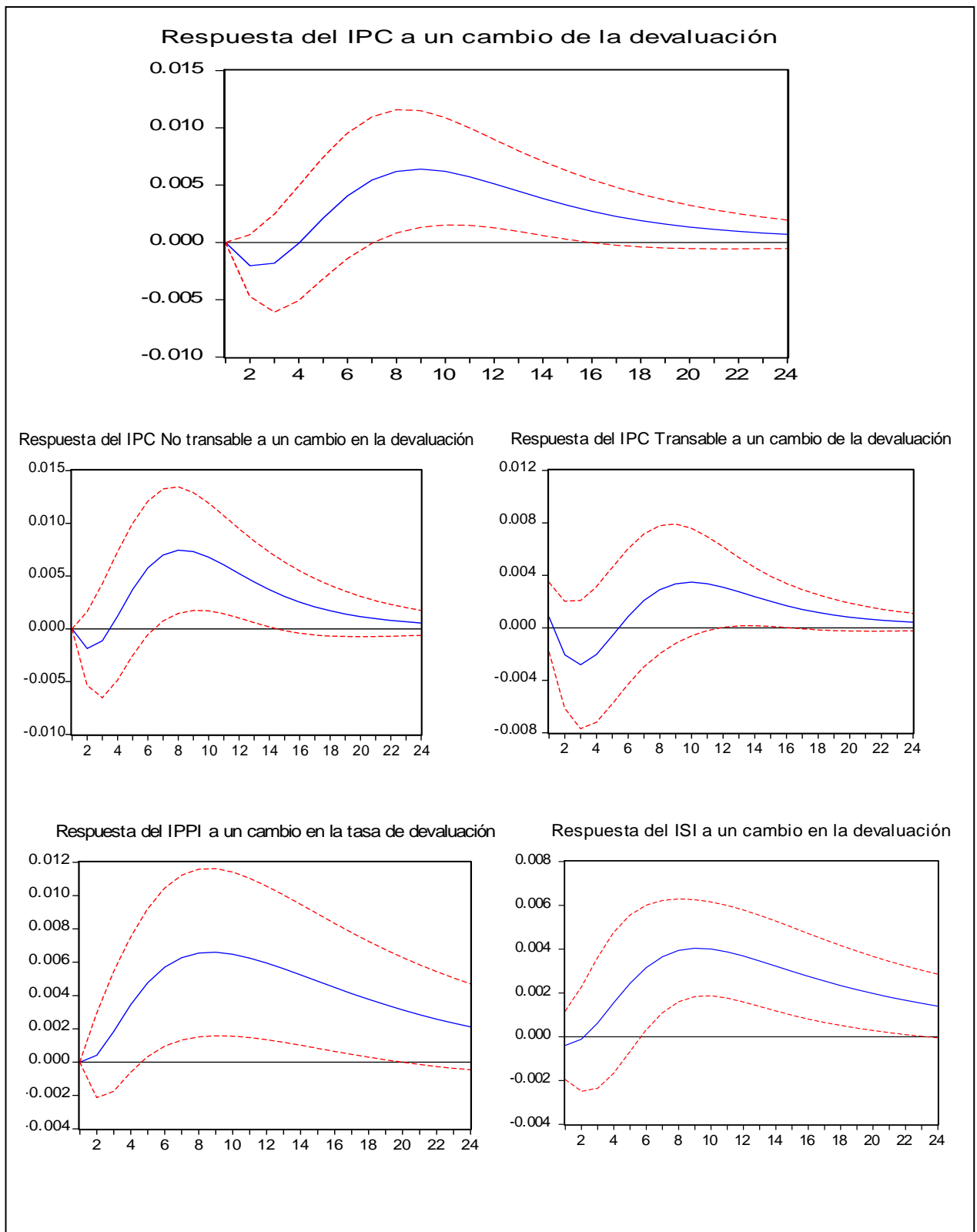
Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Costa Rica

En este caso es apreciable el efecto acumulado de las variaciones del tipo de cambio en los precios industriales (80,8%). Seguidamente, el ISI muestra un Pass-Through de largo plazo de 74,5%. El menor efecto, 49%, es capturado en los bienes no transables tal y como lo sugiere la teoría económica.

La figura 1 muestra la dinámica del ajuste de la tasa de inflación ante movimientos en cada de las variables explicativas. Así, es valioso y necesario explicar el ajuste que lleva a cabo los precios, dado los cambios en la devaluación, por cuanto muestra la duración del efecto y el rezago con que la tasa de inflación responde a las variaciones del tipo de cambio.

En el primer caso (IPC total), se observa que un incremento en la tasa de devaluación genera una disminución en la tasa de inflación en los dos primeros meses, esto a raíz de rigideces de precios (comúnmente denominados como *sticky prices*). Posteriormente, estas rigideces nominales se van eliminando, por lo cual el *shock* de tipo de cambio se traduce en un aumento en los precios, consiguiendo el máximo efecto alrededor del sétimo mes. A partir de ese momento, el impacto se ve aminorado perdiendo significancia y finalmente diluido a lo largo de los próximos meses.

Figura N° 1: Función Impulso-Respuesta de los precios ante un shock de tipo de cambio



Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Costa Rica

Analizando la dinámica del ajuste del IPC según el tipo de bien contabilizado, transable o no transable, se observa una mayor rigidez de precios en los bienes transables, ello por cuanto ante un shock en la devaluación, los precios relativamente tardan más en aumentar en comparación con la inflación no transable.

En contraste con lo anterior, en la respuesta del Índice de Precios al Productor Industrial (IPPI) a movimientos del tipo de cambio, no es apreciable la situación de rigideces nominales en esta inflación. Así, inmediato al shock devaluativo, la inflación medida por este índice se incrementa alcanzando su máximo nivel alrededor del octavo mes. Asimismo, la respuesta del Índice Subyacente Inflacionario (ISI) va en la misma línea que el resultado previo.

B. Cuantificación mediante el método SUR

Para llevar a cabo esta estimación se recurrió al siguiente sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned}
 ipc &= \alpha_1 + \alpha_2 * dev + \alpha_3 * GapPIB + \alpha_4 * GapITCER + \alpha_5 * aper + \alpha_6 * ipc(-1) + \varepsilon_t \\
 ipct &= \beta_1 + \beta_2 * dev + \beta_3 * GapPIB + \beta_4 * GapITCER + \beta_5 * aper + \beta_6 * ipc(-1) + \varepsilon_t \\
 ipnt &= \delta_1 + \delta_2 * dev + \delta_3 * GapPIB + \delta_4 * GapITCER + \delta_5 * aper + \delta_6 * ipc(-1) + \varepsilon_t \\
 ippi &= \rho_1 + \rho_2 * dev + \rho_3 * GapPIB + \rho_4 * GapITCER + \rho_5 * aper + \rho_6 * ipc(-1) + \varepsilon_t \\
 isi &= \nu_1 + \nu_2 * dev + \nu_3 * GapPIB + \nu_4 * GapITCER + \nu_5 * aper + \nu_6 * ipc(-1) + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

Bajo lo anterior, la tabla 15 resume los resultados de Pass-Through obtenidos en el modelo de Ecuaciones Aparentemente No Relacionadas (SUR). En este esquema los resultados revelan bajos coeficientes de Pass-Through, incluso son menores a los estimados bajo el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Tal y como se aprecia en la columna 3, este traslado del tipo de cambio tiende a ser cero (más inelástico), razón por la cual concluye que el efecto del tipo de cambio en la inflación no es ni directo ni significativo.

Se ratifica, sin embargo, el efecto de la devaluación sobre los índices IPPI e ISI, esto ya que ambos coeficientes son superiores al 10%. Asimismo, ambos índices exhiben la mayor estimación de inflación inercial.

Tabla N° 15: Resultados del Pass-Through de los diferentes índices de precios, bajo el modelo SUR

	Variable exógena					
	Intercepto	Devaluación	GAP PIB	GAP ITCER	Apertura	Inflación inercial
IPC	0,038	0,050	-0,187	0,414	-0,031	0,831
IPC Transable	0,045	0,019	-0,107	0,500	-0,038	0,819
IPC No Transable	0,038	0,065	-0,213	0,380	-0,029	0,829
IPPI	0,014	0,102	-0,122	0,389	-0,009	0,848
ISI	0,010	0,101	-0,105	0,204	-0,008	0,866

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Costa Rica

Finalmente, de estos resultados se extraen dos consideraciones importantes: por un lado, las estimaciones de la brecha del PIB resultan significativas aunque los signos son contrarios a los esperados según las hipótesis sugeridas, la razón de ello se podría encontrar en que a pesar de que la economía costarricense vaya en un ciclo expansivo, no se transfiere las devaluaciones a precios (tal y como lo revela la evidencia empírica)¹⁵; por otro lado, la variable de apertura es de signo negativo, lo cual complementaría el resultado anterior, no obstante, en cuatro de los cinco modelos evaluados no resulta estadísticamente significativa.

¹⁵ Para un mayor detalle, véase la sección 4 de este trabajo.

VI. CONCLUSIONES

A nivel teórico, la relación existente entre precios y tipo de cambio se suscita con la denominada teoría de la Paridad del Poder de Compra (PPA). No obstante, existe vasta evidencia que comprueba la desviación entre ambas variables y con ello el incumplimiento de esta teoría. En definitiva, los economistas apuntan a una violación de la ley de un único precio en el corto y hasta mediano plazo (máxime en países levemente inflacionarios), concluyendo que esta ley ocurre en tan solo el largo plazo.

En efecto, esta investigación evaluó la PPA en Costa Rica, desde tres aristas diferentes. En la primera, al considerar un modelo lineal, se obtuvo que en el corto plazo no se cumple dicha relación. En la segunda prueba se analizó, mediante un test de raíz unitaria, la serie de tipo de cambio real, finiquitando que en el largo plazo si es posible visualizar el cumplimiento de la ley del único precio en Costa Rica. Finalmente, las pruebas de cointegración de Johansen entre precios y tipo de cambio determinaron que existe al menos un vector cointegrado entre las variables en comentario.

Particularmente, en el caso del Modelo Lineal Multivariado, se encontró que el Pass-Through de corto plazo cuantificado mediante el índice de precios al consumidor, es de 16%, cambio que se refleja tres meses después del *shock*. Este resultado es similar al obtenido por León et al (2002). Asimismo, es realmente importante la presencia de las expectativas de los agentes, específicamente en lo referente a la credibilidad de la meta de inflación de parte del BCCR, situación que es manifestada en la cuantificación de la inflación inercial.

Por su parte, llama la atención que el resultado del Pass-Through de corto plazo es levemente mayor para los precios al consumidor de bienes no transables que para los bienes transables, lo que puede deberse a la consideración teórica que gira en torno a que los bienes transables pueden tener un alto contenido no transable cuando llegan al consumidor (servicios de comercialización y transporte, entre otros) y viceversa.

Es significativo estudiar con mayor detalle el resultado de Pass-Through conseguido mediante el índice subyacente inflacionario, esto debido a que el resultado alcanzado es el mayor de entre los distintos índices (23,4%), aunque no debe obviarse que este coeficiente continua siendo pequeño para el caso de la economía costarricense.

Las estimaciones del traslado del tipo de cambio en el largo plazo son mayores, tal y como es de esperar, según los resultados de la comprobación de la PPA. Es apreciable el efecto acumulado en los precios industriales a las variaciones del tipo de cambio (81%), seguido del resultado del índice subyacente inflacionario.

Por otra parte, se observaron menores resultados bajo el Modelo de Ecuaciones Aparentemente no relacionadas (SUR) que bajo el Modelo Lineal Multivariado. Las estimaciones tendieron a ser más inelásticas, razón por la cual se concluye que el tipo de cambio no ejerce un efecto ni directo ni significativo en la tasa de inflación.

En definitiva, la comprobación empírica nos muestra ciertas generalidades como una clara evidencia para Costa Rica de que el pass-through está alejado de 1 en el corto plazo utilizando cualquier índice de precios y que es bastante mayor en el largo plazo.

Este trabajo hizo referencia a variables del entorno macroeconómico, por lo cual queda como una tarea interesante, e importante, estudiar el nivel de Pass-Through en Costa Rica, considerando determinantes microeconómicos tales como los expuestos por Krugman, Obstfeld y Rogoff, a saber: rigideces particulares de precios en los micromercados, las distintas estructuras imperantes en dichos mercados, así como variables instrumentales de expectativas tanto de precios como de tipos de cambio.

REFERENCIAS

- Appleyard, D y Field, A. (1997). Economía internacional. Mc Graw Hill. España
- Araya, R y Muñoz, J. (1996). Regresiones que aparentemente no están relacionadas (SUR). Documento de investigación. Banco Central de Costa Rica.
- Balassa, B. (1961). The theory of economic integration. Home-Wood, Illinois.
- Balassa, B. (1964). The purchasing-power parity doctrine: A reappraisal. The Journal of Political Economic. Vol 72, pp.584-596.
- Betts, C y Devereux, M. (1996). The exchange rate in a model-of-pricing to market. European Economic Review. Vol 40, pp. 1007-1021.
- Calderón, C y Duncan, R. (2003). The purchasing-power parity in a emerging market economy: A long-span study for Chile. Documento de trabajo. Banco Central de Chile.
- Cassel, G. (1916). The present situation of the foreign exchanges. The Economic Journal. Vol 26, pp. 62-65.
- Cassel, G.(1918). Abnormal deviations in international exchanges. The Economic Journal. Vol 28, pp. 413-415.
- Choudri, E, Hakura, D. (2001). Exchange rate Pass-Through to domestic prices: Does the inflationary environment matter?. Fondo Monetario Internacional.
- Conejo, C. (1992). La paridad del poder de compra en Costa Rica: El tipo de cambio real. Universidad Nacional. Costa Rica.
- Conesa, A. (1998). Pass-Through del tipo de cambio y del salario: teoría y evidencia para la industria manufacturera en México. Banco de México.

Devereux, M, Engels, C. (2002). Exchange rate Pass-Through, exchange rate volatility and exchange rate disconnect. National Bureau of Economic Research.

Engels, C y Rogers, J. (1996). How wide is the border. The American Economic Review. Vol. 86, pp. 112-1125.

Feenstra, R y Kendall, J. (1994). Pass-Through of exchange rates and purchasing power parity. National Bureau Economic Research.

Froot, K y Rogoff, K. (1995). Perspectives on PPP and long-Run real exchange. Handbook of international Economics. Vol 3.

Froot, K, Kim, M y Rogoff, K. (1995). The law of one price over 700 Years. National Bureau of Economic Research. Working paper 5132.

García, C. y Restrepo, J. (2001). Price and wage inflation in Chile. Documento de trabajo. Banco Central de Chile.

Giovanni, A. (1988). Exchange rates and traded goods prices. Journal of International Economics. Vol 24, pp. 45-68.

Greene, W (1999). Análisis econométrico. Prentice Hall. Madrid, España.

Gueorguiev, N. (2003). Exchange rate Pass-Through in Romania. Fondo Monetario Internacional.

G, Maddala. (1996). Introducción a la econometría. Prentice may Hispanoamérica.

Gujarati, D (1999). Econometría. McGraw-Hill. 3^{ra} edición. Colombia.

Hamilton, J. (1994). Time series analysis. Princeton University Press.

Isard, P. (1997). How far can we push the law of one price?. American Economic Review. Vol 64, pp. 942-948.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. Journal of Economic Dynamics and Control. Vol 12, pp.231-254.

Kandil, M. (2000). The asymmetric effects of exchange rate fluctuations: Theory and evidence from developing countries. Fondo Monetario Internacional.

Krugman, P. (1995). Economía internacional. Teoría y política. Mc Graw Hill, 3ra ed. España.

Krugman P. (1987). Pricing to market when the exchange rate changes. In Real-Financial Linkages Among Open Economies. Arndt S. and Richardson J.(eds.) Cambridge. MA: MIT Press.

León, J, et al. (2001). El Pass-Through del tipo de cambio: Un análisis para la economía costarricense de 1991 al 2001. Documento de investigación. Banco Central de Costa Rica.

León, J, et al. (2002). El Pass-Through del tipo de cambio en los bienes transables y no transables en Costa Rica. Documento de investigación. Banco Central de Costa Rica.

Leigh, D, Rossi, M. (2002). Exchange rate Pass-Through in Turkey. Fondo Monetario Internacional.

McCarthy, J. (1999). Pass-Through of exchanges rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. Documento de trabajo Banco Internacional de Pagos.

Morera, A. (2000). Aproximación de un indicador de pass-through para Costa Rica. Documento de investigación. Banco Central de Costa Rica.

Mussa, M. (1978). The exchange rate, the balance of payments and monetary and fiscal policy under a regime of controlled floating. En The Economics of Exchange Rates, editado por Jacob Frenkel y Harry Jhonson. Reading, Massachusetts: Asison- Wesley.

Obstfeld, M y Rogoff, K. (2000). The six major puzzles in international macroeconomics: Is there a common cause?. National Bureau of Economic Research.

Orozco, N. (1995). Evaluación de la paridad del poder de compra en Costa Rica. Documento de Trabajo. Banco Central de Costa Rica.

Rogoff, K. (1996). The purchasing power parity puzzle. Journal of Economic Literature. Vol 34, pp.647-668.

Romero, R. (2002). Pass-Through en Costa Rica: Determinación del coeficiente para Bienes Transables y No Transables. Tesis para optar por el grado de Licenciatura en Economía. Universidad de Costa Rica. San José, Costa Rica.

Rogoff, K. (2003). La desinflación: ¿Una ventaja de la globalización?. Revista Finanzas y Desarrollo. Fondo Monetario Internacional

Rowland, P. (2003). Exchange rate Pass-Through to domestic prices: The case of Colombia. Banco de la República de Colombia.

Saborío et al. (2002). Medidas de núcleo inflacionario para Costa Rica. Documento de investigación.

Samuelson, P. (1964). Theoretical notes on trade problems. *The review of Economics and Statistics* 46. May, pp145-154

Taylor A. (2000). A century of purchasing-power parity. National Bureau of Economic Research. Cambridge.

Taylor, J. (2000). Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms. European Economic Review. Vol 44.

Zellner, A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests of aggregated bias. Journal of America.