



Universidad Nacional Autónoma de México
Programa de Posgrado en Economía
Facultad de Economía

T e s i s

**El Traspaso Inflacionario del Tipo de Cambio
en México: 1995-2006.**

Que para obtener el grado de:

Maestro en Economía

Presenta: Domingo Rodríguez Benavides

Asesor: Mtro. Ignacio Perrotini Hernández

México, D.F.

2007



Universidad Nacional
Autónoma de México

Dirección General de Bibliotecas de la UNAM

Biblioteca Central



UNAM – Dirección General de Bibliotecas
Tesis Digitales
Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS ©
PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

Agradecimientos:

A Dios por permitirme realizar este objetivo

A la Universidad Nacional Autónoma de México

*Al CONACYT por haberme proporcionado una beca para la realización de los estudios de
Maestría*

A la División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Economía

A mis familiares por su apoyo incondicional

Al Mtro. Ignacio Perrotini Hernández por haberme asesorado este trabajo

A mis sinodales:

Dr. Alejandro Islas Camargo

Dr. Andrés Blancas Neria

Dr. Francisco Venegas Martínez

Mtro. Gabriel Gómez Ochoa

Por sus valiosos comentarios y observaciones.

Contenido

I. Introducción	3
Capitulo 1. Elementos Teóricos del Pass-Through	6
1.1 Definición de traspaso inflacionario del tipo de cambio	6
1.2 Determinantes del Pass-Through	7
1.2.1 Evolución teórica	7
1.2.2 Determinantes	8
1.3 El traspaso del tipo de cambio y la discusión sobre la elección del régimen cambiario	10
1.4. El traspaso inflacionario del tipo de cambio y las metas de inflación	16
1.5 Estudios para México	16
1.6 Evidencia de otros países	19
1.7 Consideraciones del Capitulo 1	24
Capitulo 2. Metodología Económica	26
2.1 Metodología para la estimación de modelos econométricos	26
2.2 La escuela tradicional y los nuevos enfoques en econometría	26
2.2 La escuela de Londres (LSE) y la metodología general a particular	29
2.2.1. Marginalización	32
2.2.2 Condicionamiento	32
2.2.3. Reparametrización	33
2.2.4 Estimación y diagnóstico	34
2.3 Estacionariedad, Orden de Integración y Pruebas de Raíces Unitarias	36
2.4 La Teoría de la Cointegración	39
2.4.1 Cointegración y el Modelo de Corrección de Error (MCE)	40
2.4.2 Pruebas de Cointegración	43
2.4.3 Exogeneidad y Causalidad	46
2.5 La Metodología VAR	48
2.5.1 El Modelo VAR	48
2.5.2 Descomposiciones Estructurales	49
2.6 Consideraciones al Capitulo 2	53
2.A Apéndice al Capitulo 2	54
Capitulo 3. Evidencia Empírica	55
3.1 Hechos Estilizados	55
3.2 El Modelo Estimado	56

3.4 Estimación del coeficiente de traspaso (pass-through)	56
3.4.1 Fuentes de los Datos	56
3.4.2 Resultados Empíricos	58
3.5 El Análisis del VAR del Traspaso del Tipo de Cambio y los choques macroeconómicos	61
3.5.1 Marco Analítico	61
3.5.2 Análisis de la Función de Impulso-Respuesta	66
3.5.3 Descomposición de Varianza	68
3.6 Consideraciones al Capitulo 3	69
Conclusiones	70
Bibliografía	72
ANEXO A	76
ANEXO B	85

Introducción

El objetivo de este trabajo es examinar el mecanismo de traspaso de las variaciones del tipo de cambio a los precios domésticos, llamado en inglés *pass-through* del tipo de cambio, en la Economía Mexicana. Este tema cobra relevancia con el reciente régimen de flotación. Previamente, la economía mexicana estaba acostumbrada tanto a movimientos discretos (devaluaciones) del tipo de cambio, como a sendas predeterminadas para la paridad peso-dólar. La mayoría de estos movimientos fueron unidireccionales (siempre depreciando) y permanentes. El régimen de flotación cambiaria, al menos en principio, ha cambiado radicalmente todo esto. Los movimientos del tipo de cambio que dicta el mercado se comportan como el precio de un activo: suele tener oscilaciones continuas que pueden ser transitorias y periodos de volatilidad. Para el caso de México, esto ha significado una conducta del tipo de cambio totalmente distinta a la acostumbrada. El ejemplo más notorio es que el peso mexicano, bajo el régimen de flotación, ha registrado incluso apreciaciones nominales. Lo cual resultaba inaudito en el pasado. Por lo tanto, este régimen cambiario de flotación, ha cuestionado si la antigua relación entre los precios y el tipo de cambio—el traspaso—sigue vigente o ha cambiado. Concretamente, a últimas fechas ha surgido el temor de que cualquier modificación del tipo de cambio nominal se transmita inmediatamente al nivel general de precios, generando una espiral de depreciación-inflación-depreciación. Si las variaciones del tipo de cambio tienen un impacto significativo sobre los precios domésticos de manera inmediata tiene varias implicaciones importantes para la forma en como se concibe el tipo de cambio en el ajuste económico. Si la magnitud del coeficiente de traspaso es grande, las variaciones en el tipo de cambio afectarán los precios relativos de los bienes transables y no transables, tal que el ajuste en la balanza comercial se lleve a cabo rápidamente. Por ejemplo, los bienes importados se encarecen, si el coeficiente de traspaso es alto, de forma tal que las importaciones se reduzcan considerablemente. Los consumidores orientarán su demanda de bienes importados a los bienes producidos internamente. Por otro lado, si el valor del coeficiente de traspaso es relativamente bajo, el tipo de cambio no tiene mucha influencia sobre la balanza comercial. Por tanto, las variaciones en el tipo de cambio pueden tener únicamente un pequeño impacto sobre la actividad macroeconómica.

Si los precios domésticos no cambian aun cuando tengan lugar variaciones en el tipo de cambio, entonces la aceleración (desaceleración) de la inflación puede no ser resultado de una depreciación (apreciación) del tipo de cambio.

Teniendo en cuenta lo anterior, en el presente trabajo intentamos averiguar si bajo el nuevo régimen cambiario que se implementó en México a partir de la debacle cambiaria de fines de 1994 y que sigue vigente hasta nuestros días, el coeficiente de traspaso del tipo de cambio a la inflación ha disminuido con respecto del periodo inmediato a la crisis, que comprende de 1988 a 1994, el cual se caracterizó por un régimen de tipo de cambio semifijo. Para verificar lo anterior estimamos un modelo propuesto por Khundrakpam (2007) a través de la metodología propuesta por Johansen (1988) para estimar el coeficiente de traspaso del tipo de cambio a la inflación.

En el Capítulo 1 presentamos algunos aspectos teóricos del coeficiente de traspaso y damos cuenta de algunos resultados de la literatura sobre el tema. Estudios recientes en nuestro país sugieren que el nivel del “traspaso” del tipo de cambio depende del escenario de inflación. En particular para un grupo de economías pequeñas y abiertas, que han experimentado procesos desinflacionarios, se observa que el nivel de dicho “traspaso” se debilita en la medida en que disminuye el de la inflación, Baqueiro et al (2004). Lo cual sugiere que cuando un país logra alcanzar un entorno de inflación baja y estable, es posible que las expectativas de los agentes económicos se acerquen más a las metas de inflación establecidas por las autoridades y que, por lo mismo, se vean menos afectadas por las fluctuaciones cambiarias de corto plazo. En este capítulo, abundamos en la metodología empleada por Khundrakpam (2007), en un trabajo donde examina si el coeficiente de traspaso se ha reducido en años recientes en la India, y por Ito Takatoshi et al (2005), en el cual examinan la conducta del traspaso y su interacción ante diversos choques de otras variables macroeconómicas en los países del este asiático, debido a que del primer trabajo se extrajo el modelo para la estimación del coeficiente de traspaso en ambos periodos en los que hemos dividido el estudio, los cuales como mencionamos corresponden a distintos regímenes cambiarios, y del segundo replicamos en su mayor parte la metodología empleada en ese estudio con el fin de averiguar la dinámica de corto plazo entre estas variables y la forma en que otros tipos de choques de algunas variables macroeconómicas afectan la inflación en México en un periodo reciente, la cual se basa en una descomposición de Cholesky de una matriz de varianza-covarianza de los residuales de un VAR de la forma reducida para generar perturbaciones estructurales..

La metodología econométrica se expone en el Capítulo II, ahí mostramos los fundamentos teóricos de los métodos econométricos que se emplean en las estimaciones, y de manera breve como surgieron estos nuevos enfoques.

Por su parte, el Capítulo III presenta los resultados de las estimaciones. En términos generales encontramos que al estimar el coeficiente de traspaso del tipo de cambio a la inflación en ambos regímenes cambiarios, semifijo de 1988 a 1994 y de flotación de 1995 a 2006, dicho coeficiente se reduce en este último periodo. Mientras que de la estimación del Var estructural para México, en el periodo 1999:03-2006:12, encontramos a partir de las funciones de impulso-respuesta del VAR que los choques que tienen un mayor impacto sobre la inflación son los del tipo de cambio seguidos por los choques de la oferta monetaria.

Por último, en las conclusiones se resumen las principales implicaciones del estudio y se brindan posibles líneas de investigaciones futuras.

Capítulo 1. Elementos Teóricos del Pass-Through

1.1 Definición de traspaso inflacionario del tipo de cambio

Hay varias formas de definir el traspaso del tipo de cambio una de ellas es “el ajuste que una empresa aplica a los precios de los bienes que produce cuando cambian sus costos de producción por un choque del tipo de cambio. Un traslado de uno a uno se define como un traslado completo del tipo de cambio al nivel de precios, y uno menor a uno es un traslado parcial o incompleto”, Blonigen y Haynes (1999).

Otra forma de concebir el traspaso inflacionario del tipo de cambio (*pass-through*) es como la elasticidad de un índice de precios con respecto al tipo de cambio nominal. Denotando al traspaso como γ tenemos que es igual a:

$$\gamma = \frac{d \log P}{d \log E}, \quad (1.1)$$

en donde $d \log$ es un operador de diferencial logarítmico, P denota un índice de precios y E es el tipo de cambio nominal en unidades de moneda doméstica por divisa extranjera. Dependiendo de los horizontes de referencia, el traspaso inflacionario del tipo de cambio puede definirse para distintos plazos, desde un traspaso de impacto o de muy corto plazo, hasta un traspaso más prolongado de largo plazo.

Se han utilizado diversos índices de precios para referirse al traspaso inflacionario del tipo de cambio. En la literatura moderna sobre el traspaso, detonada por las sugerencias de Dornbusch (1987) y Krugman (1987) sobre el poder de mercado en la fijación de precios, el índice de precios relevante ha sido el de los productos comerciables. Concretamente, el interés se ha centrado en estudiar cómo se modifican los precios de las importaciones o de las exportaciones de una economía con perturbaciones en el tipo de cambio. Sin embargo y por extensión, también se ha utilizado el término de traspaso para estudiar el efecto del tipo de cambio sobre índices de precios de mayor generalidad, como son los precios al consumidor, los precios de las importaciones y exportaciones, los precios al productor, o el deflactor del PIB.

De la misma forma, al inicio se utilizó el término traspaso asociándolo exclusivamente con el tipo de cambio. Con el tiempo, el concepto también se ha extendido a los costos laborales para hablar de un traspaso inflacionario de los salarios.

1.2 Determinantes del Pass-Through

1.2.1 Evolución teórica

Según Goldberg y Knetter (1996), el interés en el estudio sobre la relación del tipo de cambio con el nivel de precios en los setentas se debió no sólo a un interés por probar los alcances y limitaciones de teorías como la ley de un solo precio y la paridad del poder de compra, sino también para probar los efectos del cambio del valor de la moneda en el “balance externo” (balanza de pagos o cuenta corriente) y en el nivel de precios interno.

En cuanto al equilibrio externo se refiere, la cuestión clave es si la devaluación de una moneda mejoraría la balanza comercial del país. La intuición nos indicaría que sí, pues las exportaciones se vuelven relativamente más baratas en el país importador y la demanda aumentaría; por otra parte, las importaciones se hacen relativamente más caras en la economía doméstica, así que la demanda tiende a disminuir. La condición Marshall-Lerner establece que una devaluación mejorará la balanza comercial de un país si y sólo si la suma de las elasticidades de demanda por importaciones y exportaciones es mayor a uno. Este efecto puede no ser tan claro debido a que ante una devaluación es prácticamente imposible que el precio de las exportaciones permanezca constante por el *traslado del tipo de cambio al nivel de precios* (e.g. por costos de insumos importados). Desde este enfoque, la pregunta sería si el efecto completo de la devaluación se transmitiría o traspasaría (*pass-through*) al precio de los bienes producidos localmente. En este trabajo intentaremos responder a esta pregunta tomando en cuenta si la elección del régimen cambiario, por la influencia que puede tener sobre las expectativas de la duración de los cambios en el tipo de cambio, incide en el nivel del traspaso inflacionario del tipo de cambio.

En los modelos macroeconómicos tradicionales de economía abierta, bajo el supuesto de la paridad del poder de compra (PPP), el mecanismo de traspaso (*pass-through*) del tipo de cambio a la inflación es siempre inmediato y completo. De esta forma, la investigación sobre este aspecto se enfocó hacia un plano microeconómico y la explicación para la evidencia de este mecanismo incompleto de traspaso se basó sobre la competencia imperfecta y la teoría de la determinación de los precios del mercado (Dornbusch (1987) y Krugman (1987)). Las empresas, con el fin de conservar su porción del mercado, ajustan su margen en lugar de traspasar completamente el

movimiento del tipo de cambio a los precios (para una revisión, ver Goldberg y Knetter (1996)).

El análisis del coeficiente de traspaso desde una perspectiva macroeconómica está relacionado a los desarrollos en la literatura de las macroeconomías abiertas comenzando con Obstfeld y Rogoff (1995), y sus posteriores extensiones por Betts y Devereux, (1996, 2000) y otros. En este nuevo modelo macroeconómico, el mecanismo de traspaso depende de la estrategia de precios que sigan las empresas. Bajo *currency pricing* (PCP), los precios de los bienes externos en moneda nacional se moverán uno a uno con cambios en el tipo de cambio nominal, ie, el mecanismo de traspaso será completo. Con *valuación de precios local* (local *currency pricing*, (LCP)), no existe cambio en los precios de corto plazo enfrentados por el consumidor, y de esta manera mecanismo de traspaso. El mecanismo de traspaso agregado, por lo tanto, depende de la combinación de las prácticas de PCP y LCP llevadas a cabo por parte de las empresas, Betts y Devereux (1996) y Engel (2002).

Otro punto de vista influyente, basado sobre rigideces de precios y la conducta de competencia monopolística de las empresas, es que un régimen de inflación bajo conduce a un reducido coeficiente de traspaso, Taylor (2000).

1.2.2 Determinantes

La magnitud del coeficiente de traspaso depende de varios factores. En el corto plazo, depende sobre las elecciones de facturación por parte de las empresas, de sus expectativas sobre la persistencia del cambio, de las rigideces de precios en general (incluyendo los costos de menú), y del poder monopolístico de los productos en el mercado al menudeo. El coeficiente de traspaso también depende de condiciones macroeconómicas en general, especialmente de la brecha del producto, y de las expectativas de inflación.

De acuerdo con Ito, et al (2005), en el contexto de crisis cambiaria, la magnitud del mecanismo de traspaso puede influir en la recuperación del proceso de una crisis. Su planteamiento se basa en suponer que dos países con características distintas, digamos A y B, sufren grandes depreciaciones cambiarias, y que el país A no sufre de inflación después de la depreciación, mientras que el país B experimenta inflación después de la depreciación. El país A tiene un bajo coeficiente de traspaso, y el país B tiene un coeficiente de traspaso mucho mayor. El país A gozará, aunque de manera temporal de la competitividad consolidada a partir del precio de sus exportaciones, y obtendrá su

recuperación económica en un periodo relativamente rápido. Es muy probable que la moneda del país A se aprecie una vez que la economía se recupere gradualmente. El tipo de cambio nominal se apreciará a un nivel que no es el que se tenía antes de la crisis, pero que esta ligeramente depreciado, y la crisis se habrá superado. El país B perderá competitividad a través de la inflación, con un nivel sostenido del tipo de cambio nominal depreciado. Dentro de un año o dos, el tipo de cambio real del país A y del país B regresará a un nivel que refleje su verdadera competitividad, pero el país A obtendrá este por apreciación nominal mientras que el país B obtendrá este por su inflación doméstica.

Desde el punto de vista de la competitividad de las exportaciones, las dos trayectorias pueden ser equivalentes, pero desde el punto de vista del sistema financiero, ambas presentan resultados crucialmente diferentes. El país B, con depreciación nominal e inflación doméstica, tiende a sufrir de inestabilidad, sino es que de una crisis en el sistema financiero, mientras que el país A no sufrirá de tal inestabilidad en el mediano plazo. La razón para la inestabilidad financiera en el país B es el deteriorado estado en que se encuentran los balances de las instituciones financieras. Primero, los balances de las instituciones financieras de los países en desarrollo tienden a tener obligaciones en moneda extranjera más que activos denominados en alguna divisa. Esto ocurre cuando los bancos piden préstamos en dólares a las instituciones extranjeras mientras que prestan en moneda doméstica a las empresas domésticas. Segundo, en una crisis financiera, las empresas domésticas tienden a caer en la medida en que los consumidores internos reducen sus gastos y los bancos a su vez enfrentan problemas en la recuperación de sus créditos. Tercero, ellos desarrollarán escasez de liquidez en la medida que los inversionistas huyen a las instituciones externas (capitales golondrinos), cuando la depreciación es rápida y la salud del sistema financiero queda cuestionada.

Por lo tanto, si el mecanismo de traspaso es breve o no tiene implicación significativa al proceso de recuperación económica. De lo anterior, se puede concluir tentativamente que es importante que la inflación interna se deba mantener en su nivel más bajo cuando la moneda se deprecie considerablemente, no como un resultado de la inflación interna, pero si como resultado de los flujos internacionales de capital, o a un cambio repentino de las expectativas de los inversionistas. De acuerdo con Ito, et al (2005), esta conexión entre el mecanismo de traspaso durante la crisis cambiaria y el proceso de recuperación económica es un aspecto innovador de su trabajo.

En la literatura de las crisis financieras, otro aspecto que se analiza con frecuencia es la relación entre el tipo de cambio y la tasa de inflación. Si un país en vías de desarrollo adopta como ancla nominal al tipo de cambio del dólar de los E.E.U.U., después el país tiene que adoptar una política monetaria que sea consistente con este régimen cambiario. Anclarse al dólar requiere que el país mantenga la tasa de interés similar a la tasa de interés de los Estados Unidos (con el fin de evitar la pérdida de la competitividad de las exportaciones). Cuando el país fracasa en mantener la tasa de inflación moderada (comparada con la de los Estados Unidos), entonces el país pone en riesgo la competitividad de sus exportaciones en el mediano plazo. Con el fin de evitar este problema, a veces se permite que la fijación del tipo de cambio se deslice suavemente hacia arriba o hacia abajo en un sistema conocido como fijación deslizante (*crawling peg*), es decir, el tipo de cambio se depreciará en una tasa aproximadamente igual al diferencial de inflación. De hecho, México e Indonesia implementaron este sistema de bandas antes de su respectiva crisis. En el más flexible régimen de tipo de cambio, la política monetaria puede ser independiente, y un choque puede ocurrir en la política monetaria, que cause inflación, y como un resultado, la depreciación del tipo de cambio. El punto es que el régimen de tipo de cambio administrado durante un periodo de relativa estabilidad puede producir una causalidad de la tasa de inflación al tipo de cambio, precisamente lo opuesto de la literatura del mecanismo de traspaso. Esta observación debe tomarse con precaución en el análisis del mecanismo de traspaso.

1.3 El traspaso del tipo de cambio y la discusión sobre la elección del régimen cambiario

Por varios años las economías pequeñas y abiertas se han visto afectadas por perturbaciones externas, por ejemplo, flujos de capital altamente volátiles. Las consecuencias han sido severas por lo que el debate en torno al conjunto de políticas que de manera más eficiente logran contener los efectos perversos de este tipo de perturbaciones en la economía nuevamente ha despertado interés. En dicho debate existe consenso sobre la importancia que para contrarrestar este tipo de perturbaciones tienen la estabilidad financiera y la de precios, la regulación financiera y una política fiscal sana. Sin embargo, persiste la controversia acerca del régimen cambiario que

puede ofrecer mayores beneficios a una economía pequeña y abierta expuesta a este tipo de perturbaciones externas.

El caso de México es interesante, ya que el país todavía se encuentra en proceso de consolidar la estabilidad macroeconómica, es decir, en la transición hacia un escenario de inflación baja y estable entre otras cosas. Cabe destacar que en las dos últimas décadas la economía mexicana ha experimentado depreciaciones considerables del tipo de cambio, así como altos niveles de inflación. No es sorprendente entonces que el “traspaso” del tipo de cambio en México haya sido alto y que las depreciaciones cambiarias por lo general se hayan traducido en presiones inflacionarias. Bajo tales circunstancias lo más factible sería esperar que un tipo de cambio con flexibilidad limitada contribuyera a reducir el nivel de inflación. Sin embargo, en años recientes bajo un régimen de tipo de cambio flexible en México se ha logrado disminuir la inflación y generar un ambiente de estabilidad macroeconómica.

De acuerdo con Baqueiro et al (2004) en el debate entre los tipos de cambio fijo y la flotación, el escenario o entorno de inflación no ha recibido la suficiente atención como uno de los elementos claves en dicho debate. Ellos plantean que una hipótesis recientemente abordada en la literatura sugiere que la intensidad del “traspaso” del tipo de cambio depende del escenario de inflación. Es decir, una vez que se logra un *ambiente de inflación estable*, caracterizado por niveles de inflación bajos y estables y por mercados competitivos, el “traspaso” del tipo de cambio a los precios se debilita. Lo anterior implica que luego de haber alcanzado la estabilidad de precios los beneficios de un régimen de libre flotación son más evidentes, ya que la disminución en el “traspaso” del tipo de cambio reduce el “temor a la flotación”.

Tradicionalmente, el argumento principal a favor del establecimiento de regímenes de tipo de cambio flexible es que la política monetaria no se encuentra restringida por un nivel predeterminado de tipo de cambio, y ello permite determinar las tasas de interés de forma tal que se consiga un equilibrio interno (v. gr. estabilidad en precios) mientras que el tipo de cambio nominal se ajusta de forma que las cuentas externas también alcancen un equilibrio. Bajo este régimen, la política monetaria por sí sola constituye el ancla nominal de la economía y una vez que se logra y mantiene la estabilidad de precios, las autoridades monetarias pueden entonces fijar las tasas de interés para suavizar el ciclo económico; es decir, a partir de la consecución de la estabilidad de precios la política monetaria puede intentar ser contracíclica. Otro punto a favor del tipo de cambio flexible es que cuando la economía se ve afectada por una perturbación

adversa a los términos de intercambio, la depreciación necesaria del tipo de cambio real se logra mucho más rápido cuando se deprecia el tipo de cambio nominal que cuando se espera a que disminuya el nivel de precios, como se requeriría bajo un régimen de tipo de cambio fijo. Otro argumento al que se hace referencia sugiere que un tipo de cambio flexible, al absorber los efectos de las perturbaciones externas, propicia menor volatilidad en las tasas de interés y permite que el sector real se aísle de las perturbaciones externas.

En el otro extremo del debate, el argumento principal a favor del establecimiento de regímenes de tipo de cambio fijo es que estos otorgan credibilidad a la política económica, ya que imponen un mecanismo automático que regula la cantidad de dinero y, por consiguiente, el nivel de tasas de interés. La fijación del tipo de cambio implica el abandono de una política monetaria independiente y, a la vez, la importación de la política monetaria (así como la credibilidad) de la otra economía. Otra ventaja de dicho régimen es que el papel del tipo de cambio como ancla nominal de la economía es un elemento mucho más fácil de entender por parte del público que el concepto más abstracto de la política monetaria. De esta forma, la estabilidad de precios se logra, en teoría, con mayor rapidez.

Desde un punto de vista teórico el debate siempre se ha centrado en los dos sistemas cambiarios puros: flexible contra fijo. Sin embargo, en la práctica, varios países han adoptado esquemas que combinan características de ambos regímenes. Un ejemplo clásico lo constituyen las bandas cambiarias, en donde el tipo de cambio puede fluctuar libremente dentro de un intervalo determinado por los límites de la banda. No obstante, en años recientes varios países han hecho modificaciones a su política cambiaria que los ha llevado hacia los extremos y que a su vez ha dado lugar a lo que hoy se conoce como la visión bipolar. Por un lado, el papel cada vez más importante que juega la transparencia de la política económica y la efectividad de los esquemas de objetivos de inflación han propiciado el cambio hacia regímenes cambiarios más flexibles. Así, diferentes tipos de regímenes de “flotación controlada” han adoptado medidas encaminadas hacia esquemas más cercanos a la “flotación pura”. Por el contrario, la importancia que la credibilidad tiene en la sostenibilidad de un régimen cambiario ha llevado a otras economías en la dirección opuesta. En algunos casos, los regímenes tradicionales de tipo de cambio fijo, hoy considerados como “fijación suave” (*soft pegs*), se han convertido en “fijación dura” como son los esquemas de dolarización y los consejos monetarios.

Hasta ahora la evidencia empírica no ha sido concluyente en cuanto a qué tipo de régimen propicia un mejor desempeño macroeconómico. Edwards (1993) analiza evidencia de países en vías de desarrollo durante la década de los ochenta y sugiere que países con tipos de cambio fijo experimentan inflaciones más bajas que las observadas en países con regímenes de libre flotación. Su estudio sugiere que uno de los motivos que originan dicho resultado es que los regímenes de tipo de cambio fijo imponen mayor disciplina en las autoridades monetarias. Sin embargo, en otro estudio Gosh, Gulde y Ostry (1995) encuentran que en países con niveles de ingreso medio-alto la flexibilidad del tipo de cambio no se encuentra asociada con inflaciones elevadas. Sus resultados sugieren que en estos países los regímenes extremos (“fijación dura” y “flotación pura”) experimentan inflaciones más bajas que aquellos con regímenes intermedios. Con respecto al desempeño del producto ante diferentes regímenes cambiarios la evidencia tampoco ha sido concluyente. Un estudio del FMI (1997) señala que durante el período de 1975 a 1996 no existieron diferencias significativas en las tasas de crecimiento del PIB de países con cualquiera de los dos tipos de régimen cambiario. Más aún, Levy-Yeyati y Sturzenegger (2002) encuentran que en países en vías de desarrollo los regímenes de tipo de cambio flexible están relacionados con un menor crecimiento y una mayor volatilidad en el producto. Sin embargo, encuentran también que en países industrializados el régimen cambiario al parecer no tiene un impacto significativo sobre el crecimiento económico.

Los planteamientos anteriores sugieren que el debate en cuanto a regímenes de tipo de cambio fijo o flexible no sólo no se ha resuelto sino que recientemente se ha polarizado entre los extremos de “fijación dura” y “flotación pura” (visión bipolar). Asimismo, la evidencia reciente sobre el desempeño macroeconómico de países con diferentes regímenes cambiarios no parece indicar de forma contundente la dirección que tomará el debate en el futuro. Esto último posiblemente se deba a que el desempeño macroeconómico no sólo depende del régimen cambiario sino también de otros factores, entre los que se encuentran la política fiscal y la competencia en los mercados. Por ejemplo, el hecho que en muchos países en vías de desarrollo la política fiscal ejerza dominancia sobre la política monetaria y cambiaria dificulta el análisis de los efectos macroeconómicos que tienen los diferentes regímenes cambiarios.

Como se mencionó, bajo regímenes de tipo de cambio flexible la política monetaria es independiente. Lo anterior significa que las tasas de interés se pueden determinar con el propósito de mantener la estabilidad de precios, mientras que al mismo tiempo el tipo de

cambio nominal puede ajustarse para equilibrar las cuentas externas. Sin embargo, algunos autores han sugerido que en economías pequeñas y abiertas en las que es difícil que el tipo de cambio se ajuste libremente, aun bajo un régimen de tipo de cambio flexible la política monetaria no puede ser completamente independiente. Estos argumentos han sido propuestos principalmente por Calvo y Reinhart (2002) con la hipótesis del “temor a la flotación” y por Eichengreen y Hausmann (1999) con la hipótesis del “pecado original”. Estos autores sostienen que las ventajas tradicionales de la flotación pura no son alcanzables en las economías emergentes debido a la falta de credibilidad en las instituciones de dichos países. Por tanto, debido a que desde su punto de vista el problema es endémico, la recomendación es que estos países adopten regímenes cambiarios del tipo “fijación dura” con la finalidad de resolver sus problemas de credibilidad.

El argumento principal en contra de la flotación se basa en la hipótesis de que en algunos países las depreciaciones del tipo de cambio nominal tienen efectos negativos, por lo cual, aunque en teoría el tipo de cambio sea flexible, en la práctica en dichas economías se busca limitar las variaciones del tipo de cambio. La implicación inmediata de este argumento es que la política monetaria se ve restringida y su papel se limita a mantener la estabilidad cambiaria. En este caso, el régimen de tipo de cambio flexible se convierte *de facto* en una “fijación suave”. Así, el argumento en contra de la flotación sugiere que la comparación válida no es entre “fijación dura” y libre flotación sino más bien entre “fijación dura” y “fijación suave”. Finalmente, entre estas dos opciones se debe elegir la primera, ya que ofrece una mayor credibilidad en el régimen cambiario.

El elemento clave del argumento anterior es comprender por qué una depreciación cambiaria genera efectos negativos sobre la economía. En economías emergentes existen dos razones por las que esto se puede presentar. Primera, la hipótesis del “pecado original” sugiere que las depreciaciones son costosas en países en donde los agentes económicos no tienen acceso a préstamos de largo plazo denominados en su propia moneda, lo que da lugar a endeudamiento en moneda extranjera. En este caso, la exposición al riesgo cambiario de dichas empresas restringe la capacidad de la política monetaria para acomodar una perturbación negativa a los términos de intercambio mediante una depreciación cambiaria, y, por tanto, la autoridad monetaria se ve en la necesidad de elevar las tasas de interés. Una segunda razón por la que las autoridades monetarias pueden intentar evitar una depreciación del tipo de cambio es cuando la intensidad del “traspaso” del tipo de cambio a los precios es elevado. En este caso, la

autoridad monetaria busca minimizar el efecto de la perturbación negativa sobre los precios internos, a través de un aumento en las tasas de interés. Como se mencionó, bajo tales circunstancias el régimen que en teoría es de tipo de cambio flexible *de facto* funciona como una “fijación suave”.

De los argumentos anteriores se deduce que uno de los aspectos centrales de la crítica del “temor a la flotación” hacia los regímenes de tipo de cambio flexible tiene que ver con la intensidad del “traspaso” del tipo de cambio a los precios.

El argumento básico en contra de la adopción de regímenes de tipo de cambio flexible es que dado que en la práctica estos no parecen generar los beneficios tradicionales, la economía en cuestión debería mejor adoptar un sistema del tipo de “fijación dura”. Por otra parte, una de las hipótesis que todavía no ha sido discutida ampliamente en la literatura, de acuerdo con Baqueiro et al (2004), tiene que ver con el hecho de que para gozar de los beneficios de la flotación, es necesario primero alcanzar inflaciones bajas y estables. Taylor (2000) sugiere que la intensidad del “traspaso” del tipo de cambio descende en la medida en que la inflación disminuye, principalmente porque el poder de las empresas para la determinación de sus precios también se reduce. Cuando la inflación es elevada, la variación en el precio de un bien se debe en mayor medida al cambio en el nivel general de precios y en menor medida, a un cambio en precio relativo. Por el contrario, cuando la inflación disminuye, los cambios en el precio de un bien usualmente obedecen en mayor medida a cambios en los precios relativos. Asimismo, la incertidumbre asociada a los escenarios de alta inflación propicia que exista mayor dispersión en las expectativas de inflación de los agentes económicos. De esta manera, en escenarios de inflación elevada es más difícil para el público distinguir qué parte de las variaciones en los precios obedecen a cambios en el nivel general de precios y qué parte a cambios en los precios relativos, por lo que para las empresas es más fácil traspasar incrementos en el precio de sus insumos a sus precios de venta. Lo anterior sugiere que tanto el escenario de inflación como las expectativas de inflación afectan la intensidad del “traspaso” del tipo de cambio a los precios.

1.4. El traspaso inflacionario del tipo de cambio y las metas de inflación

En la última década la política monetaria denominada como de “metas de inflación”, *inflation targeting* se ha convertido en el eje de la estrategia monetaria de una importante cantidad de bancos centrales de diversas partes del mundo. De acuerdo con , Landerretche y Schmidt (2002) se puede considerar que en México se ha aplicado plenamente a partir de 1999. Algunos autores argumentan que en el caso de las economías emergentes que han aplicado este régimen enfrentan algunas complicaciones para cumplir la meta de inflación bajo la presencia de *shocks* fiscales o externos, principalmente en economías de este tipo con movimientos bruscos del tipo de cambio. Los cambios abruptos en el tipo de cambio nominal pueden afectar no sólo, como se ha planteado, la competitividad real de la economía y el déficit de la cuenta corriente sino que además pueden erosionar la trayectoria de inflación original.

El efecto positivo del tipo de cambio nominal sobre la tasa de inflación es ciertamente uno de los problemas potenciales más importantes de una política de metas de inflación que bajo esas circunstancias, tiende a sufrir lo que se conoce como “dominación externa”, Galindo y Ros (2006). Esto es la fuerte sensibilidad de los precios a los movimientos cambiarios y a los choques externos, generalmente asociados a la economía global, los cuales dificultan cumplir con la meta inflacionaria propuesta inicialmente por el Banco Central. Autores como Schmidt-Hebbel y Werner (2002) y Fraga, Goldfajn y Minella (2003) sostienen que el régimen de objetivos de inflación reduce la transmisión del tipo de cambio a la inflación, gracias al aumento de la credibilidad de las autoridades monetarias y, por tanto, al uso creciente de formación expectativas inflacionarias hacia delante que no se contaminan del *shock* cambiario de corto plazo.

1.5 Estudios para México

Santaella (2002), una vez que encuentra evidencia a favor de la paridad del poder de compra (PPC), sostiene que esto tiene como implicación que el traspaso inflacionario del tipo de cambio debe ser unitario en el largo plazo. Sin embargo, también argumenta que es de sumo interés tanto académico como para la política económica estimar el

traspaso en el corto y mediano plazo, lo cual gira alrededor del tema de la duración de las desviaciones de la PPC, de acuerdo con él.

Para tal objetivo, Santaella estima una ecuación dinámica para la inflación especificando un mecanismo de corrección de errores, una vez que encuentra que ambos índices de precios al consumidor, de México y de Estados Unidos, cointegran. El término de corrección de errores para el índice general de precios al consumidor que estimo es el siguiente:

$$e_t = inpc_t - 0.989inpc_t^* + 0.1468 \quad (1.2)$$

Donde $inpc_t$ e $inpc_t^*$ son los logaritmos de los índices de precios al consumidor de México y de Estados Unidos, respectivamente. Tomando en cuenta lo anterior, la ecuación dinámica para el INPC se especifica como:

$$\Delta inpc_t = \alpha + \beta \Delta inpc_{t-1} + \delta \Delta inpc_t^* + \gamma e_{t-1} \quad (1.3)$$

De acuerdo con Santaella, el coeficiente δ , de esta última ecuación, representa el traspaso inmediato o de impacto, de un cambio en el tipo de cambio sobre la tasa de inflación. Esta ecuación es estimada para dos periodos: uno que denomina el periodo completo 1969-2003 y para un subperiodo 1996-2003, para el primer periodo encuentra que el coeficiente de traspaso es de 0.1018, mientras que para el segundo es de 0.0254, prácticamente la quinta parte del estimado para todo el periodo muestral, y lo que es más importante resulta estadísticamente indistinguible de cero. De esta forma, Santaella (2002) encuentra que se ha presentado un menor traspaso inflacionario en el corto plazo del tipo de cambio para el periodo 1996-2003 en comparación con el obtenido para el periodo completo.

Por otra parte, Baqueiro et al (2003), obtienen la relación entre los precios y el tipo de cambio mediante la estimación de la siguiente ecuación por el método de mínimos cuadrados ordinarios:

$$p_t = \beta_0 + \beta_1 er_t + \varepsilon_t \quad (1.4)$$

Donde p_t representa el logaritmo del índice de precios al consumidor y er_t el logaritmo del tipo de cambio nominal. En este caso β_1 representa el nivel del “traspaso” del tipo

de cambio a los precios, aunque ellos argumentan que debido a la omisión de los salarios (así como del precio de otros insumos por la falta de información) es posible que este coeficiente se encuentre sesgado hacia arriba. Lo cual significa que el nivel estimado del “traspaso” del tipo de cambio quizás sea mayor que su nivel verdadero. Sin embargo, aclaran que para los efectos de su ejercicio esto no representa un problema, ya que la intención es comparar la evolución del “traspaso” del tipo de cambio entre diferentes periodos.

Baqueiro et al (2003) analizan el comportamiento del “traspaso” del tipo de cambio a lo largo del tiempo para distintos países incluyendo a México, por lo cual establecen dos periodos de muestra para cada país, uno identificado como episodio de inflación “alta” y otro de inflación “baja”. El periodo de inflación “alta” únicamente significa que la inflación promedio experimentada durante ese periodo es mayor que la observada en el periodo de inflación “baja”. La tabla 1.1 muestra la periodización del estudio de Baqueiro et al, de acuerdo a lo periodos de inflación:

Tabla 1.1

Descripción de los episodios de inflación para México de acuerdo con Baqueiro et al (2004)

Inflación	Periodo muestral		Inflación anual promedio	Depreciación (+) / Apreciación (-)
	De:	A:		
“Alta”	1996:10	1999:11	18.76	8.55
“Baja”	1999:12	2002:06	7.47	-1.25

Fuente: Tomado de Baqueiro et al (2004) pág. 82

Los resultados del coeficiente de las estimaciones efectuadas por estos autores del “traspaso” del tipo de cambio a los precios (β_1) se presentan en la tabla 1.2:

Tabla 1.2

Estimación del “Traspaso” del tipo de cambio para México efectuada por Baqueiro et al (2003)

Inflación	Periodo muestral		Coeficiente de “Traspaso” (β_1)	Prueba de cointegración de Johansen	
	De:	A:		1 a 2 rezagos (LR)	1 a 12 rezagos (LR)
“Alta”	1996:10	1999:11	1.35*		
“Baja”	1999:12	2002:06	-0.48	26.84**	34.14**

Notas: *Estadísticamente significativo al 5%. ** Se rechaza la hipótesis de ningún vector cointegración a un nivel de significancia del 5%. Fuente: Tomado de Baqueiro et al (2004) pág. 84

Como se puede apreciar, estos autores encuentran que en el periodo que se caracteriza por una inflación alta el traspaso del tipo de cambio a la inflación es mayor, a diferencia de la magnitud del traspaso cuando se experimenta una inflación baja y estable como la del periodo de 1999:12 a 2002:06.

Galindo y Ros (2006) encuentran que el tipo de cambio nominal tiene un efecto importante en el proceso inflacionario en México. Sostienen que desde la instrumentación del régimen de objetivos de inflación este impacto ha disminuido, pero el que se haya reducido no implica que se haya eliminado por completo. De esta forma, ellos argumentan que una devaluación del tipo de cambio nominal se traduce en una mayor inflación, mientras que una apreciación conduce a una reducción del ritmo inflacionario. La evidencia encontrada por estos autores, sobre el efecto negativo de la sobrevaluación cambiaria en el ritmo de crecimiento económico y el traspaso de las devaluaciones a la inflación- indica que los procesos de reducción de la tasa de inflación y el bajo crecimiento económico están relacionados a través del desempeño del tipo de cambio real. Plantean que luego de la fuerte depreciación del tipo de cambio real de 1995 se ha observado un paulatino proceso de apreciación que sólo se interrumpió entre 2002 y 2003, de esta forma “el tipo de cambio real de finales de 1995 a 2002 se apreció cerca de 35, y 27% de 1995 a 2004”. Sugieren que este comportamiento, junto con un tipo de cambio nominal relativamente estable y una economía más abierta, ha implicado que el gobierno contribuya de manera sustancial a reducir presiones inflacionarias.

Así, la respuesta asimétrica de la política monetaria a los *shocks* del tipo de cambio nominal se ha traducido en un sesgo a favor de la apreciación del tipo de cambio real. Esta sobrevaluación está relacionada con el importante efecto de transmisión (*pass through*) del tipo de cambio nominal a la inflación. De acuerdo con estos autores, el Banco de México ha buscado reducir este efecto de transmisión, entre el tipo de cambio y la inflación a través del aumento del corto ante devaluaciones bruscas, lo cual se ha traducido en un sesgo en la apreciación cambiaria

1.6 Evidencia de otros países

Goldfajn y Verlang (2000), usando una muestra de 71 países, encuentran que los principales determinantes del coeficiente de traspaso son el componente cíclico del producto, la sobrevaluación inicial del tipo de cambio real (TCR), la tasa inicial de inflación y el grado de apertura. De los anteriores, los desequilibrios del TCR es el

determinante más importante para los mercados emergentes, mientras que la inflación inicial lo es para los países desarrollados.

Para el mecanismo de traspaso del precio de las importaciones, Campa y Goldberg (2002) encuentran que, para 25 países pertenecientes a la OECD, la composición de las importaciones es más importante en la explicación del comportamiento del mecanismo de traspaso que la inflación y la volatilidad del tipo de cambio. Por el contrario, Otani et al (2003) encuentran que en el caso de Japón que la reducción de el coeficiente de traspaso del tipo de cambio al precio de las importaciones proviene principalmente de la reducción en cada producto, en lugar de un cambio en la composición de las importaciones. Marazzi et al (2005) encuentran que el cambio en la composición de las importaciones ofrece únicamente una explicación parcial para la reducción en el coeficiente de traspaso a los precios de las importaciones de Estados Unidos.

Sobre los precios domésticos, Choudri y Hakura (2001) en 71 países, incluyendo tanto desarrollados como en vías de desarrollo, encuentran una fuerte asociación positiva entre el mecanismo de traspaso y la tasa de inflación promedio entre los países. La tasa de inflación mostró mayor influencia sobre otras variables macroeconómicas en la explicación de diferencias entre países en el coeficiente de traspaso. De manera similar, en 122 países, Devereux y Yetman (2003) encuentran una relación no-lineal positiva lineal entre el coeficiente de traspaso, la inflación promedio y el tipo de cambio.

Gagnon e Ihrig (2004) prueban cuando el cambio del coeficiente de traspaso en 20 países industrializados es explicado por el cambio en el régimen de inflación. Relacionando el coeficiente estimado de traspaso con el cambio de régimen ex ante y posterior a la inflación para cada país con los correspondientes regimenes inflacionarios, ellos encuentran que la reducción en tal coeficiente se explica por el descenso en la variabilidad de la inflación. Bailliu y Fujii (2004) también encuentran que para 11 países industrializados que dicho coeficiente se reduce con un cambio a un entorno de baja inflación acompañado seguidamente por un cambio en la política monetaria.

Frankel et al (2005) en un estudio basado sobre ocho bienes seleccionados de 76 países durante 1990-2001 también encuentran reducción en el coeficiente de traspaso, y que tal descenso fue mucho más rápido para los países en desarrollo que para los países con un ingreso mucho más alto. Ellos encuentran que el ingreso per cápita, la distancia bilateral, las tarifas, el tamaño de los países, los salarios, la variabilidad de largo plazo del tipo de cambio y la inflación de largo plazo son determinantes importantes del coeficiente de traspaso.

Khundrakpam (2007), estudia el efecto de las reformas económicas sobre el traspaso del tipo de cambio en los precios domésticos en la India. Expondremos brevemente la metodología empleada por Khundrakpam (2007) debido a que de este trabajo se extrajo el modelo teórico de referencia y las variables empleadas para contrastar la hipótesis de que el coeficiente de traspaso del tipo de cambio se redujo con la implementación del nuevo régimen cambiario de flotación, con respecto del régimen cambiario previo semifijo.

A partir del trabajo de Bailliu y Fujii (2004), Khundrakpam (2007) presenta una especificación de forma reducida para estimar el coeficiente de *pass-through*, la cual se deriva de la conducta maximizadora de ganancias de una empresa extranjera exportadora del siguiente tipo:

$$\underset{P}{Max} \pi = e^{-1}PQ - C(Q) \quad (1.5)$$

donde π es la ganancia en la moneda de la empresa exportadora, e es el tipo de cambio de la moneda doméstica por la moneda de la empresa de exportación, P es el nivel de precios de la moneda doméstica, $C(Q)$ es la función de costos en la moneda de la empresa exportadora y Q es la cantidad demandada. La condición de primer orden para la maximización de (1.5) es:

$$P = eC_q\mu \quad (1.6)$$

Donde C_q es el costo marginal y μ es el margen sobre el costo marginal el cual depende de la elasticidad precio de la demanda del bien. Así, el precio en la moneda doméstica P puede cambiar como un resultado del tipo de cambio, cambio en el costo marginal de la empresa y el margen. El costo marginal cambiará debido a los costos del insumo local, mientras el margen puede cambiar debido a un cambio en la demanda de factores en el país importador. Así, en la forma reducida, la ecuación del precio se puede escribir como:

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_t + \alpha_2 P_t^* + \alpha_3 Y_t + \varepsilon_t \quad (1.7)$$

Donde P es el costo marginal de la empresa exportadora y Y son las condiciones del país importador. En la literatura, variantes de (1.7) han sido empleadas para estimar el coeficiente de traspaso (ver Goldberg y Knetter (1996)).

De acuerdo con Khundrakpam (2007), para estimar el traspaso en el nivel de precios agregado, se requiere adaptar (1.7) a tomar en cuenta los siguientes aspectos. Primero, tanto los índices de precios como el tipo de cambio se asumen que son procesos no estacionarios de orden uno, $I(1)$, es común usar especificaciones en primeras diferencias, es decir, en la forma de una ecuación de inflación (ver Bailliu y Fujii (2004)) entre otros). En este caso, siguiendo a Khundrakpam (2007), la especificación es considerada en primeras diferencias, en la medida que los datos poseen raíces unitarias y las pruebas de cointegración no revelaron, en el caso de la India, la posible existencia de una relación de largo plazo en las series.

Segundo, se necesita tomar en cuenta los efectos rezagados de las variables explicativas, por tanto resulta una ecuación de inflación del tipo:

$$\Delta P_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^n \alpha_{1i} \Delta e_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta P_{t-i}^* + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.8)$$

Tercero, (1.8) es esencialmente una ecuación de inflación, por lo que se requiere tomar en cuenta la inercia inflacionaria. Por lo que siguiendo un enfoque para la inflación de expectativas adaptativas, se incorporaron rezagos de la inflación como variables explicativas, las cuales también sirven para distinguir entre coeficiente de traspaso de corto y largo plazo, de lo anterior se tiene la siguiente especificación:

$$\Delta P_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^n \alpha_{1i} \Delta e_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta P_{t-i}^* + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.9)$$

Cuarto, Khundrakpam (2007) argumenta que en la India los choques de los precios de algunas *commodities* primarias, particularmente el de los alimentos, afectan frecuentemente el nivel general de precios. Por tanto, el argumenta que de acuerdo a la sugerencia de Mohanty y Klau (2001), se debe incluir un choque de la variable precio de los alimentos, *fshock*, la cual se define como el exceso de inflación del precio de los alimentos sobre la inflación del nivel general de precios del año previo.

$$\Delta P_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^n \alpha_{1i} \Delta e_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta P_{t-i}^* + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{5i} shock_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.10)$$

De esta manera, el término rezagado de la inflación proporciona la velocidad del traspaso a la inflación. El coeficiente de traspaso de corto plazo esta dado por α_2 y el coeficiente de largo plazo por $\alpha_2/(1-\alpha_1)$. Khundrakpam (2007) estima dos especificaciones con ciertas adiciones a (1.10), en las cuales incorpora las asimetrías con respecto a la apreciación y depreciación y con respecto a la magnitud de la variación del tipo de cambio.

En cuanto a los resultados obtenidos por Khundrakpam (2007), no encuentra evidencia de que el coeficiente de traspaso se haya reducido para la India después de una de las mayores devaluaciones experimentadas por ese país en julio de 1991. Argumenta que pese a la reducción de las tarifas de importación, la remoción de las restricciones comerciales, la creciente tasa de penetración de las importaciones debido a la apertura de la economía y al cambio en la composición de las importaciones siguiente a la liberalización económica, no se ha logrado reducir el mecanismo de traspaso en ese país.

El coeficiente de traspaso también ha sido analizado bajo la metodología VAR a través de la estimación de las funciones impulso-respuesta y la descomposición de varianza de varios precios entre los canales de distribución obtenidos de los choques del tipo de cambio y precios de las importaciones. El trabajo de Ito et al (2005) es uno de los más recientes que emplean esta metodología. Estos autores emplean una descomposición de Cholesky para identificar choques estructurales y examinar el traspaso de cada choque a la inflación domestica por medio de las funciones de impulso-respuesta y la descomposición de varianza. Las relaciones entre los residuales del VAR de la forma reducida y las perturbaciones estructurales que ellos estimaron se puede escribir de la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} u_t^{oil} \\ u_t^m \\ u_t^{efexr} \\ u_t^{gap} \\ u_t^p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ S_{21} & S_{22} & 0 & 0 & 0 \\ S_{31} & S_{32} & S_{33} & 0 & 0 \\ S_{41} & S_{42} & S_{43} & S_{44} & 0 \\ S_{51} & S_{52} & S_{53} & S_{54} & S_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{oil} \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^{efexr} \\ \varepsilon_t^{gap} \\ \varepsilon_t^p \end{bmatrix} \quad (1.11)$$

Donde: *oil*, son los precios del petróleo, *m* es la oferta monetaria incorporada a través del M2 estacionalmente ajustado, *efexr* es el tipo de cambio nominal efectivo, *gap* es la brecha del producto obtenida a partir de los residuales de una regresión del logaritmo natural del índice de la producción industrial sobre una constante y una tendencias lineal y cuadrática, y *p* son distintos índices de precios: al consumidor, al productor y de importación, considerados individualmente en cada estimación con el resto de las variables. Por el momento sólo planteamos la especificación estimada por estos autores, posteriormente exponemos en el capítulo III, cuando abordemos la estimación para el caso de México, las relaciones teóricas que subyacen al ordenamiento de las variables. En cuanto a los resultados obtenidos por Ito et al (2005), el análisis VAR mostró que el tamaño del traspaso de los choques monetarios son mayores en Indonesia. De esta forma, para este país la política monetaria acomodaticia así como también el alto grado de respuesta del Índice de Precios al Consumidor (IPC) a los tipos de cambio contribuyeron a una alta inflación, resultando en la pérdida de competitividad de sus exportaciones, aun cuando la moneda se depreció rápidamente en términos nominales en 1997-98.

1.7 Consideraciones del Capítulo 1

En el capítulo se definió el traspaso (*pass-through*) inflacionario del tipo de cambio, se establecieron algunos de sus determinantes, se destacó la relevancia e importancia del tema, así como la forma en que esta vinculado con otros aspectos teóricos tanto macroeconómicos como a nivel microeconómico.

Como hemos visto, el interés por el estudio de este mecanismo de traspaso se remonta a mediados de la década de los setentas, cuando las principales monedas empezaron a experimentar una gran volatilidad y por el impacto que esto representaba para los países en términos de su “balance externo” y en el nivel de precios doméstico.

De igual forma se planteó, que la intensidad del coeficiente de traspaso del tipo de cambio es un elemento clave en la discusión de la elección del régimen cambiario, como lo destaca el trabajo de Baqueiro et al (2004), donde se argumenta que este depende en buena medida del escenario de inflación, generalmente se debilitará en un entorno de baja inflación y se fortalecerá en la medida en que la inflación se incremente. De acuerdo con estos autores, la manera de reducir el “temor a la flotación” es a partir

de, entre otros factores, la generación de un círculo virtuoso de inflación baja y estable y un reducido traspaso del tipo de cambio a la inflación.

A su vez un intenso traspaso del tipo de cambio a los precios domésticos puede representar un problema para la consecución de los objetivos de inflación por parte de un Banco Central principalmente en las economías emergentes, como lo destaca el estudio de Galindo y Ros (2006), de ahí la necesidad de cuantificar su magnitud y estudiar su evolución.

La literatura sobre el tema en nuestro país de cuenta de una reducción del traspaso inflacionario en años recientes, específicamente en un entorno de baja inflación como lo sugiere el estudio de Baqueiro et al (2004), y el de Santaella (2002) para el periodo 1996-2003, en el que el régimen de flotación ha estado vigente.

De alguna forma el régimen de flotación del tipo de cambio ha coexistido con la implementación plena del esquema de objetivos de inflación Si bien, a partir de la instrumentación del régimen de objetivos de inflación el impacto del tipo de cambio nominal en el proceso inflacionario ha disminuido en México, esto no implica que se haya eliminado por completo, Galindo y Ros (2006)

En el siguiente capítulo presentamos diversos elementos econométricos que nos permitirán inferir algunos aspectos sobre su magnitud y la forma en que se encuentra relacionado con otras variables en el periodo de estudio, de lo cual nos ocuparemos en el tercer capítulo.

Capítulo 2. Metodología Econométrica

2.1 Metodología para la estimación de modelos econométricos

El debate respecto al enfoque metodológico que se debe emplear en economía es muy antiguo, sin embargo, en econometría este debate es relativamente reciente. Si bien podemos encontrar algunas opiniones al respecto desde John Stuart Mill, en el siglo XIX, no es sino hasta la fundación de la Sociedad Econométrica y de la revista *Econométrica* que se le empieza a dar a la metodología un lugar relativamente importante. Comúnmente se considera que lo que detonó el desarrollo de la metodología a partir de la década de los 70 fue la falla de los grandes modelos econométricos de la época (basados en la escuela tradicional) para predecir el comportamiento de las variables económicas después de choques externos (como el petrolero).¹

De acuerdo con Hendry (1995), el problema que enfrentaron los modelos macroeconómicos no sólo era el metodológico, sino que no se había considerado que la mayoría de las variables económicas son procesos no estacionarios.² Desde principios de los 70 se empezó a tratar también de una manera formal a las series de tiempo no estacionarias y a partir de consideraciones similares a las de Hendry, la econometría de series de tiempo se ha desarrollado rápidamente.

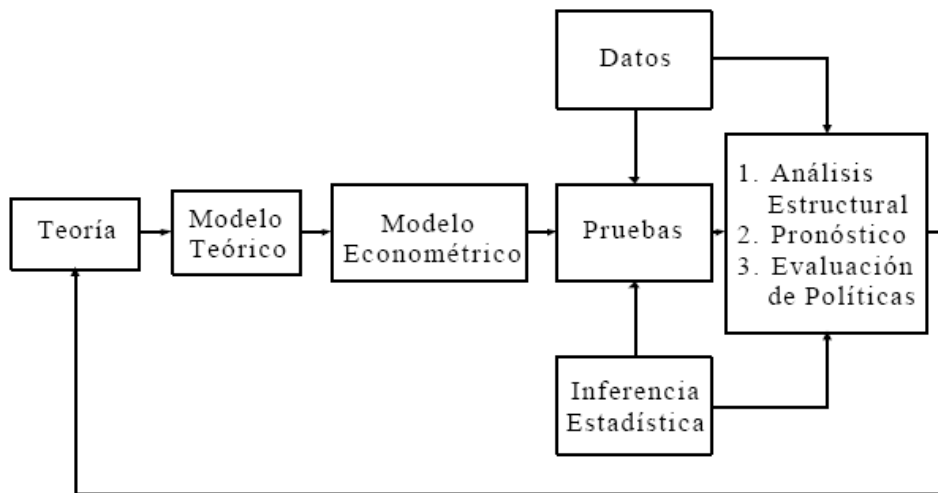
2.2 La escuela tradicional y los nuevos enfoques en econometría

La escuela tradicional tiene su fundamento, de acuerdo con Spanos (1990), en el trabajo seminal de Tinbergen que ha quedado grabado en textos de econometría de nivel básico e intermedio, por lo que también se le conoce como econometría de libro de texto. A continuación se reproduce el diagrama presentado por Spanos (1990) que sintetiza el enfoque empleado por la escuela tradicional.

¹ El problema no fue la falla de los modelos para predecir los choques, sino la falla al predecir el comportamiento de las variables económicas después del choque. Al respecto compárese Pagan (1990) y Hendry (1995).

² Véase Hendry (1995) y Enders (1995).

Diagrama 2.1



Este enfoque dio lugar a que en la práctica se utilizaran “recetas” y que existiera una separación entre la teoría y la práctica econométrica. Spanos (1990) cita a Blaug respecto a las “recetas” en econometría: “*expresar una hipótesis en términos de una ecuación, estimar varias formas de esa ecuación, escoger el mejor ajuste, desechar el resto y luego ajustar el argumento teórico para racionalizar la hipótesis que se estaba probando*”.

En la escuela tradicional, el papel del econometrista era sólo la estimación y evaluación empírica de relaciones sugeridas por la teoría utilizando criterios teóricos y estadísticos. Es decir, como se tiene *a priori* una especificación derivada de la teoría que se supone correcta, la tarea del econometrista se reduce a corregir los problemas de la estimación (autocorrelación, multicolinealidad, heteroscedasticidad, etc.). De acuerdo con Hendry (1993), estos problemas se manifestaban como signos “incorrectos” y coeficientes no significativos, porque se suponía el conocimiento de la especificación correcta. Los criterios estadísticos usados comúnmente eran la R^2 , los estadísticos t para cada variable y el estadístico de Durbin-Watson. Es importante resaltar que, a pesar de los problemas, la escuela tradicional dejó dos grandes aportaciones: 1) las técnicas econométricas para la estimación de los modelos (mínimos cuadrados y sus variantes, máxima verosimilitud, etc.); y 2) estableció claramente los objetivos de la econometría: análisis estructural, pronósticos y evaluación de políticas.

El problema básico del enfoque tradicional es que conducía a modelos estimados que estaban estadísticamente mal especificados, ya que se sostenía que el modelo teórico y el modelo empírico tenían que ser idénticos. Este problema dio lugar a diferentes críticas de la escuela tradicional. De cada una de éstas ha surgido una metodología para la práctica econométrica. Destacan básicamente cuatro: la de Lucas, la de Sims, la de Leamer, y la de Hendry.

La crítica de Lucas se refiere a que los modelos de la escuela tradicional tenían una estructura inestable. Esto debido a que los agentes económicos son racionales y reaccionan ante cambios de política económica. Lucas (1976) mostró que bajo la hipótesis de expectativas racionales (expectativas que se forman utilizando de manera eficiente toda la información disponible), los coeficientes estimados en modelos tradicionales son una mezcla de los parámetros de funciones objetivo de los agentes y de los parámetros estadísticos del proceso estocástico involucrado. Como consecuencia, estos coeficientes no pueden usarse para la evaluación de políticas, porque para esto sería necesario que ambos parámetros pudieran disociarse.

La solución a este problema viene dada por la incorporación de fundamentos microeconómicos a los modelos, de tal manera que los parámetros reflejen los cambios que realizan los agentes económicos dadas sus preferencias y la tecnología. La escuela que surge a partir de esta crítica es la del uso de expectativas racionales.³ Este enfoque constituye una ventaja respecto al tradicional ya que permite que los datos tengan un papel importante en el proceso, sin embargo, mantiene la restricción de que los modelos teórico y empírico deben ser los mismos.

La crítica de Sims señala que la escuela tradicional debe incluir la dinámica en el tiempo que presentan las series. Esta crítica dio lugar a los modelos de vectores autorregresivos (VAR). La metodología desarrollada para superar esta crítica incorpora el estudio de las relaciones de corto plazo entre las series, que no sólo era una omisión en la escuela tradicional, sino también de los modelos con expectativas racionales. La desventaja de los modelos de tipo VAR es que no presentan una estructura fundamentada en la teoría económica, por lo que son difíciles de interpretar.⁴

Sin embargo, es cierto que si bien la escuela tradicional se basa sólo en la teoría, y ése era su principal problema, el enfoque de Sims presenta el problema opuesto, sólo se

³ Para mayor profundidad en este aspecto véase Lucas (1976).

⁴ Para profundizar véase Pagan (1990) y Sims (1996).

basa en los datos. Los vectores autorregresivos por lo tanto son útiles con fines de pronóstico, pero no para análisis estructural ni para evaluación de políticas.

La crítica de Leamer es fundamentalmente una crítica al enfoque estadístico clásico utilizado en la econometría. Leamer propone un enfoque de tipo bayesiano⁵, de tal manera que se formalicen los conceptos *a priori* que se utilizan en la escuela tradicional. Su crítica conduce a comenzar con un modelo general y, dependiendo de las funciones de distribución de las variables, ir las acotando. Entre otras cosas, Leamer propone utilizar una metodología que va de lo general a lo particular para la especificación y estimación de modelos econométricos.

Por último, la crítica de Hendry a la escuela tradicional se puede resumir en tres puntos: debido a que utiliza un enfoque que va de lo particular a lo general, dos economistas pueden llegar a modelos muy diferentes sólo por aplicar un enfoque distinto en el proceso de diseño del modelo (esta crítica es similar a la de Leamer); el segundo punto es la autocorrelación (que en la escuela tradicional es vista como un problema) la cual no se debe corregir, sino aprovechar, debido a la información de corto plazo que aporta (crítica similar a la de Simms); y el último punto es que el enfoque tradicional usa la econometría para “ilustrar” teorías, la alternativa sería utilizar la econometría para “descubrir” las posturas económicas que son sostenibles y para probar científicamente teorías rivales.

A partir de la crítica de Hendry se ha formalizado y desarrollado lo que se conoce como escuela de Londres (LSE)⁶ o escuela de Hendry. Esta escuela se describe a continuación, ya que la metodología que propone será la que se use en este trabajo.

2.2 La escuela de Londres (LSE) y la metodología general a particular

La escuela de Londres (LSE), de Hendry, o General a Particular puede verse como la síntesis de las soluciones a cada una de las críticas anteriores. Para entender el cambio conceptual que presenta esta escuela, primero es necesario ampliar el concepto tradicional de econometría. Spanos (1998) propone: “... el estudio sistemático de fenómenos económicos de interés utilizando datos observados”.

⁵ Véase Leamer (1983).

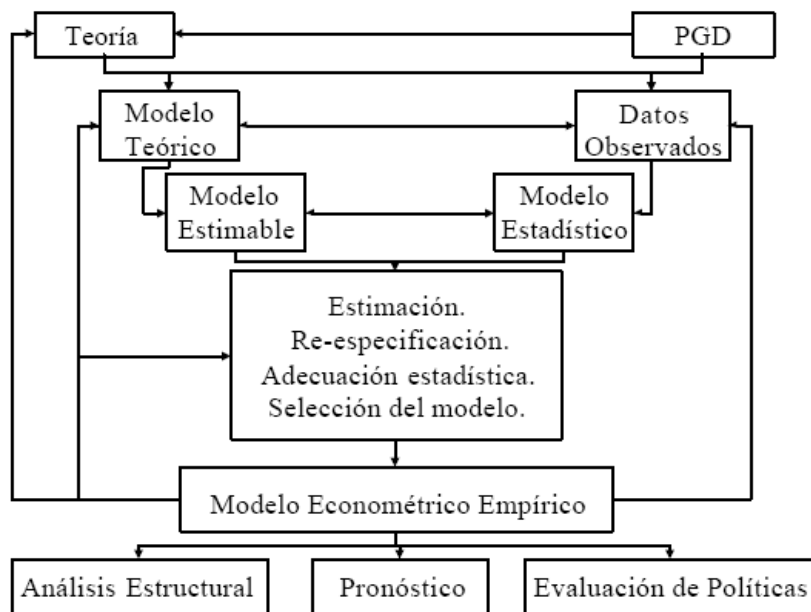
⁶ LSE: *London School of Economics*. Para profundizar en este enfoque véase Gilbert (1990), Granger (1990), Hendry (1995) y Pagan (1990) y (1992).

Esta definición permite relacionar el modelo empírico no sólo con la teoría, sino también con el mecanismo que está detrás de los datos observados, el proceso generador de datos (PGD). De esta manera, y como lo enfatiza Spanos (1990), la econometría ya no está restringida por la forma del modelo teórico, como lo estaba en la escuela tradicional.

En el diagrama 2.2, que es similar al presentado por Spanos (1990), se presenta una síntesis esquemática de la escuela de Londres. Este diagrama es directamente comparable con el diagrama 2.1. Como puede observarse, la principal diferencia es el papel de los datos en el proceso.

Hendry, *et. al.*(1995) introdujeron una serie de formalizaciones a lo que ya se hacía en Londres de una manera “tradicional”. Según Spanos (1990), las más importantes son: la especificación de modelos estadísticos se define directamente en términos de variables aleatorias y no a través del término de error; la segunda es que los modelos estadísticos son vistos como reducciones de la distribución conjunta de las variables aleatorias, lo que permite utilizar distintos conceptos de exogeneidad; la tercera es que se enfatiza la distinción entre el modelo teórico, el modelo empírico y el proceso generador de datos; y finalmente se formaliza el concepto de “abarcar otros modelos” (*encompassing*), que se refiere a que los modelos deben respaldar los resultados de otros modelos, o explicar sus fallas.

Diagrama 2.2



De este nuevo enfoque surge la metodología de lo general a lo particular o metodología de Hendry. Esta metodología se puede describir en cuatro pasos: marginalización, condicionamiento, reparametrización, y estimación y diagnóstico.

Es importante resaltar que al mismo tiempo que en Londres se desarrollaba esta metodología, en EUA se trabajaba en los conceptos de raíces unitarias y cointegración. Estos conceptos permitieron complementar la nueva escuela al incorporar la parte técnica necesaria para completar los pasos de reparametrización, estimación y diagnóstico.⁷ Esto se debe en gran medida al Teorema de Representación de Granger que permite pasar del mecanismo de corrección de errores, ya utilizado en la escuela de Londres, a las técnicas de cointegración, y viceversa.⁸ Esto permitió modelar correctamente las series de tiempo no estacionarias que, como se señaló anteriormente, son las que más aparecen en economía. Debido al auge que han experimentado estos conceptos, Pagan (1992) señala que los pasos de la metodología de LSE deben ser precedidos por el análisis del orden de integración (y de cointegración) de las variables estudiadas.

Antes de desarrollar cada uno de los pasos de la metodología, es importante explicar que el enfoque de Hendry está basado en el concepto de proceso generador de datos (PGD), que es la probabilidad conjunta de toda la muestra. Si x_t es el vector de observaciones de todas las variables en el periodo t , y $X_t = (x_1, \dots, x_{t-1})'$ entonces, la probabilidad conjunta de la muestra x_t puede escribirse como:

$$\prod_{t=1}^T D(x_t / X_{t-1}; \theta) \quad (2.1)$$

donde θ es un vector de parámetros de la función de densidad conjunta D . Esta función abarca todo lo que las variables puedan explicar (es no controvertible), pero al mismo tiempo es demasiado general para ser útil.

⁷ Otros autores, como Pagan (1990), señalan también cuatro pasos, pero diferentes a los aquí presentados. Estos pasos son: formular un modelo general consistente con un postulado teórico, reparametrización, simplificación, y estimación y diagnóstico.

⁸ Para una exposición completa de estos temas véase Engle y Granger (1987).

El modelado en econometría para Hendry consiste entonces en simplificar este PGD, de tal manera que se tenga una forma estimable. A continuación se desarrollan cada uno de los pasos de la metodología para obtener un modelo econométrico empírico.

2.2.1. Marginalización

Separar del PGD las variables que no nos interesan (w_t) en la determinación de las variables de interés, de acuerdo con lo que nos dice la teoría económica. Para esto, se requiere que el PGD en (3.1) pueda escribirse como:

$$D(x_t/X_{t-1};\theta) = A(w_t/X_t, Y_t; \alpha) \cdot B(y_t/Y_{t-1}, Z_t; \beta) \cdot C(z_t/Y_{t-1}, Z_{t-1}; \chi), \quad (2.2)$$

donde A es el componente del PGD que depende de las variables irrelevantes, B es el componente de interés (condicional) que relaciona la variable de interés y_t con las variables exógenas Z_t , y C es el componente que describe la generación de las variables z_t . De estos componentes, en general, B es el de interés para el econometrista, aunque para ciertos propósitos (por ejemplo, pronóstico) también C es relevante. La marginalización con respecto a w_t tiene dos partes, la primera es marginalización respecto a los valores actuales de w_t , lo que en general no es un problema, y la segunda es marginalización con respecto a los valores rezagados de w_{t-1} , lo que requiere que no exista causalidad a la Granger.⁹

2.2.2 Condicionamiento

Este paso se refiere a condicionar las variables endógenas (y_t) a las exógenas (z_t). Para esto se definen tres tipos de exogeneidad; para que el condicionamiento sea válido, las variables deben cumplir por lo menos con el primero. El primer tipo es la exogeneidad débil, la cual existe si la determinación de z_t no está influida por los parámetros β , es

⁹ El concepto de causalidad a la Granger se basa en dos axiomas: *i*) que la causa ocurrirá antes del efecto (prioridad temporal estricta) y *ii*) que la causa contiene información única acerca del efecto. Los dos axiomas implican que una variable precede a la otra.

decir, si $\beta \neq \chi$. De acuerdo con Banerjee, *et. al.*(1993), la exogeneidad débil asegura que no exista pérdida de información acerca de parámetros de interés por analizar sólo la distribución condicional, ya que la inferencia respecto a β puede hacerse condicional a z_t , sin pérdida de información respecto a lo que se obtendría usando la densidad conjunta de y_t y de z_t .

Técnicamente, con exogeneidad débil es válido condicionar y_t al conjunto z_t . Si los regresores no son débilmente exógenos entonces son endógenos y deben modelarse conjuntamente (simultáneamente). La exogeneidad débil es suficiente para llevar a cabo análisis estructural, pero para fines de pronóstico será necesario tener exogeneidad fuerte. Esta última es el segundo tipo de exogeneidad y para que exista se necesita que z_t no dependa de valores presentes o pasados de Y , es decir, exogeneidad débil más no causalidad a la Granger de Y a Z , lo cual significa que en (3.2) el tercer factor se reduce a $C(z_t/Z_{t-1}; \chi)$. Esto será suficiente tanto para análisis estructural como para pronóstico de varios pasos, ya que será posible estimar las z futuras y después pronosticar las y condicionales a esas z , sin embargo, con el fin de evaluar distintas políticas se necesita un requisito más fuerte, el de super exogeneidad. Ésta requiere exogeneidad débil y que los vectores de parámetros χ y β sean independientes. Gilbert (1990) explica este concepto diciendo que es necesario que no exista un vector de menor dimensión μ tal que $\chi = \chi(\mu)$ y $\beta = \beta(\mu)$. Esto quiere decir, que en la regresión $y = X\beta + v$, la super exogeneidad requiere que el vector de parámetros b sea independiente del proceso generador de las variables en X y no sólo independiente de los valores de esas variables. Si se cumple la super exogeneidad se podrá lograr la disociación de parámetros a la que se refiere la crítica de Lucas, por lo que será factible llevar a cabo análisis estructural, pronóstico y evaluación de políticas.

2.2.3. Reparametrización

Una vez hecho el condicionamiento es necesario reparametrizar el modelo para obtener variables explicativas que sean casi ortogonales e interpretables en términos del equilibrio final; esto implica buscar representaciones simples del PGD marginalizado y condicionado. Esto se hace a partir de un modelo general a específico, que en principio

incluya la dinámica que puedan presentar las variables (por ejemplo, usar hasta cinco rezagos si las series tienen una frecuencia trimestral, o trece si es mensual).

Partiendo de un modelo general:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^n \beta_j z_{t-j} + v_t, \quad (2.3)$$

éste se puede reparametrizar de la siguiente manera (suponiendo que $m = n = 1$),

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta_0 \Delta z_t + (\alpha_1 - 1)[y_{t-1} - \Gamma z_{t-1}] + v_t, \quad (2.4)$$

a esta última expresión se le conoce como mecanismo de corrección de errores (MCE), ya que en equilibrio, bajo ciertas condiciones, se cumple que $Y = \Gamma Z$, por lo que el término que está multiplicado por $\alpha_1 - 1$ representa la discrepancia de la serie respecto a su valor de equilibrio en el periodo anterior.

La representación del MCE tiene varias ventajas. Por un lado, al ser casi ortogonal no existe riesgo de multicolinealidad y, por otro, esta representación es equivalente a otras transformaciones de un modelo general lineal que incorpore valores pasados tanto de la variable de interés como de la variable explicativa, como sucede con los modelos dinámicos (2.3) y (2.4).

Dado que la relación entre variables cointegradas se puede representar usando un mecanismo de corrección de errores y, dado que estas representaciones han probado ser valiosas para el modelado empírico, esta representación es muy útil, en particular para series de tiempo no estacionarias.¹⁰

2.2.4 Estimación y diagnóstico

En cuanto a la estimación, si las series son estacionarias, después de plantear el modelo siguiendo un enfoque de lo general a particular es posible estimar los parámetros utilizando técnicas tradicionales como: mínimos cuadrados ordinarios (MCO), mínimos cuadrados generalizados (MCG), mínimos cuadrados bietápicos (MC2E), máxima verosimilitud, etc., y especificaciones conocidas como promedios móviles (MA) y términos autorregresivos (AR). Sin embargo, si las series son no estacionarias será

¹⁰ A esto se le conoce como teorema de representación de Granger

necesario aplicar técnicas y utilizar especificaciones desarrolladas recientemente para este tipo de series, en particular las técnicas desarrolladas para estimar sistemas cointegrados, como la estimación en dos etapas de Engle y Granger (1987), el método de Johansen y Juselius (1990) o las transformaciones canónicas de ParA (1992). Queda claro que antes de llevar a cabo la estimación es imprescindible conocer con qué tipo de series se está trabajando, con el fin de decidir qué tipo de técnica aplicar.

Para el diagnóstico de los modelos estimados se utilizarán seis criterios, de acuerdo con lo señalado por Gilbert (1996):

a) coherencia con los datos: se prueba que el modelo cumpla con los supuestos básicos como no autocorrelación, homoscedasticidad, etc.;

b) validez del condicionamiento: probar que las variables explicativas son por lo menos débilmente exógenas;

c) constancia de los parámetros: se puede hacer con una prueba de Chow, de Cusum, o haciendo un pronóstico fuera de la muestra;

d) criterio de admisibilidad: se debe corroborar que los valores estimados tengan sentido, por ejemplo, que no se obtengan valores extremos para las elasticidades;

e) consistencia con la teoría: revisar que los signos, la magnitud, etc. de los valores estimados sean congruentes con la teoría postulada y, en general, con la teoría económica;

f) un modelo sólo se considera adecuado si abarca los resultados de sus rivales (*encompassing*), es decir, si es capaz de explicar lo que explican otros modelos y algo más. Es importante resaltar que este punto se refiere al modelo empírico ya estimado y no al modelo teórico ni al estadístico, por lo que es necesariamente el último paso de la metodología.

3.3. Críticas a la escuela de Londres (LSE)

La mayor contribución de la escuela de Londres ha sido la incorporación de un enfoque dinámico para el modelado. Sin embargo, la escuela de Londres también ha recibido algunas críticas, a continuación se señalan las principales.

Spanos (1998) resume las críticas en cuatro. En primer lugar, señala que la especificación dinámica parece ser *ad hoc* tanto bajo una perspectiva teórica como estadística. En segundo lugar, no parece existir una justificación formal para el planteamiento de modelos de lo general a lo particular. Tercero, el procedimiento de lo

general a lo particular parece recaer más en las habilidades del econometrista que en un procedimiento estadístico formal y cuatro, los modelos empíricos resultantes tienen sólo una débil conexión con la teoría.

Pagan (1990) señala que el problema con la metodología general a particular es que la secuencia de simplificación que se requiere utilizar en la práctica no es clara. Adicionalmente, señala que el enfoque bayesiano propuesto por Leamer podría ser útil como parte del diagnóstico de un modelo, por lo que debería ser incluido en esa etapa, en particular el análisis de valores extremos. En el mismo estudio, Pagan (1990) enfatiza que en distintos trabajos empíricos se ha utilizado no sólo la metodología de LSE (antecedida por un análisis del orden de integración de las variables), sino que conjuntamente se ha utilizado la metodología VAR (véase crítica de Simms), de tal manera que parece existir una tendencia entre estas escuelas a reunirse.

Para este trabajo se considera que la metodología general a particular es adecuada y que representa una síntesis respecto a las diversas posturas recientes en econometría, por lo que será la metodología que se aplique para la estimación del coeficiente de traspaso del tipo de cambio a los precios domésticos.

2.3 Estacionariedad, Orden de Integración y Pruebas de Raíces Unitarias

Se dice que una serie de tiempo es *estacionaria* si su media y su varianza no dependen del tiempo, en caso contrario, se tratará de una serie no estacionaria. Aquí nos centraremos en el concepto de estacionariedad débil de acuerdo con Spanos (1986). Una serie débilmente estacionaria tiene una media constante y varianza constante y finita. De esta manera, una serie de tiempo (x_t) es estacionaria si su media, $E(x_t)$, es independiente de t , y su varianza, $E[x_t - E(x_t)]^2$, está sujeta a un número finito y no varía sistemáticamente con el tiempo. Así esta tenderá a oscilar en torno a su media y sus fluctuaciones alrededor de ella tendrán una amplitud constante. Una de las principales características de las series estacionarias entonces es que ésta tiene reversión a la media, o cruza, sus valores medios repetidamente y esta propiedad es una de las más explotadas por la mayoría de las pruebas de estacionariedad.

Si una serie debe ser diferenciada d veces para que sea estacionaria, entonces se dice que esta es integrada de orden d , y se denota por $I(d)$. Así, una serie x_t es $I(d)$ si x_t no es estacionaria pero $\Delta^d x_t$ es estacionaria, donde:

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-1} \quad (2.5)$$

Y

$$\Delta^2 x_t = \Delta(\Delta x_t) = \Delta(x_t - x_{t-1}) = (x_t - x_{t-1}) - (x_{t-1} - x_{t-2}) = x_t - 2x_{t-1} + x_{t-2}, \quad (2.6)$$

y así sucesivamente. Una forma alternativa de expresar lo anterior es la siguiente, que una serie es $I(d)$ si esta tiene una representación autorregresiva y de medias móviles ARMA no determinista, invertible y estable una vez que se diferencié d veces la serie, es decir, si esta es una ARIMA (p, d, q) para algunos p y q , Cuthbertson (1992). Esto significa que la serie puede ser escrita como:

$$(1-L)^d \phi(L)x_t = \theta(L)e_t \quad (2.7)$$

donde L es el operador rezago ($L^n x_t = x_{t-n}$), $\phi(L)$ y $\theta(L)$ son polinomios de este operador y e_t es un proceso estacionario.

El hecho de que la mayoría de las series temporales macroeconómicas puedan contener una raíz unitaria, es decir, sean integradas de orden 1, dada su evolución con tendencia creciente en el tiempo, ha impulsado el desarrollo de la teoría del análisis de series temporales no estacionarias.

Para verificar cuando una serie es $I(1)$ se realizan las pruebas de raíces unitarias Dickey-Fuller (DF) y Dickey-Fuller Aumentada (ADF), ambas tratan de averiguar si la serie $\{y_t\}$ es generada por, Charemza y Deadman (1997):

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

donde ε_t representa un término de error aleatorio, lo cual se realiza probando si $a_1 = 1$ en la siguiente regresión muestral:

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

lo cual parece ser un procedimiento habitual que se lleva a cabo a través de una prueba t estándar, sin embargo, es bien conocido que en el caso de que (2.7) tenga una raíz unitaria, $a_1 = 1$, la prueba no tiene una distribución t , sino una distribución de Dickey-

Fuller, denominada así en honor a dos estadísticos que la estudiaron ampliamente en las décadas de 1970 y 1980, Diebold (1998). La forma en que se realiza la prueba es la siguiente. Si se resta y_{t-1} de la ecuación (2.7) se tiene:

$$y_t - y_{t-1} = a_1 y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

O bien, si $\gamma = (a_1 - 1)$:

$$\Delta y_t = \gamma \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.11)$$

Dickey y Fuller (1979) consideran dos ecuaciones adicionales de regresión diferentes que se pueden emplear para probar la presencia de raíz unitaria:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma \cdot y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (2.13)$$

la diferencia entre las tres estriba en la presencia de los elementos determinísticos a_0 y $a_2 t$. La primera de ellas (2.11) es tan importante en la literatura de series de tiempo que recibe un nombre particular: se trata de un modelo de caminata aleatoria (*random walk*) puro, el segundo (2.12) añade un intercepto o *drift*, y el tercero (2.13) incluye tanto un intercepto como una tendencia lineal del tiempo.

En todas las ecuaciones de regresión, (2.11) a (2.13), el parámetro de interés es γ ; Si $\gamma = 0$, se dice que la secuencia $\{y_t\}$ contiene una raíz unitaria. De esta forma la prueba involucra la estimación de las ecuaciones anteriores usando (MCO) para obtener el valor estimado de γ y su error estándar asociado.

Las pruebas de raíz unitaria hasta aquí consideradas son válidas únicamente bajo el supuesto de que los errores en las regresiones de prueba no están serialmente correlacionados.

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.14)$$

y que consisten en averiguar si $a_1 = 1$ en la anterior ecuación autoregresiva. Donde la presencia de los p rezagos es necesaria para asegurar que los residuos ε_t sean ruido blanco. Sin embargo, la prueba ADF pierde potencia cuando p es suficientemente grande. Una prueba alternativa propuesta por Phillips y Perron (1988), (PP), exige dependencia débil y heterogeneidad en las perturbaciones, es ejecutada usando la siguiente regresión:

$$y_t = b_0 + b_1 y_{t-1} + u_t \quad (2.15)$$

donde u_t es ruido blanco. La diferencia entre las pruebas estriba en los supuestos concernientes a la distribución de los errores en los que en ellas pueden ser débilmente dependientes y heterogéneamente distribuidos. La prueba estadística PP es ajustada para tomar en cuenta el patrón potencial de autocorrelación en los errores.

2.4 La Teoría de la Cointegración

De acuerdo con Cuthbertson (1995), el enfoque básico del análisis de cointegración es que, aunque muchas series de tiempo económicas puedan tener tendencia creciente o decreciente en el tiempo en una forma no estacionaria, grupos de variables pueden moverse conjuntamente en el tiempo. Si existe una tendencia lineal para algunas relaciones lineales que se mantiene entre un conjunto de variables sobre largos periodos de tiempo, entonces el análisis de cointegración ayuda a descubrir esta. De acuerdo con esto, si una teoría económica o financiera es correcta debemos esperar que las variables especificadas por la teoría estén relacionadas una con la otra, usualmente con parámetros constantes. Sin embargo, si no existe relación lineal entre las variables se dice que ellas no están cointegradas y varias dudas se plantearán sobre la utilidad de la teoría en cuestión.

La definición formal de cointegración de dos variables, desarrollada por Engle y Granger (1987) es como sigue (Charemza y Deadman, 1997):

Las series de tiempo x_t y y_t se dice que están cointegradas de orden d, b donde $d \geq b \geq 0$, lo cual se denota por:

$$x_t, y_t \sim CI(d, b), \quad (2.16)$$

si: i) Ambas series son integradas de orden d , y ii) Existe una combinación lineal de esas variables, digamos $\alpha_1 x_t + \alpha_2 y_t$, la cual es integrada de orden $d - b$. Si se cumple lo anterior, al vector $[\alpha_1, \alpha_2]$ se le denomina *vector cointegrante*.

La generalización de la definición anterior para el caso de n variables es la siguiente. Si x_t denota un vector $n \times 1$ de series $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}$ y:

- a) cada x_{it} es $I(d)$,
- b) Entonces existe un vector α de parámetros, $n \times 1$, tal que $x_t' \cdot \alpha \sim I(d - b)$, entonces: $x_t' \cdot \alpha \sim CI(d, b)$.

Es importante destacar que existen casos especiales en los que la condición a) puede ser relajada.

En el trabajo econométrico empírico, el caso más interesante es donde las series transformadas con el uso del vector cointegrante llega a ser estacionaria, es decir en donde $d = b$, y los coeficientes cointegrantes pueden ser identificados con parámetros en la relación de largo plazo entre las variables.

La teoría económica sugiere, con frecuencia, que algunas variables económicas pueden estar conectadas por una relación de equilibrio de *largo plazo*, a pesar de que las variables puedan “alejarse” del equilibrio por un tiempo, se espera que las fuerzas económicas actúen para restablecerlo. De esta forma el concepto de cointegración permite describir la existencia de un equilibrio o relación estacionaria, entre dos o más series de tiempo las cuales son individualmente no estacionarias.¹¹ Ya que una combinación de series podría tener un orden de integración más bajo que cualquiera de las series individuales, en tal caso se dice que las variables están cointegradas.¹²

2.4.1 Cointegración y el Modelo de Corrección de Error (MCE)

Suponiendo que dos variables tienen una relación de largo plazo de la forma:

¹¹ Esto es, mientras los componentes de las series de tiempo pueden tener momentos tales como media, varianza y covarianzas variantes en el tiempo, alguna combinación lineal de estas series, la cual define la relación de equilibrio, podría tener momentos invariantes en el tiempo.

¹² Esto implica que la cointegración sólo establece una reducción en el orden de integración de d a $d - b$ con $d \geq b \geq 0$, aunque cuando se considera a la combinación como una relación de equilibrio, se espera que sea integrada de orden cero.

$$y_t^* = \beta x_t \quad (2.17)$$

Si las series y_t y x_t con las cuales se pretende verificar tal relación son ambas $I(1)$, el modelo a estimar a partir de la información muestral sería el siguiente

$$y_t = \beta x_t + u_t \quad (2.18)$$

donde u_t es el término estocástico o aleatorio. Como se estableció, para que (2.17) sea válida como una relación de largo plazo entre ellas se necesita que una combinación lineal de las variables sea $I(0)$, es decir se requiere que u_t sea estacionaria. Si pasamos del lado izquierdo las variables:

$$y_t - \beta x_t = u_t \quad (2.19)$$

O bien, si expresamos esta última ecuación en forma de vectores:

$$(1, -\beta) \cdot \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = u_t \quad (2.20)$$

Al vector $(1, -\beta)$ que logra que u_t sea estacionaria se le denomina *vector cointegrante*. Dicho de otra forma, si las variables x_t y y_t están $CI(1,1)$ entonces el vector cointegrante $(1, -\beta)$ es aquel que hace que las desviaciones de y_t con respecto de su trayectoria de largo plazo y_t^* sean $I(0)$. Para tal efecto se requiere que ambas variables sean series de tiempo y *no* datos de corte transversal. Si este es el caso, un modelo o mecanismo de corrección de error (MCE) puede ser planteado, en su forma más simple, de la siguiente manera, Engle y Granger (1987):

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha_1 (y_{t-1} - \beta \cdot x_{t-1}) + \varepsilon_{1t} \\ \Delta x_t &= \alpha_2 (y_{t-1} - \beta \cdot x_{t-1}) + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (2.21)$$

donde ε_{1t} y ε_{2t} son perturbaciones de ruido blanco o choques aleatorios que pueden estar correlacionados y los parámetros α_1 , α_2 y β son parámetros positivos, en este modelo relativamente simple, la única variable que aparece del lado derecho de cada

ecuación es el término de corrección del error. En el equilibrio a largo plazo, es decir cuando $y_{t-1} = \beta \cdot x_{t-1}$, este término toma el valor de cero y las primeras diferencias de cada variable serían iguales a los choques aleatorios. Sin embargo, si y_t y x_t se desvían del equilibrio a largo plazo en el periodo actual, el término de corrección del error es distinto de cero y cada variable se ajusta parcialmente para restablecer la relación de equilibrio. Los coeficientes α_1 y α_2 miden, precisamente, la velocidad de este ajuste. Por ejemplo, si α_1 fuera mayor, más grande sería la respuesta de y_t a la desviación del periodo previo de su equilibrio de largo plazo. Valores pequeños de α_1 implicarían que y_t es insensible al error de equilibrio del periodo previo. Adicionalmente, al menos uno de los parámetros de ajuste debe ser distinto de cero en el MCE. Si ambos fueran igual a cero, entonces la relación de equilibrio a largo plazo no aparecería en el modelo y este no sería de corrección del error o de cointegración.

Aquí se puede mostrar la relación entre modelos de corrección de error y variables cointegradas. Si Δy_t es estacionaria, el lado izquierdo de la primera ecuación de (2.21) es $I(0)$, lo que implica que el lado derecho de esta misma ecuación también lo es. Dado que ε_t es estacionario, de aquí se sigue que también la combinación lineal $y_{t-1} - \beta \cdot x_{t-1}$ también debe ser estacionaria; por tanto, las dos variables y_t y x_t deben estar cointegradas con vector cointegrante $(1, -\beta)$. Un argumento similar se puede aplicar a la segunda ecuación de (2.21). Lo esencial a destacar aquí es que la representación de corrección de error necesita que las dos estén cointegradas de orden $CI(1,1)$.

Otras especificaciones diferentes del MCE se pueden asumir, por ejemplo es posible incorporar un término constante en el término de corrección del error, o bien de manera similar a un Vector Autorregresivo también es posible agregarle diferentes rezagos de las primeras diferencias de las series, de tal manera que la generalización del MCE es la siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \delta_1 + \alpha_1 (y_{t-1} - \beta \cdot x_{t-1}) + \sum_{i=1}^k \phi_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \varphi_{1i} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta x_t &= \delta_2 + \alpha_2 (y_{t-1} - \beta \cdot x_{t-1}) + \sum_{i=1}^k \phi_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \varphi_{2i} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (2.22)$$

la elección de la cantidad óptima de rezagos en (2.22) puede establecerse de manera análoga a un VAR: seleccionar el orden k tal que se minimice el criterio de Akaike o el de Schwarz.

Engle y Granger (1987) demostraron que una vez que es estimado por MCO el vector de cointegración, los restantes parámetros del Mecanismo de Corrección del Error se pueden estimar de manera consistente introduciendo los residuos de la regresión estática rezagada un periodo, \hat{z}_{t-1} , en el MCE. De esta forma, en una segunda etapa del proceso de estimación y contraste de las relaciones de cointegración se estimaría el MCE introduciendo \hat{z}_{t-1} en lugar del vector de cointegración. Ellos también demostraron que estos estimadores bietápicos tienen como distribuciones límite las resultantes de la estimación por máxima verosimilitud que utilice el auténtico valor del vector cointegrante.

Algunos problemas que plantea esta estimación son *i)* La primera etapa de la estimación no es eficiente al no considerar el resto de la información del modelo de MCE; *ii)* Sólo es posible estimar un vector de cointegración, a pesar de que el rango de cointegración sea mayor que uno, normalizando uno de los parámetros. Es decir, que en caso de plantear como variable dependiente una de las variables en la regresión estática, únicamente es posible estimar un vector de cointegración (que será el resultante de la combinación de los existentes); y *iii)* En términos generales no se pueden realizar contrastes sobre los parámetros estimados en la primera etapa, ya que siguen distribuciones desconocidas.

2.4.2 Pruebas de Cointegración

Prueba de Engle y Granger

Engle y Granger (1987) propusieron un método para probar cuando dos variables $I(1)$ están cointegradas de orden $CI(1,1)$, que consiste en los siguientes pasos: 1) Dado que la cointegración requiere que las variables sean integradas del mismo orden, se precisa determinar el orden de integración de cada una de las variables a través de las pruebas de Dickey-Fuller, Dickey-Fuller aumentada, y/o Phillips-Perron para inferir el número de raíces unitarias en caso de que estén presentes en las series, 2) Estimar la relación de largo plazo:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + e_t \quad (2.23)$$

Se ha demostrado que si las variables están cointegradas, esta última regresión estimada por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) genera estimadores superconsistentes de los parámetros cointegrantes α y β que convergen más rápido que los Modelos de MCO con variables estacionarias, Stock (1987), y 3) Realizar pruebas de raíces unitarias a los residuos o errores estimados $\hat{\epsilon}_t$ de la anterior regresión, si en estos la hipótesis de raíz unitaria no se puede rechazar las series involucradas no cointegran, mientras que si tal hipótesis es rechazada ambas series cointegran y existe una relación de largo plazo entre las variables a lo largo del tiempo.

De esta manera, el método de Engle y Granger supone la existencia de un solo vector de cointegración y una correcta especificación del modelo en lo que se refiere a la causalidad de las variables, generalmente sugerida por la teoría económica.

Las críticas que se le han hecho a este procedimiento consisten en que *i)* La elección de la causalidad entre las variables puede ser totalmente arbitraria, y *ii)* La prueba de raíz unitaria se realiza sobre los residuos estimados, que provienen de una regresión previa, y no sobre los residuos poblacionales, los cuales son desconocidos, ya que los primeros generalmente tienden a ser estacionarios debido a que el MCO por el cual se efectúa la regresión minimiza las desviaciones existentes entre las variables.

Prueba de Johansen

Una prueba que evita algunas de las limitaciones de la prueba de Engle y Granger es la propuesta por Johansen. El procedimiento de Johansen provee una prueba de razón de máxima verosimilitud en términos de un vector autorregresivo (VAR) que puede incorporar diferentes dinámicas de corto y largo plazo de un sistema de variables económicas, su enfoque se basa sobre la técnica multivariada de correlaciones canónicas, Anderson (1984). Intuitivamente, el análisis de correlaciones canónicas es la búsqueda de una combinación lineal de un conjunto de variables tal que la correlación entre ellas es maximizada. Johansen muestra que la hipótesis de cointegración puede ser formulada como la hipótesis de rango reducido de una matriz de coeficientes de regresión, la cual puede ser estimada consistentemente de dos ecuaciones de regresión vectorial. Basándose en esas regresiones, la prueba de razón de verosimilitud para cointegración calcula las correlaciones canónicas cuadradas entre los residuales de la regresión, los cuales requieren el cálculo de los eigenvalores. Posteriormente, las inferencias sobre los parámetros cointegrantes bajo restricciones lineales pueden ser realizadas usando la distribución chi-cuadrada. Dos supuestos son considerados en este

procedimiento: *i*) No hay causalidad entre las variables, y *ii*) Se establece que puede haber más de un vector de cointegración.

Para mostrar la prueba, considere un VAR general que se puede escribir como:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \Gamma_k X_{t-k} + v_t \quad (2.24)$$

donde X_t es un vector $n \times 1$ de series de tiempo, cada una de las Π_i es una matriz $n \times n$ de parámetros y v_t es un vector de ruido blanco gaussiano que se distribuye idéntica e independientemente con media cero y varianza finita. El sistema de ecuaciones de (2.11) puede ser reparametrizado en la forma de un MEC:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Gamma_k X_{t-k} + v_t \quad (2.25)$$

donde

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i, \quad i = 1, \dots, k. \quad (2.26)$$

Así Γ_k define la “solución en niveles” de largo plazo para (2.25), Cuthbertson (1992). Si X_t es un vector de variables $I(1)$, entonces los primeros $(k-1)$ de (2.25) son $I(0)$, pero el último elemento de esta ecuación es una combinación de variables $I(1)$. Para que este último término sea también $I(0)$, $\Gamma_k X_{t-k} \sim I(0)$, solamente hay dos posibilidades, es decir, que X_{t-k} contenga algún número de vectores cointegrantes o bien que Γ_k sea una matriz de ceros.

Si suponemos que hay una matriz β de orden $N \times r$ tal que

$$\beta' X_{t-k} \sim I(0) \quad (2.27)$$

dado que se ha supuesto que todos los elementos de X_t son $I(1)$, entonces las columnas de β deben formar vectores de parámetros cointegrantes para X_{t-k} y por tanto para X_t . Dado que sólo puede haber $(N-1)$ vectores cointegrantes, β debe tener r menor que N . De aquí es posible ver que si X_t es $I(1)$ pero los elementos no cointegran, β debe ser una matriz nula.

Ahora, considerando una matriz α , también de orden $N \times r$, tal que:

$$-\Gamma_k = \alpha\beta' \quad (2.28)$$

La técnica de Johansen se basa precisamente en la estimación de la factorización de (2.28).

2.4.3 Exogeneidad y Causalidad

Los conceptos de exogeneidad y causalidad en la econometría moderna provienen de las críticas que se realizaron al enfoque de la Fundación Cowles, denominado de esta manera porque se desarrolló durante fines de la década de 1940 y principios de los 50's por los econométricos de la Fundación Cowles de la Universidad de Chicago, Maddala (1996). Este enfoque descansa en el supuesto de que los datos se generan en un sistema de ecuaciones simultáneas, en el cual la clasificación de las variables en endógenas y exógenas se realiza de manera subjetiva, a juicio del modelador, por lo que su interés se concentraba en la estimación de los parámetros desconocidos para lo cual la fundación diseño diversos métodos.

Las críticas a este enfoque consisten básicamente en: *i)* La clasificación de las variables en endógenas y exógenas frecuentemente se realizaba de manera arbitraria; *ii)* En ocasiones algunas variables eran excluidas de alguna ecuación para que se alcanzara la identificación; y *iii)* No superan la denominada *crítica de Lucas*.¹³

Afortunadamente la econometría moderna dispone de diversos argumentos y pruebas estadísticas que permiten resolver los problemas de relativa arbitrariedad de las formas de especificación, de la selección de variables exógenas y de la crítica de Lucas, Galindo (1997).

El concepto de exogeneidad es el instrumento con el que la econometría moderna le ha hecho frente a las críticas anteriores, ya que el cumplimiento de sus condiciones permite realizar inferencias estadísticas válidas.

Si x_t^* denota un vector de observaciones sobre n^* variables aleatorias en el tiempo t ($t = 1, 2, \dots, T$). Adicionalmente, si X_t^* denota una matriz de todas las observaciones sobre las n^* variables incluidas hasta el tiempo t , esto es

¹³ Versa sobre la carencia de confiabilidad en el valor de los parámetros ante modificaciones de política económica.

$X_t^* = [x_1^* \ x_2^* \ \dots \ x_t^*]$. Mientras que la función de densidad conjunta del conjunto total de observaciones, actuales y pasadas, se denota como $D(x_1^* \ x_2^* \ \dots \ x_t^* | \theta^*)$ o $D(X_t^* | \theta^*)$ donde θ^* es el vector de parámetros de la función de densidad conjunta. A esta función de densidad conjunta se le denomina el *Proceso Generador de Datos (DGP)*, Charemza y Deadman (1997). De acuerdo con el enfoque de la modelación de exogeneidad una descomposición del **DGP** puede ser derivada si se representa a este proceso “condicionado” sobre el pasado, esto es como:

$$D(X_t^* | \theta^*) = \prod_{t=1}^T D(x_t^* | X_{t-1}^*; \theta^*) \quad (2.29)$$

De acuerdo con Hendry (1995) y Engle, Hendry y Richard (1983) una variable exógena es aquella que se determina por fuera del modelo sin que ello implique perder información relevante con respecto al modelo construido.

Podemos referirnos al MEC en dos variables, planteado en (2.21), para realizar pruebas de exogeneidad entre las variables. La *exogeneidad débil* entre ambas variables se prueba de través de la siguiente hipótesis, Galindo (1997):

$$H_0 : \alpha_i = 0 \quad (2.30)$$

cuyo estadístico viene dado por:

$$-T \sum_{i=r+1}^n [\ln(1 - \lambda_i^*) - \ln(1 - \lambda_i)] \sim \chi^2(n-r) \quad (2.31)$$

donde: λ_i^* y λ_i son las raíces características máximas de los modelos con y sin restricciones respectivamente, r es el número de vectores cointegrantes que se asumen y n el número de variables, este estadístico se distribuye como una χ^2 con $(n-r)$ grados de libertad. Es necesario resaltar que al menos un α_i debe ser diferente de cero, ya que si dos o más series están cointegradas él modelarlas a través de un VAR en primeras diferencias es incorrecto.

La prueba de *exogeneidad fuerte* utiliza el concepto de causalidad de Granger. Este último consiste en determinar si los rezagos de una variable entran en la ecuación de otra variable. Si x causa en el sentido de Granger a y pero y no causa en este

mismo sentido a x , entonces los valores pasados de x deben ser capaces de ayudar a predecir valores futuros de y , pero valores pasados de y no deben ser útiles en el pronóstico de x . A partir del modelo planteado en (2.22) con k rezagos de cada variable en cada una de las ecuaciones podemos averiguar la dirección de la causalidad, si en alguna de las ecuaciones, por ejemplo en la primera, probando la siguiente restricción:

$$\varphi_{11} = \varphi_{12} = \dots = \varphi_{1k} = 0 \quad (2.32)$$

por medio de una prueba F Wald standard. Si todos los coeficientes son iguales a cero implica que x_t no provee información alguna en el pronóstico de y_t , y por tanto entonces x_t no causa a y_t en el sentido de Granger.

De esta manera, bajo los supuestos de existencia de un único vector de cointegración, y de exogeneidad débil de las variables condicionantes de los modelos, el procedimiento de estimación puede simplificarse. El cual consiste en añadir una nueva etapa a la estimación en dos etapas del MCE, haciéndolos asintóticamente equivalentes a los máximo verosímiles, además de proporcionar un conjunto de errores estándar que permiten calcular los estadísticos t de los parámetros del vector cointegrante.

2.5 La Metodología VAR

2.5.1 El Modelo VAR

El enfoque VAR estándar sugiere estimar un modelo que incluya únicamente rezagos de todas las variables endógenas incorporadas en el modelo de la siguiente forma:

$$y_t = d_t + Cy_{t-1} + v_t \quad (2.33)$$

Donde y_t es un vector de variables endógenas, d_t es un vector de componentes determinísticos (constante, tendencia y dummies estacionales o de intervención) y v_t es un vector de innovaciones.

El conjunto de ecuaciones establecidas en (2.33) no ofrecen alguna explicación de las relaciones instantáneas (efectos contemporáneos) entre las variables relevantes, únicamente de los efectos rezagados. Sin embargo, tales efectos contemporáneos están naturalmente incorporados en la estructura de las correlaciones de la matriz de covarianza del vector v_t . Este hecho implica que las innovaciones en el vector v_t están correlacionadas contemporáneamente.

La examinación exhaustiva del denominado *VAR primitivo* conduce a un mejor entendimiento de tales dificultades (Enders, 1995):

$$By_t = d_t + Ay_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.34)$$

En esta última ecuación los errores en ε_t no están correlacionados entre ellos, dado que la matriz B en (2.34) contiene las interacciones contemporáneas entre las variables. La matriz A en el lado derecho de la misma ecuación encapsula las interacciones rezagadas entre las mismas variables.

Así es posible inferir que el modelo *VAR reducido* (2.33) es simplemente una reparametrización de la especificación más general dada por el modelo *VAR primitivo* donde v_t son combinaciones lineales de los choques no correlacionados ε_t .

2.5.2 Descomposiciones Estructurales

Con el fin de recuperar esas interacciones contemporáneas de interés, contenidas en la matriz B , se impone una estructura triangular sobre la matriz B , este procedimiento se le denomina la descomposición estándar de Choleski.

Una descomposición de Choleski no es la única forma de obtener las funciones de impulso-respuesta. En efecto, es posible mostrar que la función impulso-respuesta no está identificada a menos que sean impuestas restricciones adicionales sobre el sistema VAR. La descomposición de Choleski es sólo una forma de imponer el número necesario de restricciones de identificación. Considere un modelo de 2 variables:

$$\begin{aligned}
y_t &= \sum_{i=1}^n a_{11}(i)y_{t-i} + \sum_{i=1}^n a_{12}(i)z_{t-i} + e_{1t} \\
z_t &= \sum_{i=1}^n a_{21}(i)y_{t-i} + \sum_{i=1}^n a_{22}(i)z_{t-i} + e_{2t}
\end{aligned}
\tag{2.35}$$

La función de impulso-respuesta se obtiene usando la representación de medias móviles:

$$\begin{aligned}
y_t &= \sum_{i=1}^n b_{11}(i)e_{1t-i} + \sum_{i=1}^n b_{12}(i)e_{2t-i} + e_{1t} \\
z_t &= \sum_{i=1}^n b_{21}(i)e_{1t-i} + \sum_{i=1}^n b_{22}(i)e_{2t-i} + e_{2t}
\end{aligned}
\tag{2.36}$$

El enfoque es que los residuales de las regresiones $\{e_{1t}\}$ y $\{e_{2t}\}$ son combinaciones lineales de las innovaciones puras en y_t y z_t . Si denominamos a esas combinaciones puras ε_{1t} y ε_{2t} , tenemos:

$$\begin{aligned}
e_{1t} &= g_{11}\varepsilon_{1t} + g_{12}\varepsilon_{2t} \\
e_{2t} &= g_{21}\varepsilon_{1t} + g_{22}\varepsilon_{2t}
\end{aligned}
\tag{2.37}$$

O:

$$e_t = G\varepsilon_t
\tag{2.38}$$

La naturaleza del sistema es tal que las innovaciones puras no están serialmente correlacionadas y son ortogonales una a la otra. Sin embargo, una innovación pura en y_t tendrá un efecto contemporáneo sobre z_t si $g_{21} \neq 0$ y una innovación pura en z_t tendrá un efecto contemporáneo sobre y_t si $g_{12} \neq 0$. Aun cuando ε_{1t} y ε_{2t} no están serialmente correlacionados, sus efectos tienen alguna persistencia dado que los valores de $a_{jk}(i)$ no son todos iguales a cero. Si hacemos $\text{var}(\varepsilon_{1t}) = \sigma_1^2$ y $\text{var}(\varepsilon_{2t}) = \sigma_2^2$, esto sigue que:

$$E\varepsilon_{1t}\varepsilon_{2t} \equiv \Sigma_{\varepsilon} = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \quad (2.39)$$

El problema consiste en identificar los valores no observados de ε_{1t} y ε_{2t} de los residuales de la regresión e_{1t} y e_{2t} . Si se conocen los cuatro valores g_{11} , g_{12} , g_{13} , y g_{14} es posible obtener todos los choques estructurales de los residuales de la regresión. De hecho, es posible contar con alguna información acerca de los valores de los g_{ij} . Considere la matriz de varianza/covarianza de los residuales de la regresión:

$$Eee' = \Sigma \quad (2.40)$$

Denotamos los elementos de Σ como σ_{ij} :

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix} \quad (2.41)$$

Aunque los valores de las g_{ij} son desconocidos y ε_{1t} y ε_{2t} son inobservables, se sabe que $e_t = G\varepsilon_t$. De aquí, este debe ser el caso que:

$$Ee_t e_t' = EG\varepsilon_t \varepsilon_t' G' \quad (2.42)$$

Dado que $Ee_t e_t' = \Sigma$ y $E\varepsilon_t \varepsilon_t' = \Sigma_{\varepsilon}$, esto sigue que:

$$\begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix} = G\Sigma_{\varepsilon} G' \quad (2.43)$$

Donde: Σ_{ε} es la matriz diagonal (definida anteriormente) la cual consiste de $\text{var}(\varepsilon_{1t}) = \sigma_1^2$ y $\text{var}(\varepsilon_{2t}) = \sigma_2^2$. Si se asume que $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = 1$, es posible escribir¹⁴:

¹⁴ Este supuesto de normalización es inocuo debido a que este simplemente escala las magnitudes de g_{11} , g_{12} , g_{13} y g_{14} .

$$\begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} g_{11}^2 + g_{12}^2 & g_{11}g_{21} + g_{12}g_{22} \\ g_{11}g_{21} + g_{12}g_{22} & g_{21}^2 + g_{22}^2 \end{pmatrix} \quad (2.44)$$

Dado que los cuatro valores de σ_{ij} son conocidos, al parecer existen 4 ecuaciones para determinar cuatro incógnitas g_{11} , g_{12} , g_{13} y g_{14} . Sin embargo, la simetría del sistema es tal que $\sigma_{21} = \sigma_{12}$ tal que existen únicamente tres ecuaciones independientes para determinar los cuatro elementos de G . La descomposición de choleski añade una restricción adicional. Si el choque puro a z_t no tiene un efecto contemporáneo sobre y_t , es el caso de que $g_{12} = 0$. Similarmente, si el choque puro a y_t no tiene efecto contemporáneo sobre z_t , entonces $g_{21} = 0$. En cada caso, existe una cuarta ecuación que puede ser usada para resolver los otros tres valores de la matriz G .

Para generalizar el argumento a modelos VAR de orden n , tenemos:

$$\Sigma = GG' \quad (2.45)$$

Donde: Σ y G son matrices $n \times n$. Empleando la misma lógica, es posible mostrar que es necesario imponer $(n^2 - n)/2$ restricciones adicionales sobre G para identificar completamente el sistema. Considerando el tamaño del sistema, la descomposición de Choleski es recursiva en tanto esta establece que:

$$G = \begin{bmatrix} g_{11} & 0 & \dots & 0 \\ g_{21} & g_{22} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ g_{n1} & g_{n2} & \dots & g_{nn} \end{bmatrix} \quad (2.46)$$

Donde cada elemento de la diagonal principal es cero, esto es existen exactamente el número de restricciones necesarias para identificar todos los restantes elementos de G . Sin embargo, muchas otras posibilidades pueden existir. En la actualidad, la mayoría de los paquetes econométricos brindan la posibilidad de realizar las estimaciones de matrices del tipo de G sin complicaciones.

2.6 Consideraciones al Capítulo 2

En este capítulo se presenta una breve discusión de la forma en que han surgido nuevos enfoques en la metodología econométrica. Se plantearon las concepciones teóricas que subyacen a cada uno de esos enfoques de manera breve así como su metodología para su implementación. Tales enfoques pertenecen a lo que se denomina actualmente econometría dinámica moderna, como son la metodología de lo general a lo particular, el concepto de estacionariedad, la teoría de la cointegración, y los modelos de los vectores autoregresivos estructurales. Estas metodologías serán empleadas en el siguiente capítulo para estimar el coeficiente de traspaso inflacionario del tipo de cambio en México, específicamente a través de la metodología de lo general a lo particular, y analizar la forma en que están relacionadas estas variables, tipo de cambio e inflación, de manera dinámica junto con algunas otras como son los precios del petróleo, la oferta monetaria y la brecha del producto en un VAR estructural, el cual provee las funciones de impulso-respuesta que es una herramienta que permite visualizar la forma en que choques aleatorios de alguna variable impactan en otra(s) variables(s).

2.A Apéndice al Capítulo 2

El análisis estadístico de la prueba de Johansen procede con las dos regresiones simples por mínimos cuadrados:

$$(1-L)X_t = \Gamma_1(1-L)X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1}(1-L)X_{t-k+1} + u_{1t} \quad (2.1a)$$

$$X_{t-k}^* = \Gamma_1(1-L)X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1}(1-L)X_{t-k+1} + u_{2t} \quad (2.1b)$$

donde $X_{t-k}^* = (X_{t-k}', 1)'$. Defina el producto momento de matrices de los residuales, \hat{u}_{1t} y \hat{u}_{2t} , como $S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}'$ para $i, j = 1, 2$. El estadístico de razón de verosimilitud para la hipótesis de al menos r relaciones cointegrantes o de equilibrio esta dado por:

$$-2 \ln Q_r = -T \sum_{j=r+1}^n \ln(1 - \phi_j) \quad (2.2a)$$

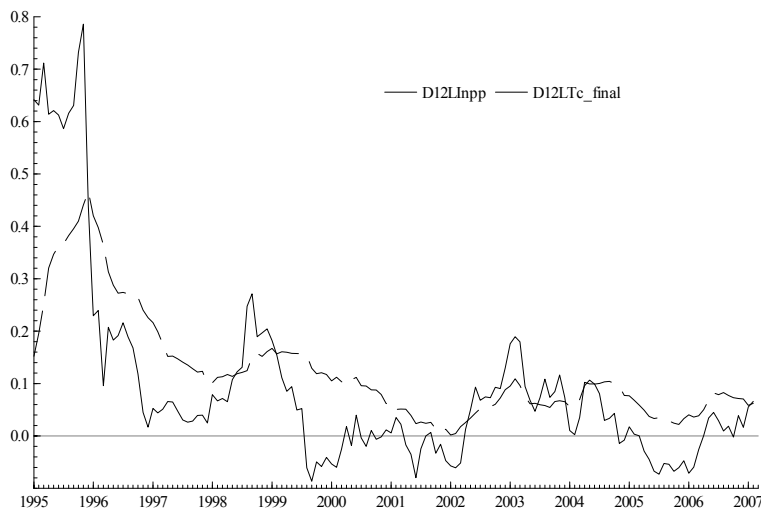
donde $\phi_1 > \dots > \phi_n$ son los eigenvalores de $S_{21} S_{11}^{-1} S_{12}$ con respecto a S_{22} . A estos eigenvalores se les llama también correlaciones canónicas cuadradas de \hat{u}_{2t} con respecto a \hat{u}_{1t} . El límite de la distribución del estadístico $-2 \ln Q_r$ está dado en términos de un proceso de Movimiento Browniano $(n-r)$ -dimensional, y los cuantiles de la distribución son tabulados en Johansen y Juselius (1990). La metodología de Johansen consiste en determinar el número de raíces que son estadísticamente diferentes de cero.

Capítulo 3. Evidencia Empírica

3.1 Hechos Estilizados

Como hemos visto, la teoría económica convencional establece que hay una estrecha relación entre el tipo de cambio y el nivel general de precios. En México, son pocos los que dudan de la validez de esta premisa de conocimiento económico y sin temeridad creen que el tipo de cambio ha sido un determinante importante de la evolución de los precios. Basta ver la correlación entre la depreciación del tipo de cambio con la inflación para confirmar lo anterior (Gráfica 3.1):

Gráfica 3.1



Nota: D12Linpp es la inflación anualizada, y D12LTc_final es la diferencia de orden 12 (estacional) del tipo de cambio.

De la experiencia histórica mexicana es evidente que cada descalabro cambiario ha sido irremediabilmente sucedido por una escalada inflacionaria.

La experiencia mexicana ha sido forjada principalmente en regímenes cambiarios de tipo de cambio predeterminado. En dichos regímenes, el tipo de cambio tiene un papel como ancla nominal del sistema económico. Tan cierto es esto, que el tipo de cambio se llegó a utilizar incluso con fines desinflacionarios en el pasado mexicano. El ejemplo más notable del uso del tipo de cambio como instrumento de desinflación ocurre durante la época de los pactos que se originaron a partir de 1987 con el objeto de aniquilar el espectro de la hiperinflación.

Sin embargo, desde 1995 tenemos en México un régimen de flotación. En gran medida, los agentes económicos han venido aprendiendo, a veces pronto y a veces gradualmente, en ocasiones con nerviosismo y en otros momentos con tranquilidad, la forma de trabajar de un sistema de flotación cambiaria. Un cambio fundamental, producto de este régimen, es que el tipo de cambio deja de ser una variable de control de la política económica —si es que alguna vez verdaderamente lo fue— y pasa a ser determinado por las fuerzas del mercado. A pesar de haber perdido su categoría como instrumento de política económica, sigue latente el impacto que el tipo de cambio tiene sobre el nivel general de precios.

3.2 El Modelo Estimado

De acuerdo a lo que se planteo en la sección 1.6, siguiendo a Khundrakpam (2007), y con la finalidad de verificar si el coeficiente de traspaso inflacionario del tipo de cambio se redujo con la implementación del régimen cambiario de flotación con respecto al régimen cambiario semifijo previo, la ecuación a estimar en los dos periodos de estudio es la siguiente:

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_t + \alpha_2 P_t^* + \alpha_3 Y_t + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Donde P es el costo marginal de la empresa exportadora y Y son las condiciones económicas del país importador, como se discutió en el capítulo 1, variantes de (3.1) han sido empleadas para estimar el coeficiente de traspaso (ver Goldberg y Knetter (1996)). Del mismo modo, estimaciones de (3.1) nos permitirán obtener el coeficiente de traspaso para dos periodos recientes, caracterizados por distintos regimenes cambiarios.

3.4 Estimación del coeficiente de traspaso (pass-through)

3.4.1 Fuentes de los Datos

Las variables empleadas para la estimación de (3.3) son: índices de precios internos y externos, tipo de cambio nominal y una *proxy* para el producto o nivel de actividad económica. Como índice de precios interno se utilizó al Índice Nacional de Precios al

Productor sin servicios (INPP). De acuerdo con Santaella (2002) el usar este índice de precios tiene mayores ventajas que el índice nacional de precios al consumidor (INPC), ya que este último tiene un mayor número de bienes no comerciables. Otra razón para elegir el INPP en lugar del IPC se debe a que aun cuando los precios importados son afectados por variaciones en el tipo de cambio (*producer-currency pricing*), el IPC puede no ser afectado, si las pérdidas o beneficios son absorbidos en los canales de distribución. Si los vendedores al mayoreo y al menudeo están valuando de acuerdo a la maximización de sus beneficios, dados los costos de las importaciones, y si las elasticidades de los consumidores son muy altas, los mayoristas y minoristas se comportan de tal forma que los precios pueden no cambiar mucho, cuando los costos de las importaciones cambian.

El INPP se obtuvo de la página electrónica del Banco de México. Mientras que para los precios externos, se utilizó el índice de precios al productor (Producer Price Index, Commodities, Finished Goods), extraído de la página electrónica de la Oficina de Estadísticas Laborales (Bureau of Labor Statistics). Podría discutirse la conveniencia de utilizar índices de otros países para construir un índice de precios externos que fuera multilateral. Sin embargo, se optó por la especificación bilateral con los Estados Unidos porque este país es el mayor socio comercial de México por muchos órdenes de magnitud: el 89% de las exportaciones de México en 2000 tuvieron como destino Estados Unidos, Santaella (2002).

Con respecto al tipo de cambio nominal, se tomó para el periodo del régimen semifijo al tipo de cambio promedio del mes, en tanto que para el periodo del régimen de flotación se empleó el tipo de cambio al final del periodo, ambos se extrajeron de la página electrónica del Banco de México.

Mientras que como un indicador del producto o nivel de la actividad económica se tomó como una *proxy* el índice del volumen de la producción industrial, también extraído de la misma página.

Toda la información estadística utilizada tiene frecuencia mensual y ninguna de las series tiene ajuste por estacionalidad, la muestra cubre el período 1988-2006, aunque para fines analíticos y de comparación se dividió en dos periodos, 1988-1994 y 1995-2006, de acuerdo a los regímenes cambiarios que abarca el periodo de estudio.

3.4.2 Resultados Empíricos

Las tablas 3.1 y 3.2 reportan los resultados de las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada (ADF), de ambos periodos, para verificar la presencia de raíces unitarias en las series empleadas, todas las variables están en logaritmos:

Tabla 3.1. Pruebas Dickey-Fuller Aumentada para las Series (1988-94)

<i>Serie</i>	t_{a1}	$t_{\gamma 1}$	<i>Rezagos</i>	5 %	1 %
p_t	-0.639	-2.534	2	-3.466	-4.075
Δp_t	-4.280 **	-1.816	2	-2.898	-3.514
e_t	0.735	2.113	10	-3.473	-4.091
Δe_t	0.034	2.792	10	-2.902	-3.524
p_t^*	-1.322	-	0	-3.465	-4.072
Δp_t^*	-6.538 **	-	0	-1.945	-2.594
y_t	-7.937 **	-	0	-3.465	-4.072
Δy_t	-10.444 **	2.575	1	-1.945	-2.594

Nota: t_{a1} representa el *t-estadístico* de la prueba Dickey-Fuller, $t_{\gamma 1}$ el *t-estadístico* del último rezago. Pruebas realizadas en *Eviews 5.1*.

Tabla 3.2. Pruebas Dickey-Fuller Aumentada para las Series (1995-2006)

<i>Serie</i>	t_{a1}	$t_{\gamma 1}$	<i>Rezagos</i>	5 %	1 %
p_t	-5.097 **	5.017	1	-3.442	-4.024
Δp_t	-6.336 **	-	0	-3.442	-4.024
e_t	-3.079	-	0	-3.442	-4.024
Δe_t	-13.121 **	-	0	-2.882	-3.477
p_t^*	-1.475	-	0	-3.442	-4.024
Δp_t^*	-10.412 **	3.024	1	-2.882	-3.477
y_t	-3.257	2.425	13	-3.445	-4.030
Δy_t	-7.250 **	-6.947	11	-2.885	-3.483

Nota: t_{a1} representa el *t-estadístico* de la prueba Dickey-Fuller, $t_{\gamma 1}$ el *t-estadístico* del último rezago. Pruebas realizadas en *Eviews 5.1*.

Para el primer periodo, 1988-94, las pruebas para las series en sus niveles se especificaron con tendencia e intercepto, mientras que a las pruebas en primeras diferencias de la inflación doméstica y del tipo de cambio se les incorporo una constante, y para las diferencias del índice de volumen de la producción industrial y la inflación de Estados Unidos no se asumió ningún termino determinista. En este periodo, las inflaciones interna y externa, resultaron ser $I(1)$, por su parte la serie del índice del

volumen de la producción industrial tanto en sus niveles como en su primera diferencia resulto ser estacionaria y el tipo de cambio, en ambos casos, no permite rechazar la hipótesis nula de la raíz unitaria, este ultimo resultado puede ser atribuido al sobresalto que experimento esta variable a finales de 1994, y por ende este induciendo estos resultados en la prueba.

En lo que respecta al segundo periodo, 1995-2006, las pruebas de raíces unitarias tanto para el INPP, p_t , como para su primera diferencia, Δp_t , se especificaron con tendencia e intercepto, en ambos casos la prueba sugiere que se trata de series estacionarias. En tanto que para el tipo de cambio, e_t , la prueba ADF sugiere que se trata de una serie $I(1)$. Mientras que la prueba para el índice nacional de precios al productor de Estados Unidos, p_t^* , se especifico con tendencia e intercepto para la serie en niveles y con intercepto para su primera diferencia, Δp_t^* , y estas resultaron ser $I(1)$ e $I(0)$, respectivamente. Por último, el contraste para el índice de volumen de la producción industrial que se empleo como una proxy para el producto, y_t , se especifico asumiendo un intercepto y una tendencia lineal en la serie en niveles y con solo el intercepto en su primera diferencia, la prueba sugiere que el producto en su nivel tiene una raíz unitaria dado que en su primera diferencia resultaron ser estacionaria. Para el análisis empírico que sigue asumimos que todas las primeras diferencias de las series son estacionarias.

La tabla 3.3 presenta los resultados de las pruebas de cointegración

Tabla 3.3 Resultados de la Prueba de la Traza de Johansen

Periodo	$H_0 : \text{rango} = p$	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$	[Prob]	90%	95%	99%	Rezagos
95:01-06:12	$p = 0$	106.62	[0.0000]**	60.00	63.66	70.91	2
	$p \leq 1$	42.28	[0.0561]	39.73	42.77	48.87	
	$p \leq 2$	20.89	[0.1867]	23.32	25.73	30.67	
	$p \leq 3$	5.98	[0.4728]	10.68	12.45	16.22	
88:06-94:12	$p = 0$	71.61	[0.0084]**	60.00	63.66	70.91	4
	$p \leq 1$	41.37	[0.0695]	39.73	42.77	48.87	
	$p \leq 2$	18.85	[0.2958]	23.32	25.73	30.67	
	$p \leq 3$	6.85	[0.3710]	10.68	12.45	16.22	

Notas: ** Indica el rechazo de la hipótesis nula al 1% de significancia. Pruebas realizadas en JMulTi 4.15.

Para el periodo 1995-2006 la prueba se especifico incluyendo una tendencia e intercepto y el criterio elegido en la selección de rezagos en la prueba de cointegración para el segundo periodo, 1995-2006, fue el de Schwarz. Los resultados de la prueba de la traza de Johansen sugieren la existencia de un vector cointegrante para cada periodo de estudio.

La estimaciones de la ecuación (3.3) para los periodos 1988-94 y 1995-2006 utilizando el procedimiento de Johansen (1988) se presentan en la tabla 3.4:

Tabla 3.4 Vectores Cointegrantes Estandarizados para $P_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_t + \alpha_2 P_t^* + \alpha_3 Y_t + \varepsilon_t$

Periodo	P_t	α_0	P_t^*	Y_t	e_t
1988-1994	1.00	-5.575	-0.529	1.154	0.697
1995-2006	1.00	1.451	-0.390	0.758	0.404

De acuerdo con la estimación de Johansen la magnitud del coeficiente de traspaso se ha reducido al pasar de 0.70 en el periodo 1988-1994 a 0.40 en el periodo de 1995-2006.

Inferencias estadísticas válidas a partir de la estimación del procedimiento de Johansen son posibles en el supuesto de exogeneidad débil. La tabla 3.5 muestra los coeficientes *alpha* proporcionados por el procedimiento de Johansen (1988), los cuales tienden a ser relativamente pequeños sugiriendo la posibilidad de exogeneidad débil en algunas de las ecuaciones. Para el periodo 1988-94 la variable que resulta ser exógena débil es el la inflación de Estados Unidos, mientras que las variables que resultaron ser exógenas débilmente en la estimación del segundo periodo, 1995-2006, fueron la inflación externa y el tipo de cambio. De esta manera se pueden extraer inferencias validas a partir de la ecuación de la inflación. Detalles adicionales de las estimaciones se encuentran en el Apéndice A.

Tabla 3.5 Coeficientes Alpha del VECM

Ecuación	Δp_t	Δp_t^*	Δy_t	Δe_t
1988-1994	-0.094 (-4.312)	-0.005 (-0.278)	0.404 (3.062)	-0.386 (-2.139)
1995-2006	-0.101 (-5.923)	0.023 (1.428)	0.345 (3.908)	-0.070 (-0.926)

Nota: Los números entre paréntesis son los estadísticos t.

3.5 El Análisis del VAR del Traspaso del Tipo de Cambio y los choques macroeconómicos

Estudios recientes, como McCarthy (2000), Hahn (2003) y Faruquee (2004), usan el enfoque VAR para el análisis del traspaso de varios tipos de choques a la inflación doméstica. Más específicamente, esos estudios toman desde 6 hasta 8 variables endógenas en sus modelos VAR e intentan identificar los choques estructurales a través de la aplicación de la descomposición de Choleski. Entonces, ellos investigan la magnitud del traspaso de cada tipo de choque sobre la inflación doméstica a través de las funciones de impulso-respuesta y el análisis de descomposición de varianza. El armazón empírico de esos estudios busca determinar que tipos de choques son lo que afectan principalmente a la inflación doméstica en los países del este Asiático, especialmente a los países que se vieron afectados por la crisis, de mediados de 1990 a la fecha. Aquí nosotros replicamos la metodología propuesta por Ito et al (2005)

3.5.1 Marco Analítico

Siguiendo la propuesta de Ito et al (2005) construimos un modelo VAR con el vector de cinco variables endógenas, $x_t = (\Delta pet_t, \Delta m_t, \Delta tc_t, brecha_t, \Delta p_t)'$, donde pet_t denota el logaritmo natural de los precios del petróleo, m_t es la oferta monetaria, tc_t es el tipo de cambio nominal pesos-dólar, y p_t los precios domésticos. Δ representa el operador de primeras diferencias; $brecha_t$ denota la brecha del producto que se construyó a partir de las desviaciones del logaritmo del índice de volumen de la producción industrial del producto potencial que se obtuvo por medio del filtro de Hodrick-Prescott. En este punto diferimos de la metodología de Ito et al, (2005) para estimar la brecha del producto. En el trabajo de Ito et al (2005) la brecha del producto se obtiene de la diferencia del logaritmo del índice de la producción industrial del producto potencial ajustado por una tendencia lineal y cuadrática. El aplicar la metodología de estos autores para estimar la brecha del producto no garantiza la estacionariedad en el caso de México, por esta razón preferimos utilizar el filtro de Hodrick-Prescott para estimar dicha brecha.¹ Se tomaron las primeras diferencias de todas las variables excepto para $brecha_t$ con el fin de asegurar estacionariedad de las mismas.

¹ En la actualidad existe el consenso de que el filtro de Hodrick-Prescott no funciona bien para obtener el producto potencial de economías emergentes como México, no obstante lo anterior decidimos utilizar este

Las variables endógenas en el VAR fueron seleccionadas, de acuerdo con Ito et al (2005), de acuerdo con las siguientes consideraciones. Primero, como la variable precios, el índice de precios al productor (INPP) se empleo para medir la inflación domestica. Algunos estudios previos, como McCarthy (2000) y Hahn (2003), intentan incorporar tres tipos de variables de precios (i.e., precios de importación, precios al productor y precios al consumidor) en el modelo VAR para analizar los efectos de los choques sobre los precios sobre los precios en diferentes etapas de la distribución, es decir como los choques externos son transmitidos de una etapa de precios a la siguiente. Debido a lo corto del periodo muestral y a que nos apegamos estrictamente a la metodología empleada por Ito et al (2005), nosotros no incluimos todos estos índices de precios en el VAR. En cambio, incluimos únicamente un índice de precios, con lo cual resulta en un modelo VAR de 5 variables.

Segundo, el tipo de cambio nominal pesos-dólar es empleado en nuestro VAR debido a que como se menciona anteriormente la mayor proporción de nuestras transacciones comerciales son con Estados Unidos en lugar de un tipo de cambio efectivo como el que es empleado en el trabajo de Ito et al, donde este último es construido sobre la base de un patrón comercial diversificado como es el caso de los países del Este Asiático. Debido a que este no es el caso de la economía mexicana, consideramos que el tipo de cambio nominal bilateral con el Dólar estadounidense es la variable apropiada para nuestro estudio.

Tercero, la oferta monetaria se emplea con el fin de seguir los efectos de la política monetaria sobre la inflación. Algunos trabajos utilizan la denominada tasa en la literatura, tal es el caso de Clark (1999) y Hahn (2003), esta tasa muestra las fluctuaciones sustanciales en los países del Este Asiático antes de la crisis de 1997, sin embargo siguiendo a la metodología de Ito nosotros empleamos la tasa de crecimiento de la oferta monetaria en nuestro modelo VAR.

Cuarto, intentamos incorporar choques tanto de oferta como de demanda en la estimación del VAR. Los choques de oferta son identificados por la inflación del precio del petróleo denominada en dólares. Para capturar el lado de la demanda, la brecha del producto es incluida para la identificación de los choques de demanda. Como hemos comentado anteriormente, en este trabajo empleamos el índice del volumen de la

filtro en lugar del método empleado por Ito et al (2005) con fines de ajuste estadístico en el VAR. Una investigación más profunda sobre la obtención de una mejor aproximación a la brecha del producto se requiere, pero esto por si solo representa el objetivo de otra investigación.

producción industrial como una *Proxy* para el producto debido a que usamos series con periodicidad mensual con el fin de contar con un mayor número de observaciones en tanto que el periodo muestral de estudio no es muy amplio.

La meta de este análisis es explorar en qué cuantía el tipo de cambio y otros tipos de choques afectan la inflación doméstica. Para recuperar esos choques estructurales, empleamos una descomposición de Choleski de la matriz Ω , una matriz de varianza-covarianza de los residuales del VAR en la forma reducida (u_t), para generar perturbaciones estructurales (ε_t). La relación entre los residuales del VAR de la forma reducida y las perturbaciones estructurales puede escribirse de la siguiente manera²:

$$\begin{bmatrix} u_t^{pet} \\ u_t^m \\ u_t^{tcefe} \\ u_t^{brecha} \\ u_t^p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{pet} \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^{tcefe} \\ \varepsilon_t^{brecha} \\ \varepsilon_t^p \end{bmatrix} \quad (3.2)$$

El modelo estructural está identificado debido a que $n(n-1)/2$ restricciones son impuestas sobre la matriz B como restricciones cero donde n denota el número de variables endógenas. La resultante matriz triangular inferior B implica que algunos choques estructurales no tienen efecto contemporáneo sobre algunas variables endógenas dado su ordenamiento.

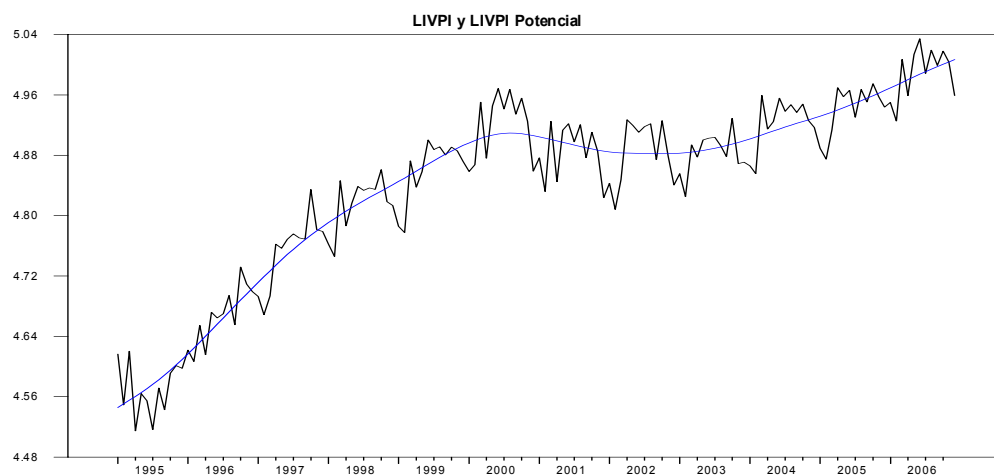
La determinación del orden razonable de las variables endógenas es particularmente importante para identificar choques estructurales. El cambio en los precios del petróleo se ordena primero debido a que los residuales de la forma reducida de los precios del petróleo es probable que sean menos afectados contemporáneamente por algunos otros choques excepto por los mismos choques de los precios del petróleo *per se*, mientras que los choques del petróleo afectan probablemente a todas las variables en el sistema de manera contemporánea. Siguiendo a Hahn (2003), la oferta monetaria, como representación de la política monetaria, está ordenada en la siguiente posición debido a

² Una matriz triangular inferior única B se puede derivar dada la matriz simétrica definida positiva Ω . Esto es, la descomposición de Choleski de Ω implica $\Omega = PP'$ donde el factor de Choleski, P , es una matriz triangular inferior. Dado que $\Omega = E(u_t u_t') = BE(\varepsilon_t \varepsilon_t')B' = BB'$ donde las perturbaciones estructurales se asumen a ser ortonormales, es decir, $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$, la matriz triangular inferior B es igual al factor de Choleski P .

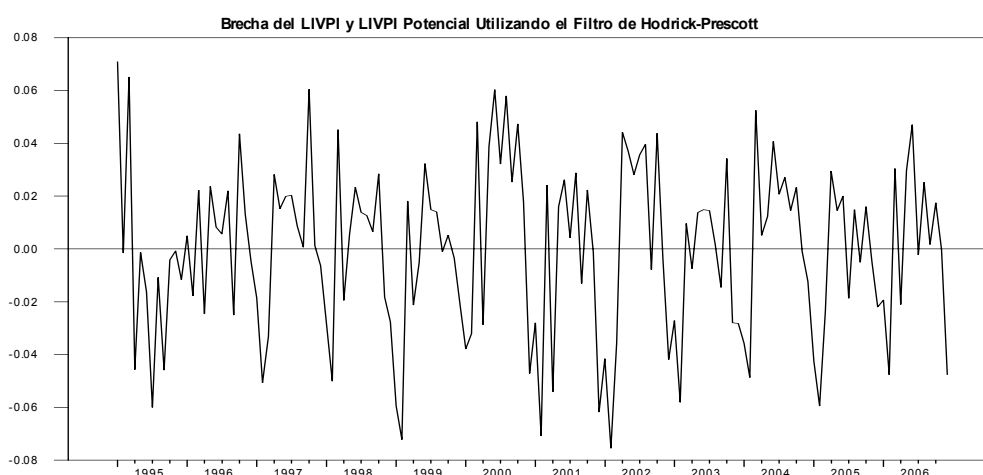
que es más razonable asumir que los choques de la política monetaria tienen un efecto contemporáneo sobre el tipo de cambio y viceversa. En contraste, otros estudios tales como McCarthy (2000) ordenan la oferta monetaria hasta el final en el VAR. Aquí, como en el estudio de Ito et al, (2005), los diferentes ordenamientos son también tomados en cuenta para checar lo robusto del modelo y los resultados son reportados en el apéndice C. Nosotros asumimos la disponibilidad rezagada de la información sobre la brecha del producto real, la cual resulta en no tener efectos contemporáneos de choques de demanda (brecha del producto) en la política monetaria. Por lo tanto, la política monetaria no reacciona a los choques de los precios contemporáneos, mientras que los choques de la política monetaria afectan a la inflación doméstica de manera contemporánea. El tipo de cambio nominal es ordenado antes de la brecha del producto, lo que implica que el tipo de cambio responde contemporáneamente a los choques del precio del petróleo y a los choques de la oferta monetaria, y no a los choques de demanda (brecha del producto). El tipo de cambio se asume a no responder a la inflación observada. Finalmente, la variable precio se ubica después de la brecha del producto, asumiendo que la variable inflación esta afectada contemporáneamente por los cuatro choques.

La gráfica (3.2) muestra el logaritmo natural del IVPI y su filtro a través del método de Hodrick-Prescott y la gráfica (3.3) muestra la brecha del producto, definida como la diferencia entre estas dos series para el periodo de 1995:02 a 2006:12:

Gráfica 3.2



Gráfica 33



La tabla 3.6 muestra los resultados de las pruebas de raíces unitarias para las series incorporadas en el VAR, del periodo muestral que comprende de 1999:03 a 2006:12, a pesar de que se cuenta con un mayor número de observaciones se eligió esta muestra debido a que de esta manera se garantiza la estacionariedad de las primeras diferencias como se puede apreciar en la tabla:

Tabla 3.6. Pruebas Dickey-Fuller Aumentada de las series para el VAR

<i>Serie</i>	t_{a1}	$t_{\gamma 1}$	<i>Rezagos</i>	5 %	1 %
Δpet_t	-7.9850	-	0	-2.8925	-3.5014
Δm_t	-10.0739	-	0	-2.8925	-3.5014
Δtc_t	-9.2606	-	0	-1.9443	-2.5898
$brecha_t$	-2.1071 *	-4.5128	11	-1.9443	-2.5898
Δp_t	-7.1008	-	0	-2.8925	-3.5014

Nota: t_{a1} representa el *t-estadístico* de la prueba Dickey-Fuller, $t_{\gamma 1}$ el *t-estadístico* del último rezago. Pruebas realizadas en *Eviews 5.0*. El (*) indica que no es posible rechazar la hipótesis nula al 1% de significancia.

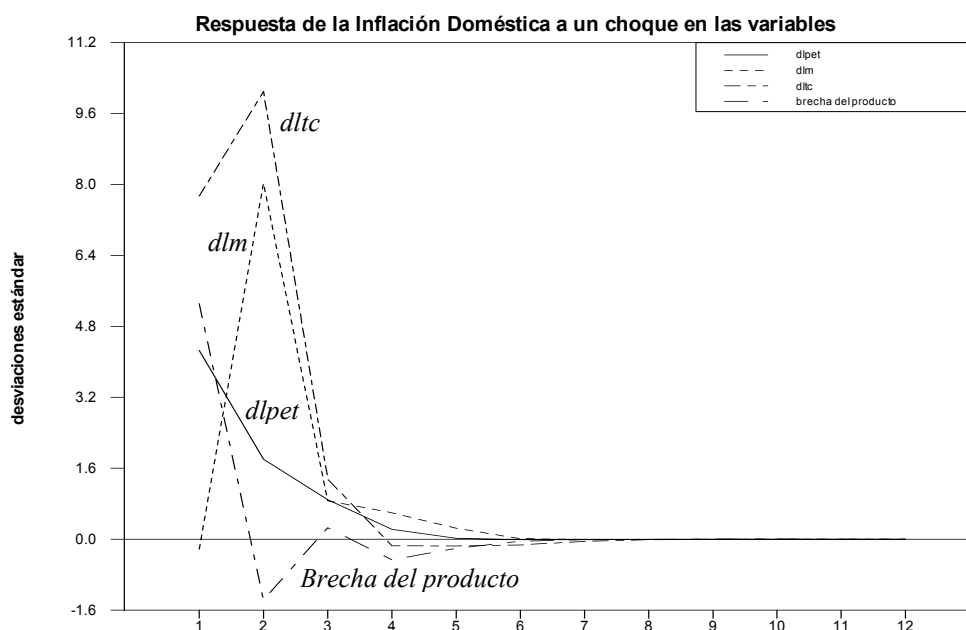
Para la primeras diferencias del índice de precios del petróleo, Δpet_t , de la oferta monetaria incorporada a través de M2, Δm_t , y del índice de precios al productor, Δp_t , la prueba se realizó incluyendo una constante, mientras que para la primera diferencia del tipo de cambio, Δtc_t , y la brecha del producto, $brecha_t$, la prueba se especificó sin ningún término determinista. Todas las series resultaron ser estacionarias en su primera diferencia tanto al 5% como 1% de significancia de acuerdo con la prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF), con excepción de la brecha del producto con la cual no se pudo rechazar la hipótesis de la raíz unitaria al 1%.

3.5.2 Análisis de la Función de Impulso-Respuesta

En esta sección reporta los resultados del análisis de la función impulso-respuesta para revelar la magnitud del traspaso de cada choque a la inflación doméstica. También se presenta el resultado de la descomposición de varianza para investigar la relativa importancia de los choques respectivos para las fluctuaciones en los precios domésticos. La función de impulso respuesta describe el efecto de un choque aleatorio, ε_t , del tamaño de una desviación estándar ante una innovación en los valores, actuales y futuros, de las variables endógenas del VAR. En este sentido, al generarse un choque aleatorio, ε_t , en una variable el efecto se transmite al resto de las variables endógenas por medio de la estructura del vector.

Las funciones de impulso-respuesta se presentan sobre un horizonte de tiempo de doce meses. La muestra comprende el periodo que va de 1999:03 a 2006:12, el periodo de estimación se restringió debido a que algunas de las series en el periodo muestral posterior a la crisis de 1995 muestran una notable tendencia y/o volatilidad considerable aun en su primera diferencia, el proceder de esta manera garantizo la estacionariedad de las series como se mostró en la tabla 3.3 y el ajuste en términos estadísticos del modelo. El VAR se estimó con 1 rezago y en la parte determinística se incluyeron únicamente variables *dummies* estacionales, las pruebas de diagnóstico para los residuos del VAR tanto de manera individual para cada ecuación como de manera conjunta se presentan en las tablas A1 y A2, respectivamente del anexo A. La siguiente gráfica muestra las funciones impulso-respuesta del Índice de Precios al Productor (IPP) ante los diversos choques de las variables macroeconómicas incorporadas en el modelo:

Gráfica 3.4



En dicha gráfica se observa la respuesta de la inflación en términos de las innovaciones en cada una de las variables. En general en dicha respuesta, después de la reacción instantánea al momento de la innovación, se observan tres subperiodos en el comportamiento de la inflación: durante los dos primeros meses tiene su mayor fluctuación; del tercero y hasta el séptimo mes sigue una trayectoria en torno al equilibrio de largo plazo, y del séptimo al noveno mes se presenta un proceso de ajuste para alcanzar totalmente el equilibrio.

Por lo que respecta a la reacción de la inflación doméstica en términos de una innovación, del tamaño de una desviación estándar en el tipo de cambio, se tiene que la inflación reacciona positivamente en 8% y crece en el primer mes hasta aproximadamente 10%. Durante el segundo mes se reduce considerablemente hasta el 1% y posteriormente en el tercer mes se reduce hasta valores negativos pero muy pequeños y luego se dirige rápidamente hacia el equilibrio de largo plazo.

En cuanto a la respuesta de la inflación interna, en términos de la innovación de una desviación estándar en la oferta monetaria, se observa que esta es prácticamente nula al principio y crece durante el primer mes a aproximadamente el 8%, durante el segundo mes disminuye hasta cerca del 1% y después converge rápidamente hacia su valor de equilibrio.

Ante una innovación en la brecha del producto la inflación reacciona en cerca del 5% y se reduce considerablemente el transcurso del primer mes hasta llegar a ser negativa, 1.6%, durante los siguientes tres meses tiende a fluctuar ligeramente en torno del cero y luego sigue una tendencia franca hacia el equilibrio.

Por último, en la gráfica se observa que la reacción de la inflación ante la innovación de una desviación estándar en el precio del petróleo tiene también un efecto positivo de cerca de 4.5% y después se reduce en el primer mes hasta cerca del 1.6% y de manera más lenta continúa esta tendencia durante los siguientes tres meses hasta llegar a ser prácticamente nula y converger, de esta forma, hacia el equilibrio.

3.5.3 Descomposición de Varianza

La descomposición de la varianza y la función de impulso-respuesta permiten describir la dinámica de un sistema de ecuaciones en un VAR. Sin embargo, mientras que esta última describe el efecto de un choque aleatorio de una variable endógena en el resto de las variables, la descomposición de la varianza pretende precisamente descomponer (distribuir) el cambio de una variable endógena, producto de un choque aleatorio, entre el conjunto de las variables endógenas del VAR conforme el tiempo transcurre. Es decir, la descomposición de varianza es una técnica que da cuenta de la importancia relativa de cada choque aleatorio en las variables endógenas del VAR en diferentes tiempos.

El cuadro 3.7 presenta los resultados obtenidos en la descomposición de la varianza del Δpet_t . La descomposición de la varianza de esta variable se estabiliza por completo a partir del noveno mes, momento en que todos los valores de su descomposición se repiten exactamente. Destaca el hecho de que la varianza de la inflación, Δp_t , está explicada en mayor parte por la inflación del precio del petróleo, Δpet_t , en 41.33%, mientras que el tipo de cambio solo la explica en 7.59% en el primer mes y a partir del cuarto mes en alrededor del 16.41%, que es la segunda variable en el modelo en cuanto a porcentaje de explicación se refiere. La oferta monetaria explica de manera creciente el comportamiento de la varianza de la inflación interna, en el primer mes es de solo 7.6%, y a partir del segundo mes alcanza a explicar cerca del 1.23%, lo cual sugiere que hay un efecto desfasado ligeramente creciente de la oferta monetaria sobre la inflación. Por último, la brecha del producto también explica en una pequeña proporción a la

inflación con sólo el 1.86%. De esta forma la oferta monetaria es la que explica en una menor cuantía la varianza de la inflación en el modelo.

Cuadro 3.7 Descomposicion de Varianza para Δp_t

<i>Periodo</i>	<i>S.E.</i>	Δpet_t	Δm_t	Δtc_t	$\Delta brecha_t$	Δp_t
1	0.086808	42.66268	0.641146	7.593467	1.933347	47.16936
2	0.091628	40.58121	1.228639	16.51593	1.860568	39.81365
3	0.091930	41.32322	1.209782	16.42754	1.838261	39.20120
4	0.091999	41.33562	1.242985	16.41358	1.860418	39.14741
5	0.092009	41.33083	1.248031	16.41291	1.864416	39.14381
6	0.092010	41.33051	1.248036	16.41352	1.864430	39.14350
7	0.092010	41.33055	1.248032	16.41360	1.864426	39.14339
8	0.092010	41.33057	1.248032	16.41360	1.864426	39.14338
9	0.092010	41.33057	1.248033	16.41360	1.864426	39.14337
10	0.092010	41.33057	1.248033	16.41360	1.864426	39.14337
11	0.092010	41.33057	1.248033	16.41360	1.864426	39.14337
12	0.092010	41.33057	1.248033	16.41360	1.864426	39.14337

3.6 Consideraciones al Capitulo 3

Hemos obtenido algunas estimaciones del coeficiente de traspaso para dos periodos, de 1988 a 1994 y de 1995 a 2006, a través del procedimiento de Johansen, la elección de esta periodización obedeció principalmente a los dos regimenes cambiarios que se han implementado en México en periodos recientes, que son semifijo y de flotación respectivamente con el fin de comparar si en estos regimenes hay una disminución del coeficiente de traspaso del tipo de cambio a la inflación. Las estimaciones sugieren que dicho coeficiente de traspaso se ha reducido significativamente al pasar de 0.70 en el primer periodo a aproximadamente 0.40 en el segundo periodo, el cual corresponde al de la implementación del régimen de flotación.

Por otra parte los resultados de las funciones impulso-respuesta del VAR, muestran que es el tipo de cambio la variable que tuvo una mayor incidencia en la inflación domestica en el periodo de estudio.

Conclusiones

El estudio del traspaso inflacionario del tipo de cambio es importante no sólo porque da cuenta de la magnitud en que las variaciones del tipo de cambio nominal impactan en el proceso inflacionario, sino también porque es un indicador clave, en cuanto al equilibrio externo se refiere, en la cuestión de si la devaluación de una moneda mejoraría la balanza comercial.

En este trabajo hemos investigado si el coeficiente de traspaso del tipo de cambio a la inflación, considerada esta última a partir del índice de precios al productor, se ha reducido cuando comparamos las estimaciones de dos periodos con dos regimenes cambiarios distintos, el primero que va de 1988:1 a 1994:12 en el que opero un régimen de tipo de cambio semifijo y el segundo de 1995:1 a 2006:12 caracterizado por un régimen de flotación. Encontramos, a partir de la estimación de método de Johansen, que el coeficiente de traspaso se reduce de 0.70 en el primer periodo a 0.40 en el segundo. Este resultado esta acorde a lo encontrado por Santaella (2002) en una estimación efectuada para el periodo 1996-2003, y por Baqueiro et al (2004) quien encuentra que el coeficiente de traspaso se reduce en el escenario de baja inflación para diferentes países incluido México.

En el VAR el análisis revela que no solo el coeficiente de traspaso tiene gran influencia sobre la inflación en México, sino también el efecto de los choques de la oferta monetaria, y en menor medida los choques del petróleo y de la brecha del producto.

La examinación del coeficiente de traspaso, especialmente el análisis VAR, provee un enfoque importante sobre el mecanismo de propagación de la crisis en una economía de mercado emergente. Es probable que las conclusiones a las que hemos arribado con el análisis VAR se modifiquen si utilizáramos un mejor método en la obtención de la brecha del producto, pero por el momento sólo hemos empleado una aproximación un tanto burda al producto potencial, a través del filtro de Hodrick-Prescott, que resulto ajustarse al modelo en términos estadísticos.

Des esta forma, encontramos evidencia que también soporta la hipótesis que mantienen autores como Schmidt-Hebbel y Werner (2002) y Fraga, Goldfajn y Minella (2003) de que el régimen de objetivos de inflación reduce la transmisión del tipo de cambio a la inflación, ya que hemos encontrado suficiente evidencia que indique que el coeficiente

de traspaso inflacionario del tipo de cambio se reduce considerablemente en el periodo de estudio.

Varias tareas están pendientes para la investigación futura. Un mayor número de investigaciones estructurales para los factores de demanda y oferta que inciden en la inflación se requieren para diferenciar el papel del tipo de cambio y otros factores en el proceso inflacionario. También se requiere una mejor aproximación a la brecha del producto a través de métodos más apropiados. De igual forma, la muestra puede expandirse para otros países siempre y cuando haya datos disponibles.

Bibliografía

Bailliu, J and E Fujii (2004): “Exchange rate pass-through and the inflation environment in industrialized countries: an empirical investigation”, Bank of Canada Working Paper no 2004–21 (Ottawa: Bank of Canada).

Baqueiro, Armando; Díaz de León; Torres, Alberto. (2004). ¿Temor a la flotación o a la inflación? La importancia del “traspaso” del tipo de cambio a los precios. *Revista ESPE*, No. 44, Diciembre 2004, Páginas 64-94.

Betts, Carolina, and Michael B. Devereux. (1996). The Exchange Rate in a Model of Pricing-to-Market. *European Economic Review* 40, 1007-1021.

Blonigen, B., and Haynes, S. (1999). “Antidumping Investigations and the Pass-through of Exchange Rates and Antidumping Duties” *NBER Working Paper 7378* (October).

Campa, J.; Goldberg, L. (2002). “Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or a Micro Phenomenon?”, en *National Bureau of Economic Research*, Documento de trabajo, No. 8.934, mayo.

Calvo, G; Reinhart, C. (2002). Fear of Floating. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 2, mayo.

Choudhri, U E and D S Hakura (2001): “Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter?”, *IMF Working Paper* no 01/194 (Washington: International Monetary Fund).

Clark, Todd E. (1999). The Responses of Prices at Different Stages of Production to Monetary Policy Shocks. *Review of Economics and Statistics* 81(3), pp. 420-433.

Corbo, V., O. Landerretche and K. Schmidt-Hebbel (2002). “Does Inflation Targeting Make a Difference?”, in *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, (Eds.) N. Loayza and R. Soto. Santiago: Banco Central de Chile.

Devereux, M B and J Yetman (2003): “Price-setting and exchange rate pass-through: theory and evidence”, in *Price adjustment and monetary policy*, Proceedings of a conference held by the Bank of Canada, Ottawa, November 2002, pp 347–371.

Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* 74, pp. 427-431.

Dornbusch, R. (1987). Exchange rates and prices. *American Economic Review*, Vol. 77, pp. 93-106.

Eichengreen, B.; Hausmann, R. (1999). Exchange Rates and Financial Fragility. *NBER*, documento de trabajo, No. 7.418, Noviembre.

Edwards, S. (1993). Exchange Rates as Nominal Anchors, en *Weltwirtschaftliches Archiv*, No. 1.

Enders, Walter (1995). *Applied Econometric Time Series*. Jhon Wiley and Sons, Inc.

Engel, C. (2002). *The responsiveness of consumer prices to exchange rates: a synthesis of some new open economy macro models*. The Manchester School, 70, pp. 1-15.

Engle, R.F., y Granger, C.W.J. (1987) “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55 (2): 251.

Faruquee, Hamid. (2004). Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area: The Role of Asymmetric Pricing Behavior. IMF Working Paper WP/04/14, International Monetary Fund.

Fondo Monetario Internacional (1997). Exchange Rate Arrangements and Economic Performance in Developing Countries. En *World Economic Outlook*, Octubre.

Fraga, A., I. Goldfajn and Minella (2003). Inflation Targeting in Emerging Market Economies. *NBER Macroeconomics Annual*.

Frankel, J, D Parsley and Shang-Jin Wei (2005): “Slow pass-through around the world: a new import for developing countries”, *NBER Working Paper* 11199.

Gagnon, J E and J Ihrig (2004): “Monetary policy and exchange rate pass-through”, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper no 704.

Galindo, Luis M. y Ross, Jaime (2006). Banco de México: política monetaria de metas de inflación. *Economía*, UNAM. Vol. 3. Num. 9.

Gilbert, Christopher L. (1990) “Professor Hendry’s Econometric Methodology”, en Granger, C.W.J. (ed) *Modelling Economic Series*, Oxford.

Goldberg, K. P. and Knetter, M. M. (1996). *Goods prices and exchange rates: what have we learned?*. NBER Working Paper 5862.

Goldfajn, I y S Werlang (2000): “The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study”, *Working Paper Series* #5, Banco Central do Brasil, September.

Ghosh, A.; Gulde. A.; Ostra, J. (1995). Does the Nominal Exchange Rate Regime Matter?. En *Fondo Monetario Internacional*, documento de trabajo, No. 95/121, noviembre.

Hahn, Elke. (2003). Pass-Through of External Shocks to Euro Area Inflation. Working Paper, 243, European Central Bank.

Hendry, David F. (1995) *Dynamic Econometrics*. EUA. Oxford University Press.

Ito, Takatoshi, Sasaki, Yuri N. and Sato, Kiyotaka (2005). *Pass-Through of Exchange Rate Changes and Macroeconomic Shocks to Domestic Inflation in East Asian Countries*. RIETI Discussion Paper Series 05-E-020. April 2005.

Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegrating Factors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231-254.

Johansen, S., and Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52:169-210.

_____. (1992). Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics* 53, 211-44.

Khundrakpam, J K (2007). *Economic reforms and exchange rate pass-through to domestic prices in India*. Bank for International Settlements, BIS, Working Papers No 225. February 2007.

Krugman, P. (1987). Pricing to market when the exchange rate changes. In S Arnd and J Richardson (eds), *Real-financial linkages among open economies* (Cambridge, Massachusetts: MIT Press).

Leamer, E.E. (1983) “Let’s Take the con out of Econometrics”, *American Economic Review* (73): 31-43.

Levy-Yeyati, E.; Struzenegger, F. (2002). To Float or to Trail: Evidence on the Impact of Exchange Rates Regimes. En Business School, *Universidad Torcuato Di Tella*, Mimeo., marzo.

Lucas, Robert (1976) “Econometric Policy Evaluation. A Critique”, *Journal of Monetary Economics*.

Marazzi, M, N Sheets, R Vigfusson and others (2005): *Exchange rate pass-through to US import prices: some new evidence*, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper no 833.

McCarthy, J., (2000). Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. *Staff Reports*, 111, Federal Reserve Bank of New York.

Obstfeld and Rogoff (1995). Exchange rate dynamics redux. *Journal of Political Economy*, 103, pp 550-579.

Pagan A. (1990) “Three Econometric Methodologies: A Critical Appraisal”, en Granger, C.W.J. (ed) *Modelling Economic Series*. Oxford University Press.

Pagan A. (1992) *Three Econometric Methodologies: An Update*. Australian National University.

Santaella, Julio A. (2002). El traspaso inflacionario del tipo de cambio, la paridad del poder de compra y anexas: la experiencia mexicana. *Gaceta de Economía*. Año 7, Número Especial.

Sims, C.A. (1996) “Macroeconomics and Methodology”, *Journal of Economic Perspectives* (10): 105-120.

Schmidt-Hebbel, K. and A. Werner (2002). Inflation Targeting in Brazil, Chile and México: Performance, Credibility, and the Exchange Rate. Central Bank of Chile, *Working Paper* No. 171, July.

Spanos, Aris (1986). *Statistical foundations of econometric modelling*. Cambridge: Cambridge University.

Spanos, Aris (1990) “Towards a Unifying Methodological Framework for Econometric Modelling”, en Granger, C.W.J. (ed) *Modelling Economic Series*. Oxford University Press.

Taylor, B J. (2000). Low inflation, pass-through and the pricing power of firms. *European Economic Review*. 44(7), pp 1389-1408.

ANEXO A

Estimación del VECM (1995-2006)

Coefficientes

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} \Delta p_t \\ \Delta p_t^* \\ \Delta y_t \\ \Delta e_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} -0.101 \\ 0.023 \\ 0.345 \\ -0.070 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1.000 & 0.390 & -0.758 & -0.404 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{t-1} \\ p_{t-1}^* \\ y_{t-1} \\ e_{t-1} \end{bmatrix} + [-1.451] \text{[constante]} \\
 &+ \begin{bmatrix} 0.370 & -0.157 & -0.058 & 0.071 \\ 0.155 & -0.008 & -0.010 & 0.022 \\ 0.262 & -0.061 & -0.383 & 0.163 \\ 0.105 & -0.169 & -0.080 & -0.143 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-1} \\ \Delta p_{t-1}^* \\ \Delta y_{t-1} \\ \Delta e_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.015 & -0.067 & -0.041 & 0.019 \\ 0.000 & -0.252 & 0.003 & -0.005 \\ 1.116 & 0.494 & -0.043 & 0.135 \\ -0.213 & -0.345 & -0.034 & -0.107 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-2} \\ \Delta p_{t-2}^* \\ \Delta y_{t-2} \\ \Delta e_{t-2} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} 0.000 \\ -0.000 \\ -0.001 \\ 0.000 \end{bmatrix} \text{[tendencia]} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

Errores Estándar

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} \Delta p_t \\ \Delta p_t^* \\ \Delta y_t \\ \Delta e_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 0.017 \\ 0.016 \\ 0.088 \\ 0.076 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} --- & 0.203 & 0.082 & 0.075 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{t-1} \\ p_{t-1}^* \\ y_{t-1} \\ e_{t-1} \end{bmatrix} + [1.100] \text{[constante]} \\
 &+ \begin{bmatrix} 0.079 & 0.096 & 0.018 & 0.021 \\ 0.073 & 0.089 & 0.017 & 0.019 \\ 0.407 & 0.499 & 0.095 & 0.107 \\ 0.350 & 0.429 & 0.082 & 0.092 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-1} \\ \Delta p_{t-1}^* \\ \Delta y_{t-1} \\ \Delta e_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.073 & 0.097 & 0.016 & 0.020 \\ 0.068 & 0.090 & 0.015 & 0.019 \\ 0.377 & 0.500 & 0.084 & 0.106 \\ 0.324 & 0.430 & 0.073 & 0.091 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-2} \\ \Delta p_{t-2}^* \\ \Delta y_{t-2} \\ \Delta e_{t-2} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} 0.000 \\ 0.000 \\ 0.000 \\ 0.000 \end{bmatrix} \text{[tendencia]} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

Valores-t

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} \Delta p_t \\ \Delta p_t^* \\ \Delta y_t \\ \Delta e_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} -5.923 \\ 1.428 \\ 3.908 \\ -0.926 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} - & - & - & - \\ & -1.925 & -9.199 & -5.415 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{t-1} \\ p_{t-1}^* \\ y_{t-1} \\ e_{t-1} \end{bmatrix} + [-1.318] \text{[constante]} \\
 + \begin{bmatrix} 4.703 & -1.603 & -3.158 & 3.425 \\ 2.119 & -0.092 & -0.560 & 1.156 \\ 0.643 & -0.123 & -4.036 & 1.520 \\ 0.300 & -0.395 & -0.976 & -1.549 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-1} \\ \Delta p_{t-1}^* \\ \Delta y_{t-1} \\ \Delta e_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.201 & -0.692 & -2.492 & -0.946 \\ 0.007 & -2.812 & 0.173 & -0.258 \\ 2.960 & 0.986 & -0.514 & 1.275 \\ -0.659 & -0.803 & 0.467 & -1.177 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-2} \\ \Delta p_{t-2}^* \\ \Delta y_{t-2} \\ \Delta e_{t-2} \end{bmatrix} \\
 \begin{bmatrix} 6.205 \\ -1.115 \\ -3.892 \\ 1.017 \end{bmatrix} \text{[tendencia]} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

Pruebas del VECM de manera conjunta (1995-2006)

Prueba de Potmanteau $H_0 : R_h = (r_1, \dots, r_h) = 0$

<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Valor-p</i>	<i>Estadístico Ajustado</i>	<i>Valor-p</i>	<i>Grados de libertad</i>
4	59.0348	0.0005	60.3793	0.0004	28
8	119.7158	0.0277	124.1067	0.0145	92
16	297.9857	0.0004	320.1022	0.0000	220

Prueba de LM de Autocorrelación

<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico LM</i>	<i>Valor-p</i>	<i>Grados de libertad</i>
2	77.9844	0.0000	32
4	115.8035	0.0001	64

Prueba de No-Normalidad

Doornik & Hansen (1994)

<i>Estadístico</i>	<i>Valor-p</i>	<i>Grados de Libertad</i>	<i>Asimetría</i>	<i>Valor-p</i>	<i>Curtosis</i>	<i>Valor-p</i>
137.3399	0.0000	8	13.6878	0.0084	123.6521	0.0000

Lütkepohl (1993)

123.2378	0.0000	8	7.0785	0.1318	116.1593	0.0000
----------	--------	---	--------	--------	----------	--------

Referencia: Lütkepohl (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, 2ed, p. 153.

Prueba Multivariada ARCH-LM

<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico VARCHLM</i>	<i>Valor-p</i>	<i>Grados de libertad</i>
2	220.3909	0.1539	200
4	376.8042	0.7918	400

Pruebas del VECM de manera individual

Prueba de Jarque-Bera

<i>Variable</i>	<i>Estadístico χ^2</i>	<i>Valor-p</i>	<i>Asimetría</i>	<i>Curtosis</i>
u_{1t}	1.8222	0.4021	0.2340	3.3018
u_{2t}	18.2415	0.0001	-0.2453	4.6924
u_{3t}	2.6758	0.2624	0.3373	3.0167
u_{4t}	122.7207	0.0000	0.5218	7.4497

Prueba ARCH-LM con 4 Rezagos

<i>Variable</i>	<i>Estadístico χ^2</i>	<i>Valor-p</i>	<i>Estadístico F</i>	<i>Valor-p</i>
u_{1t}	5.8359	0.2117	1.5239	0.1989
u_{2t}	2.9812	0.5610	0.7619	0.5519
u_{3t}	2.2569	0.6886	0.5737	0.6822
u_{4t}	2.9622	0.5642	0.7569	0.5551

Estimación del VECM (1988:06-1994:12)

Coefficientes

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} \Delta p_t \\ \Delta p_t^* \\ \Delta y_t \\ \Delta e_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} -0.094 \\ -0.005 \\ 0.404 \\ -0.386 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1.000 & -0.529 & -1.154 & -0.697 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{t-1} \\ p_{t-1}^* \\ y_{t-1} \\ e_{t-1} \end{bmatrix} + [5.575] \text{[constante]} \\
 + \begin{bmatrix} 0.831 & 0.056 & -0.079 & 0.004 \\ 0.216 & 0.146 & -0.021 & 0.098 \\ -0.042 & 0.822 & -0.522 & 1.816 \\ -0.402 & -0.163 & -0.367 & -0.058 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-1} \\ \Delta p_{t-1}^* \\ \Delta y_{t-1} \\ \Delta e_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.496 & -0.041 & -0.038 & -0.152 \\ 0.064 & -0.341 & 0.013 & -0.039 \\ 0.766 & -1.480 & -0.147 & 0.638 \\ 0.201 & 0.249 & -0.139 & -0.613 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-2} \\ \Delta p_{t-2}^* \\ \Delta y_{t-2} \\ \Delta e_{t-2} \end{bmatrix} \\
 + \begin{bmatrix} 0.271 & -0.026 & -0.043 & 0.018 \\ 0.002 & 0.168 & -0.000 & -0.027 \\ -0.382 & -0.786 & -0.109 & 1.089 \\ 0.279 & -2.193 & 0.001 & 0.010 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-3} \\ \Delta p_{t-3}^* \\ \Delta y_{t-3} \\ \Delta e_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.037 & -0.243 & -0.028 & -0.006 \\ -0.015 & -0.176 & -0.008 & -0.027 \\ 0.581 & -0.436 & -0.172 & 0.439 \\ -0.514 & 1.211 & 0.074 & -1.240 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-4} \\ \Delta p_{t-4}^* \\ \Delta y_{t-4} \\ \Delta e_{t-4} \end{bmatrix} \\
 + \begin{bmatrix} 0.000 \\ -0.000 \\ -0.001 \\ 0.001 \end{bmatrix} \text{[tendencia]} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

Errores Estándar

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} \Delta p_t \\ \Delta p_t^* \\ \Delta y_t \\ \Delta e_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 0.022 \\ 0.016 \\ 0.132 \\ 0.180 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} --- & 0.627 & 0.380 & 0.326 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{t-1} \\ p_{t-1}^* \\ y_{t-1} \\ e_{t-1} \end{bmatrix} + [3.087] \text{[constante]} \\
 + \begin{bmatrix} 0.104 & 0.156 & 0.027 & 0.083 \\ 0.078 & 0.118 & 0.020 & 0.062 \\ 0.630 & 0.948 & 0.161 & 0.501 \\ 0.860 & 1.295 & 0.220 & 0.685 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-1} \\ \Delta p_{t-1}^* \\ \Delta y_{t-1} \\ \Delta e_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.131 & 0.154 & 0.027 & 0.087 \\ 0.098 & 0.116 & 0.021 & 0.066 \\ 0.791 & 0.930 & 0.166 & 0.528 \\ 1.081 & 1.271 & 0.227 & 0.721 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-2} \\ \Delta p_{t-2}^* \\ \Delta y_{t-2} \\ \Delta e_{t-2} \end{bmatrix} \\
 + \begin{bmatrix} 0.135 & 0.154 & 0.025 & 0.084 \\ 0.102 & 0.116 & 0.019 & 0.063 \\ 0.818 & 0.935 & 0.154 & 0.509 \\ 1.117 & 1.277 & 0.210 & 0.695 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-3} \\ \Delta p_{t-3}^* \\ \Delta y_{t-3} \\ \Delta e_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.086 & 0.149 & 0.019 & 0.083 \\ 0.065 & 0.112 & 0.014 & 0.063 \\ 0.522 & 0.904 & 0.114 & 0.504 \\ 0.713 & 1.235 & 0.155 & 0.689 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-4} \\ \Delta p_{t-4}^* \\ \Delta y_{t-4} \\ \Delta e_{t-4} \end{bmatrix} \\
 + \begin{bmatrix} 0.000 \\ 0.000 \\ 0.000 \\ 0.000 \end{bmatrix} \text{[tendencia]} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

Valores-t

$$\begin{aligned}
 & \begin{bmatrix} \Delta p_t \\ \Delta p_t^* \\ \Delta y_t \\ \Delta e_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -4.312 \\ -0.278 \\ 3.062 \\ -2.139 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} - & - & - & - \\ & -0.843 & -3.039 & -2.140 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{t-1} \\ p_{t-1}^* \\ y_{t-1} \\ e_{t-1} \end{bmatrix} + [1.806] \text{constante} \\
 & + \begin{bmatrix} 7.999 & 0.360 & -2.983 & 0.051 \\ 2.754 & 1.244 & -1.042 & 1.567 \\ -0.067 & 0.867 & -3.234 & 3.620 \\ -0.468 & -0.126 & -1.664 & -0.085 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-1} \\ \Delta p_{t-1}^* \\ \Delta y_{t-1} \\ \Delta e_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -3.799 & -0.269 & -1.369 & -1.749 \\ 0.653 & -2.948 & 0.610 & -0.602 \\ 0.968 & -1.591 & -0.886 & 1.209 \\ 0.186 & 0.196 & -0.612 & -0.850 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-2} \\ \Delta p_{t-2}^* \\ \Delta y_{t-2} \\ \Delta e_{t-2} \end{bmatrix} \\
 & + \begin{bmatrix} 2.011 & -0.172 & -1.709 & 0.211 \\ 0.020 & 1.450 & -0.021 & -0.430 \\ -0.468 & -0.841 & -0.708 & 2.141 \\ 0.250 & -1.718 & 0.003 & 0.015 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-3} \\ \Delta p_{t-3}^* \\ \Delta y_{t-3} \\ \Delta e_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.428 & -1.625 & -1.467 & -0.074 \\ -0.228 & -1.567 & -0.591 & -0.424 \\ 1.112 & -0.482 & -1.513 & 0.871 \\ -0.721 & 0.981 & 0.473 & -1.800 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-4} \\ \Delta p_{t-4}^* \\ \Delta y_{t-4} \\ \Delta e_{t-4} \end{bmatrix} \\
 & + \begin{bmatrix} 4.487 \\ -0.164 \\ -2.829 \\ 2.614 \end{bmatrix} \text{constante} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

Pruebas del VECM de manera conjunta (1988-1994)

Prueba de Potmanteau $H_0 : R_h = (r_1, \dots, r_h) = 0$

<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Valor-p</i>	<i>Estadístico Ajustado</i>	<i>Valor-p</i>	<i>Grados de libertad</i>
8	72.8657	0.1231	78.2674	0.0567	60
16	163.4495	0.9017	186.3796	0.5197	188

Prueba de LM de Autocorrelación

<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico LM</i>	<i>Valor-p</i>	<i>Grados de libertad</i>
2	47.0553	0.0419	32
4	128.2218	0.0000	64

Prueba de No-Normalidad

Doornik & Hansen (1994)

<i>Estadístico</i>	<i>Valor-p</i>	<i>Grados de Libertad</i>	<i>Asimetría</i>	<i>Valor-p</i>	<i>Curtosis</i>	<i>Valor-p</i>
8383.9115	0.0000	8	542.2665	0.0000	7841.6450	0.0000

Lütkepohl (1993)

8062.7431	0.0000	8	527.4054	0.0000	7535.3378	0.0000
-----------	--------	---	----------	--------	-----------	--------

Referencia: Lütkepohl (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, 2ed, p. 153.

Prueba Multivariada ARCH-LM

<i>Rezagos</i>	<i>Estadístico VARCHLM</i>	<i>Valor-p</i>	<i>Grados de libertad</i>
2	222.5737	0.1310	200
4	442.7620	0.0688	400

Pruebas del VECM de manera individual

Prueba de Jarque-Bera

<i>Variable</i>	<i>Estadístico χ^2</i>	<i>Valor-p</i>	<i>Asimetría</i>	<i>Curtosis</i>
u_{1t}	6.2928	0.0430	0.3204	4.2252
u_{2t}	0.1311	0.9366	0.0032	2.8005
u_{3t}	0.5249	0.7691	0.1546	3.2527
u_{4t}	8444.9199	0.0000	6.4252	51.9940

Prueba ARCH-LM con 4 Rezagos

<i>Variable</i>	<i>Estadístico χ^2</i>	<i>Valor-p</i>	<i>Estadístico F</i>	<i>Valor-p</i>
u_{1t}	2.2041	0.6983	0.5677	0.6869
u_{2t}	0.0919	0.9990	0.0230	0.9989
u_{3t}	4.8715	0.3007	1.3025	0.2776
u_{4t}	42.3976	0.0000	24.3833	0.0000

Tabla A1
Pruebas de diagnostico para los residuos del VAR(1)

<i>Pruebas individuales de cada ecuación del VAR</i>						
<i>Variables</i>	<i>Autocorrelación</i>		<i>Normalidad</i>		<i>Heterocedasticidad</i>	
	<i>Estadístico F</i>	<i>Probabilidad</i>	χ^2	<i>Probabilidad</i>	<i>Estadístico F</i>	<i>Probabilidad</i>
Δpet	1.2890	[0.2816]	2.2312	[0.3277]	1.1488	[0.3220]
Δm	2.6820	[0.0750]	2.6563	[0.2650]	0.7489	[0.7682]
Δtc	0.2310	[0.7943]	1.2192	[0.5436]	0.9403	[0.5435]
<i>brecha</i>	1.2890	[0.2816]	1.6871	[0.4302]	1.6464	[0.0620]
Δp	0.0400	[0.9608]	0.3630	[0.8340]	1.0962	[0.3720]

Nota: La prueba de autocorrelación es la LM con 2 rezagos, la de normalidad es la Jarque-Bera y la de Heterocedasticidad es la de White sin términos cruzados. El modelo VAR estimado incluye 1 rezago VAR(1).

Tabla A2
Pruebas de diagnostico de manera conjunta

<i>Prueba</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Probabilidad</i>
<i>Autocorrelación</i>		
<i>LM(1)</i>	32.8261	[0.1355]
<i>LM(2)</i>	28.7049	[0.2764]
<i>Normalidad</i>		
<i>Jarque-Bera</i>	97.4271	[0.6877]
<i>Heterocedasticidad</i>		
<i>White</i>	332.7333	[0.2357]

El modelo VAR estimado incluye 1 rezago VAR(1).

Tabla A3
Descomposición de Choleski del Modelo SVAR

Covariance Model - Estimation by BFGS

Convergence in 32 Iterations. Final criterion was 0.0000011 < 0.0000100

Observations 93

Log Likelihood 1962.37173589

Log Likelihood Unrestricted 1962.37173589

<i>Variable</i>	<i>Coeff</i>	<i>Std Error</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Signif</i>
1. b_{11}	-0.020000000	1.000000000	-0.02000	0.98404337
2. b_{21}	-0.000807983	0.000640463	-1.26156	0.20710685
3. b_{22}	0.055204374	0.010028380	5.50481	0.00000004
4. b_{31}	-0.004513745	0.004992625	-0.90408	0.36595165
5. b_{32}	-0.062295123	0.046089049	-1.35163	0.17649523
6. b_{33}	0.195104239	0.021158598	9.22104	0.00000000
7. b_{41}	-0.008040486	0.009023659	-0.89104	0.37290503
8. b_{42}	0.083103812	0.087481301	0.94996	0.34213214
9. b_{43}	-0.001227496	0.037476025	-0.03275	0.97387063
10. b_{44}	-0.392924538	0.027939343	-14.06349	0.00000000
11. b_{51}	-0.014808582	0.002348898	-6.30448	0.00000000
12. b_{52}	0.013498413	0.016571350	0.81456	0.41532235
13. b_{53}	-0.027410619	0.007403936	-3.70217	0.00021376
14. b_{54}	-0.018776505	0.007708224	-2.43591	0.01485457
15. b_{55}	0.353347237	0.034355625	10.28499	0.00000000

ANEXO B

Tabla B.1 Datos empleados en la estimación de (3.4) y (3.5)

	Tipo de			
Fecha	Cambio	Inpp	INPP USA	IVPI
1995/01	5.9000	29.3892	126.6	101.1490
1995/02	6.0050	30.7505	126.9	94.5420
1995/03	6.8475	32.7092	127.1	101.5430
1995/04	6.0517	35.4200	127.6	91.3460
1995/05	6.1808	36.6382	128.1	95.9720
1995/06	6.2608	37.5712	128.2	95.0630
1995/07	6.1142	38.0329	128.2	91.5070
1995/08	6.2763	38.6783	128.1	96.6940
1995/09	6.3848	39.4170	127.9	93.9520
1995/10	7.1471	40.2551	128.7	98.6040
1995/11	7.5467	41.7812	128.7	99.6290
1995/12	7.7396	43.5032	129.1	99.2620
1996/01	7.4212	44.7381	129.4	101.6740
1996/02	7.6296	45.7761	129.4	100.1570
1996/03	7.5375	47.1102	130.1	105.0550
1996/04	7.4462	48.4576	130.6	101.0510
1996/05	7.4208	48.8541	131.1	106.8970
1996/06	7.5814	49.3334	131.7	106.1200
1996/07	7.5893	50.0239	131.5	106.6970
1996/08	7.5831	50.7362	131.9	109.3270
1996/09	7.5519	51.5584	131.8	105.1490
1996/10	8.0478	52.4598	132.7	113.5140
1996/11	7.8930	53.1289	132.6	110.9790
1996/12	7.8703	54.5245	132.7	109.8700
1997/01	7.8217	55.5415	132.6	109.1810
1997/02	7.9740	55.8387	132.2	106.5490
1997/03	7.9313	56.1596	132.1	109.2560
1997/04	7.9519	56.3938	131.6	117.0320
1997/05	7.9167	56.8976	131.6	116.3710
1997/06	7.9504	57.1531	131.6	117.7450
1997/07	7.8248	57.5892	131.3	118.5990
1997/08	7.7853	58.0872	131.7	117.9950
1997/09	7.7707	58.6154	131.8	117.7960
1997/10	8.3683	59.2492	132.3	125.8010
1997/11	8.2135	60.1137	131.7	119.2510
1997/12	8.0681	60.2516	131.1	119.0110
1998/01	8.4643	61.4638	130.3	117.0220
1998/02	8.5253	62.4497	130.2	115.1200
1998/03	8.5192	62.8740	130.1	127.2590
1998/04	8.4898	63.4204	130.4	119.8840
1998/05	8.8164	63.7435	130.6	123.5050
1998/06	8.9852	64.3600	130.7	126.3000
1998/07	8.9215	65.0074	131.0	125.6620
1998/08	9.9717	65.7914	130.7	126.0570
1998/09	10.1933	68.1595	130.6	125.8260
1998/10	10.1137	69.3628	131.4	129.1490
1998/11	9.9995	69.9773	130.9	123.7850

	Tipo de			
Fecha	Cambio	Inpp	INPP USA	IVPI
1998/12	9.8963	70.7657	131.1	123.1460
1999/01	10.1543	72.6402	131.4	119.8090
1999/02	9.9441	73.0472	130.8	118.8190
1999/03	9.5218	73.8364	131.1	130.6430
1999/04	9.2447	74.4043	131.9	126.1920
1999/05	9.6872	74.6350	132.4	128.8340
1999/06	9.4409	75.3167	132.7	134.3630
1999/07	9.4010	76.0363	132.9	132.6540
1999/08	9.3850	76.7421	133.7	133.1240
1999/09	9.3483	77.5574	134.7	131.6900
1999/10	9.6250	78.1091	135.1	133.0500
1999/11	9.4320	78.9551	134.9	132.4140
1999/12	9.4986	79.5818	134.9	130.5930
2000/01	9.6253	80.6865	134.7	128.8490
2000/02	9.3662	81.7166	136.0	129.9940
2000/03	9.2845	81.8822	136.8	141.2460
2000/04	9.4127	82.0326	136.7	131.1320
2000/05	9.5110	83.0732	137.3	140.5460
2000/06	9.8243	84.2375	138.6	143.8170
2000/07	9.3667	83.6908	138.6	139.9610
2000/08	9.1995	84.4052	138.2	143.6560
2000/09	9.4459	84.7013	139.4	139.0320
2000/10	9.5642	85.2778	140.1	142.0170
2000/11	9.4155	85.4622	140.0	137.7310
2000/12	9.6098	84.6505	139.7	128.8950
2001/01	9.6828	86.1484	141.2	131.1700
2001/02	9.7025	85.9718	141.4	125.4580
2001/03	9.4933	86.1842	140.9	137.7010
2001/04	9.2537	86.3239	141.8	127.1110
2001/05	9.1835	86.3956	142.7	136.0890
2001/06	9.0708	86.2315	142.2	137.2290
2001/07	9.1408	85.9585	140.5	134.0060
2001/08	9.2000	86.4617	140.9	137.0810
2001/09	9.5098	86.9363	141.6	131.2300
2001/10	9.2542	86.4324	139.7	135.7280
2001/11	9.2681	86.0100	138.3	132.3760
2001/12	9.1695	85.7523	137.4	124.4410
2002/01	9.1463	86.3171	137.4	126.8400
2002/02	9.1303	86.3712	137.7	122.5210
2002/03	9.0160	87.7304	138.7	127.4390
2002/04	9.3720	88.5672	138.8	137.9740
2002/05	9.6562	89.3967	138.6	136.9700
2002/06	9.9568	90.0834	139.0	135.7400
2002/07	9.7861	90.5856	138.8	136.7390
2002/08	9.9109	91.1305	138.8	137.2640
2002/09	10.2299	91.8972	139.1	130.8980
2002/10	10.1552	91.8360	140.7	137.8190
2002/11	10.1465	92.4664	139.7	131.4340
2002/12	10.4393	93.6702	139.0	126.5340
2003/01	10.9069	94.9499	140.8	128.4550

	Tipo de			
Fecha	Cambio	Inpp	INPP USA	IVPI
2003/02	11.0324	96.3190	142.3	124.6280
2003/03	10.7889	96.5848	144.2	133.4590
2003/04	10.3000	95.4722	142.1	131.3410
2003/05	10.3377	95.0660	142.0	134.3240
2003/06	10.4370	95.8793	143.0	134.6640
2003/07	10.5243	96.1422	143.0	134.8150
2003/08	11.0475	96.5753	143.7	133.3140
2003/09	11.0133	97.0308	144.0	131.4240
2003/10	11.0525	98.0826	145.5	138.2550
2003/11	11.3985	98.8974	144.5	130.1940
2003/12	11.2372	100.0000	144.5	130.4580
2004/01	11.0214	100.4100	145.4	129.7940
2004/02	11.0606	101.9700	145.3	128.4580
2004/03	11.1748	103.5490	146.3	142.5120
2004/04	11.4093	105.0870	147.3	136.2970
2004/05	11.4147	105.7640	148.9	137.6360
2004/06	11.5258	105.8410	148.7	141.9780
2004/07	11.4079	106.2720	148.5	139.5250
2004/08	11.3807	107.0950	148.5	140.7490
2004/09	11.3884	107.7030	148.7	139.3330
2004/10	11.5390	108.4120	152.0	140.8920
2004/11	11.2373	108.6880	151.7	137.8360
2004/12	11.1495	108.0320	150.6	136.6010
2005/01	11.2141	108.3940	151.4	132.8810
2005/02	11.0965	109.1610	152.1	130.9700
2005/03	11.1783	109.8510	153.6	136.1180
2005/04	11.0832	110.3940	154.4	143.9600
2005/05	10.9160	109.7860	154.3	142.2610
2005/06	10.7752	109.4180	154.2	143.4610
2005/07	10.6057	110.0550	155.5	138.4660
2005/08	10.7995	110.2680	156.3	143.6310
2005/09	10.7907	110.8440	158.9	141.2710
2005/10	10.7857	111.0750	160.9	144.7460
2005/11	10.5793	111.1250	158.3	142.2530
2005/12	10.6344	111.6680	158.7	140.3120
2006/01	10.4433	112.8480	159.9	141.1790
2006/02	10.4560	113.1590	158.0	137.7430
2006/03	10.8935	114.1670	159.1	149.4630
2006/04	11.0903	116.0670	160.7	142.4900
2006/05	11.2966	117.5490	161.2	150.4590
2006/06	11.2723	118.8050	161.8	153.6250
2006/07	10.9181	119.0780	161.7	146.7460
2006/08	10.9037	119.8010	162.3	151.3260
2006/09	10.9935	119.7460	160.3	148.2910
2006/10	10.7640	119.4870	158.4	151.1200
2006/11	10.9975	119.3490	159.7	148.9350
2006/12	10.8116	119.8260	160.5	142.4880

Tabla B.2 Datos empleados en la estimación de (3.9)*

	Índice del				
	Precio del	Tipo de			
Fecha	Petróleo	Cambio	Inpp	M2	Brecha
1995/01	53.4876	5.9000	29.3892	548146776.5	0.0709
1995/02	55.0069	6.0050	30.7505	549810885.1	-0.0015
1995/03	55.2831	6.8475	32.7092	571422140.5	0.0651
1995/04	59.8066	6.0517	35.4200	577760250.6	-0.0457
1995/05	59.3923	6.1808	36.6382	594339973.4	-0.0014
1995/06	54.7652	6.2608	37.5712	606083272.8	-0.0163
1995/07	49.9655	6.1142	38.0329	624590891.6	-0.0600
1995/08	51.2431	6.2763	38.6783	641447954.8	-0.0108
1995/09	51.6575	6.3848	39.4170	654370933.8	-0.0459
1995/10	51.1740	7.1471	40.2551	678646400.4	-0.0042
1995/11	52.8660	7.5467	41.7812	711238147.8	-0.0007
1995/12	56.6298	7.7396	43.5032	754410237.0	-0.0116
1996/01	55.8356	7.4212	44.7381	766230730.4	0.0049
1996/02	56.9751	7.6296	45.7761	777835423.1	-0.0177
1996/03	63.0870	7.5375	47.1102	803961814.6	0.0222
1996/04	66.4365	7.4462	48.4576	825535286.2	-0.0246
1996/05	60.8080	7.4208	48.8541	850497519.7	0.0236
1996/06	59.1160	7.5814	49.3334	861048631.2	0.0083
1996/07	61.1533	7.5893	50.0239	879809339.2	0.0056
1996/08	64.9171	7.5831	50.7362	888756982.7	0.0219
1996/09	71.9959	7.5519	51.5584	917218698.2	-0.0250
1996/10	76.6575	8.0478	52.4598	939662661.4	0.0436
1996/11	71.9613	7.8930	53.1289	948323389.5	0.0132
1996/12	74.7928	7.8703	54.5245	995163662.0	-0.0047
1997/01	70.8564	7.8217	55.5415	1005035039.2	-0.0187
1997/02	63.6395	7.9740	55.8387	1016852600.5	-0.0507
1997/03	56.8715	7.9313	56.1596	1049266868.4	-0.0331
1997/04	54.5580	7.9519	56.3938	1070681841.0	0.0282
1997/05	57.3550	7.9167	56.8976	1099235007.2	0.0152
1997/06	52.9006	7.9504	57.1531	1130615297.7	0.0199
1997/07	54.4544	7.8248	57.5892	1146627574.4	0.0203
1997/08	56.1809	7.7853	58.0872	1169792419.4	0.0087
1997/09	55.5594	7.7707	58.6154	1184894575.0	0.0007
1997/10	59.9448	8.3683	59.2492	1220895627.1	0.0604
1997/11	55.4558	8.2135	60.1137	1250638042.9	0.0012
1997/12	46.3743	8.0681	60.2516	1290063312.7	-0.0063
1998/01	40.8149	8.4643	61.4638	1301712433.9	-0.0285
1998/02	37.2583	8.5253	62.4497	1321420391.3	-0.0501
1998/03	33.3909	8.5192	62.8740	1352070115.6	0.0451
1998/04	36.9130	8.4898	63.4204	1368138625.9	-0.0194
1998/05	37.2583	8.8164	63.7435	1412911228.6	0.0056
1998/06	34.4959	8.9852	64.3600	1432270215.9	0.0234
1998/07	35.0138	8.9215	65.0074	1456025101.3	0.0138
1998/08	33.7362	9.9717	65.7914	1477450816.9	0.0126
1998/09	37.5691	10.1933	68.1595	1511132036.1	0.0065
1998/10	36.0497	10.1137	69.3628	1543801443.6	0.0284
1998/11	32.1823	9.9995	69.9773	1582978341.3	-0.0182
1998/12	27.2445	9.8963	70.7657	1663219771.4	-0.0276

	Índice del				
	Precio del	Tipo de			
Fecha	Petróleo	Cambio	Inpp	M2	Brecha
1999/01	29.9724	10.1543	72.6402	1663259684.0	-0.0594
1999/02	28.5221	9.9441	73.0472	1704021001.2	-0.0722
1999/03	37.2583	9.5218	73.8364	1751273024.2	0.0181
1999/04	46.6160	9.2447	74.4043	1752643637.8	-0.0212
1999/05	46.9959	9.6872	74.6350	1804173975.0	-0.0052
1999/06	49.3439	9.4409	75.3167	1819395804.9	0.0322
1999/07	57.1133	9.4010	76.0363	1864581525.3	0.0149
1999/08	64.0884	9.3850	76.7421	1884873110.3	0.0140
1999/09	70.6492	9.3483	77.5574	1925938331.7	-0.0010
1999/10	68.5773	9.6250	78.1091	1945851355.1	0.0052
1999/11	75.1036	9.4320	78.9551	1990402343.2	-0.0035
1999/12	76.4503	9.4986	79.5818	2030684797.3	-0.0210
2000/01	79.3508	9.6253	80.6865	2047235855.7	-0.0378
2000/02	88.5704	9.3662	81.7166	2070896312.0	-0.0321
2000/03	84.4613	9.2845	81.8822	2106087332.4	0.0481
2000/04	75.2072	9.4127	82.0326	2135868989.5	-0.0287
2000/05	86.4986	9.5110	83.0732	2157362600.3	0.0387
2000/06	91.5055	9.8243	84.2375	2187475096.3	0.0603
2000/07	83.4599	9.3667	83.6908	2227597420.0	0.0322
2000/08	93.7155	9.1995	84.4052	2228291846.3	0.0579
2000/09	95.3039	9.4459	84.7013	2277789198.8	0.0254
2000/10	92.0925	9.5642	85.2778	2302557578.5	0.0473
2000/11	85.9807	9.4155	85.4622	2333805361.3	0.0178
2000/12	64.9171	9.6098	84.6505	2331055141.7	-0.0471
2001/01	71.5124	9.6828	86.1484	2329249541.9	-0.0280
2001/02	69.4751	9.7025	85.9718	2370229986.8	-0.0708
2001/03	62.2238	9.4933	86.1842	2405910310.1	0.0241
2001/04	65.2970	9.2537	86.3239	2426968595.6	-0.0541
2001/05	70.1312	9.1835	86.3956	2450801582.2	0.0160
2001/06	70.1657	9.0708	86.2315	2476284787.3	0.0262
2001/07	67.8177	9.1408	85.9585	2504540042.4	0.0043
2001/08	71.4088	9.2000	86.4617	2577639211.4	0.0288
2001/09	66.9544	9.5098	86.9363	2605255377.3	-0.0131
2001/10	55.6630	9.2542	86.4324	2636698087.2	0.0222
2001/11	49.2403	9.2681	86.0100	2695870700.7	-0.0013
2001/12	49.6547	9.1695	85.7523	2731761995.0	-0.0618
2002/01	51.4848	9.1463	86.3171	2705776078.6	-0.0416
2002/02	55.8702	9.1303	86.3712	2742867928.2	-0.0755
2002/03	69.2334	9.0160	87.7304	2782428445.4	-0.0356
2002/04	77.6243	9.3720	88.5672	2784251264.6	0.0441
2002/05	78.0387	9.6562	89.3967	2791900091.9	0.0370
2002/06	75.7597	9.9568	90.0834	2830517395.3	0.0282
2002/07	79.1782	9.7861	90.5856	2836346483.0	0.0357
2002/08	82.3204	9.9109	91.1305	2830459369.9	0.0396
2002/09	86.6367	10.2299	91.8972	2852268647.3	-0.0078
2002/10	81.5262	10.1552	91.8360	2872291564.4	0.0438
2002/11	71.3398	10.1465	92.4664	2941081301.4	-0.0037
2002/12	82.9765	10.4393	93.6702	3027890455.8	-0.0419
2003/01	95.4075	10.9069	94.9499	3031878330.3	-0.0272

	Índice del				
	Precio del	Tipo de			
Fecha	Petróleo	Cambio	Inpp	M2	Brecha
2003/02	95.8218	11.0324	96.3190	3018663773.0	-0.0580
2003/03	85.2210	10.7889	96.5848	3044281058.7	0.0096
2003/04	72.8936	10.3000	95.4722	3046638889.1	-0.0075
2003/05	77.6588	10.3377	95.0660	3099664724.6	0.0138
2003/06	83.5981	10.4370	95.8793	3124506770.3	0.0149
2003/07	87.4309	10.5243	96.1422	3180101827.1	0.0145
2003/08	88.6395	11.0475	96.5753	3184847765.2	0.0016
2003/09	79.5925	11.0133	97.0308	3210757760.8	-0.0145
2003/10	85.7044	11.0525	98.0826	3238305661.6	0.0342
2003/11	86.0843	11.3985	98.8974	3309394543.2	-0.0280
2003/12	87.3273	11.2372	100.0000	3420525882.2	-0.0282
2004/01	90.9185	11.0214	100.4100	3405626562.2	-0.0358
2004/02	90.0552	11.0606	101.9700	3381874409.1	-0.0487
2004/03	96.2017	11.1748	103.5490	3464584108.8	0.0525
2004/04	99.3785	11.4093	105.0870	3491082739.6	0.0052
2004/05	109.3923	11.4147	105.7640	3478468843.9	0.0123
2004/06	103.7293	11.5258	105.8410	3534542844.6	0.0407
2004/07	109.7721	11.4079	106.2720	3536813401.7	0.0208
2004/08	116.8854	11.3807	107.0950	3522118006.3	0.0270
2004/09	120.2003	11.3884	107.7030	3559985790.5	0.0145
2004/10	134.4268	11.5390	108.4120	3624074806.2	0.0233
2004/11	111.9130	11.2373	108.6880	3646791585.1	-0.0009
2004/12	100.0000	11.1495	108.0320	3777228714.1	-0.0123
2005/01	109.4268	11.2141	108.3940	3785998569.4	-0.0424
2005/02	116.3329	11.0965	109.1610	3812746939.9	-0.0595
2005/03	132.7003	11.1783	109.8510	3860407552.1	-0.0237
2005/04	137.6381	11.0832	110.3940	3863824609.7	0.0294
2005/05	138.2942	10.9160	109.7860	3913363263.3	0.0146
2005/06	154.2818	10.7752	109.4180	3955158640.2	0.0199
2005/07	160.7735	10.6057	110.0550	4012298037.8	-0.0186
2005/08	173.8260	10.7995	110.2680	4040726402.7	0.0148
2005/09	176.0014	10.7907	110.8440	4119561528.5	-0.0050
2005/10	165.7804	10.7857	111.0750	4196933941.7	0.0160
2005/11	151.1050	10.5793	111.1250	4253018545.4	-0.0048
2005/12	155.6975	10.6344	111.6680	4347855567.8	-0.0220
2006/01	173.2735	10.4433	112.8480	4321524653.7	-0.0194
2006/02	168.5083	10.4560	113.1590	4389765355.8	-0.0476
2006/03	177.3826	10.8935	114.1670	4469955118.4	0.0304
2006/04	197.1340	11.0903	116.0670	4519773846.1	-0.0210
2006/05	196.0290	11.2966	117.5490	4487446291.0	0.0298
2006/06	192.2307	11.2723	118.8050	4569199561.3	0.0470
2006/07	205.2141	10.9181	119.0780	4563478855.1	-0.0022
2006/08	207.7003	10.9037	119.8010	4595302713.8	0.0252
2006/09	177.1409	10.9935	119.7460	4631050307.3	0.0017
2006/10	167.5069	10.7640	119.4870	4642732178.0	0.0174
2006/11	164.5718	10.9975	119.3490	4766659854.4	-0.0003
2006/12	171.3743	10.8116	119.8260	4923934434.6	-0.0476

*Nota: Brecha es la brecha del producto que se deriva a partir del filtro de Hodrick-Prescott.