TESIS
PE 200
V7

UNIVERSIDAD CATOLICA ANDRES BELLO

DETERMINACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO: CASO VENEZUELA

Trabajo para optar al Título de Magíster en Política Económica

Alumno: Francisco Vivancos C.
Profesor Tutor: Luis Zambrano S.

Julio, 2004

CONTENIDO

INTRODUCCIÓN *4*
CAPITULO I *10*
TIPO DE CAMBIO REAL: CONCEPTOS Y MEDICIONES *10*
1. El Tipo de Cambio Real Corriente *10*
2. El Tipo de Cambio Real de Equilibrio a Largo Plazo *13*
3. Sostenibilidad y Desalineamientos Cambiarios *15*
CAPITULO II *23*
METODOS ALTERNATIVOS DE ESTIMACION DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO *23*
1. Metodologías de Equilibrio Parcial *23*
1.1. Enfoques Basados en la Paridad del Poder de Compra *23*
1.2. Enfoques Basados en el Equilibrio Externo *25*
1.3. Ventajas y Limitaciones de los Enfoques de Equilibrio Parcial *27*
2. Enfoques Basados en Modelos Estructurales y de Equilibrio General *29*
2.1. Características Fundamentales *30*
2.2. Ventajas y Limitaciones de estos Enfoques *33*
3. Enfoques basados en Modelos Uniecuacionales de Forma Reducida *35*
4. Algunas Ilustraciones de estas Metodologías Aplicadas al Caso Venezolano *36*
CAPITULO III *42*
MODELO BASICO DE DETERMINACION DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO PARA VENEZUELA *42*
1. El Modelo Básico *42*
1.1. Supuestos Fundamentales *43*
1.2. Conceptos e Identidades Utilizados *43*
1.3. Condiciones del Equilibrio Interno *44*
1.4. Condiciones del Equilibrio Externo *46*
1.5. Determinantes Exógenos y de Política Económica *48*
2. Extensiones del Modelo Básico *50*
2.1. Restricciones de Acceso al Financiamiento Internacional *50*

2.2. Términos de Intercambio y Política Comercial *51*
2.3. Cambios en la Productividad *52*
2.4. Rigideces de Precios *53*
3. Estimación del Tipo de Cambio Real de Equilibrio *55*
3.1. Pasos de la Estimación *55*
3.2. Especificación Empírica del Modelo *56*
CAPITULO IV *58*
LOS HECHOS ESTILIZADOS: COMPORTAMIENTO DEL TIPO DE CAMBIO, LOS FUNDAMENTOS MACROECONÓMICOS Y LOS REGÍMENES DE POLÍTICA ECONÓMICA EN VENEZUELA *58*
1. El Quiebre Estructural de la Economía Venezolana: de la Estabilidad (1960-82) a la Inestabilidad Macroeconómica (1983-2003) *58*
2. Contexto Externo de la Economía Venezolana *60*
2.1. Comportamiento de los Términos de Intercambio *60*
2.2. Deuda Pública Externa y Tasas de Interés *62*
3. Rasgos Fundamentales de los Regímenes de Política Económica Aplicados en el Periodo *65*
3.1. Política Fiscal *67*
3.2. Política Monetaria *73*
3.3. Política Cambiaria *76*
4. El Balance Macroeconómico del Periodo *81*
CAPITULO V *84*
DETERMINACION DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO PARA VENEZUELA: APLICACION Y RESULTADOS DEL MODELO EMPÍRICO *84*
1. Especificación del Modelo Empírico *84*
1.1. Pasos del Contraste del Modelo Empírico *84*
1.2. Relaciones Fundamentales *85*
2. El Modelo Uniecuacional y el Supuesto de Exogeneidad Débil *87*
2.1 Tipos de Exogeneidad *88*
2.2. Pruebas de Exogeneidad *88*
3. Características de la Base de Datos *90*

3.1. Problemas Generales de la Base de Datos *91*
3.2. Datos *92*
3.2.a. Frecuencia de los Datos *92*
3.2.b. Fuentes Estadísticas *93*
3.3. Comportamiento de las Series de Tiempo Utilizadas *93*
3.3.a Medidas de Tipo de Cambio Real *94*
3.3.b. Medidas de las Variables Explicativas *96*
3.3.c. Variables de Política *103*
3.3.d. Choques Tecnológicos *106*
3.4. Signo Esperado de las Variables *107*
3.5. Determinación del Orden de Integración *108*
4. Resultados Empíricos *113*
4.1. Modelos Estructurales de Largo Plazo *114*
4.1.a Prueba de Engle-Granger para la Estacionariedad de los Residuos *114*
4.1.b. Prueba de Johansen *116*
4.1.c. Modificación de los Modelos Estructurales *120*
4.2. Modelo de Corrección de Errores *125*
4.2.a. Prueba de Wald *127*
4.3 Estabilidad y Errores de Proyección de los Modelos *129*
4.4. Determinación de los Parámetros de Largo Plazo *133*
4.5. Velocidad del Ajuste en la Dinámica de Corto Plazo y Efectos Reales de Modificaciones del Tipo de Cambio Nominal *136*
5. Determinación de las Variables de Equilibrio a Largo Plazo *138*
5.1. El Filtro de Hodrick-Prescott (HP) *139*
5.2. Descomposición de Beveridge-Nelson (BN) *140*
5.3. Implicaciones de los Distintos Enfoques *140*
5.4. Estimación de los Desalineamientos *142*
CONCLUSIONES *151*
BIBLIOGRAFIA BASICA *155*
ANEXO A: MODELO ANALÍTICO BÁSICO DE DETERMINACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO A LARGO PLAZO *164*

1. Supuestos Fundamentales *164*
2. Determinación del Tipo de Cambio Real de Equilibrio a Corto Plazo *164*
2.1. Optimización de los Productores *165*
2.2. Optimización de los Hogares *165*
2.3. Sector Público Consolidado (SPC) *169*
2.4. Condiciones de Equilibrio *170*
2.4.1. Oferta y Demanda de Fondos Externos *170*
2.4.2. Equilibrio en el Mercado de Bienes No Transables *171*
3. Determinación del Tipo de Cambio Real de Equilibrio a Largo Plazo *171*
3.1. Derivación de las Condiciones de Equilibrio a Largo Plazo *171*
3.2. Equilibrio Externo a Largo Plazo *173*
3.3. Equilibrio Interno a Largo Plazo *174*
4. Estado de los Fundamentos a Largo Plazo *174*
4.1. Política Fiscal *174*
4.2. Transferencias Internacionales y Tasas Externas de Interés *176*
4.3. Efecto Harrod-Balassa-Samuelson *177*
4.4. Términos de Intercambio *178*
4.5. Política Comercial *179*
ANEXO B: CONSIDERACIONES BASICAS SOBRE ESTACIONARIEDAD, ORDEN DE INTEGRACIÓN Y COINTEGRACION DE LAS SERIES DE TIEMPO *181*
1. Naturaleza de las Series de Tiempo *182*
1.1. MCA sin Variaciones *182*
1.2. MCA con Variaciones *183*
1.3. Raíces Unitarias *184*
2. Pruebas de Estacionariedad *186*
2.1. Aproximación Gráfica *186*
2.2. Función de Autocorrelación *186*
2.3. Pruebas De Raíces Unitarias *189*
2.4. Críticas a las Pruebas de Raíces Unitarias *191*
3. Medidas Correctoras de la Estacionariedad *192*
3.1. El Enfoque de Cointegración *192*

3.2. Pruebas Basadas en los Residuos *193*
3.3. Prueba de Johansen *194*
4. Modelo de Corrección de Errores *195*
4.1. Equivalencia entre Modelos ADL y MCE *195*
4.1.a. Transformaciones de un Modelo Simple *196*
4.1.b. Forma General de un Modelo de Corrección de Errores *198*
4.2. Prueba de Cointegración a través del Método de Corrección de Errores *199*
5. Comentarios Finales *201*
ANEXO C: ESTIMACION DEL EFECTO HARROD-BALASSA-SAMUELSON *204*
1. Distintas Medidas de Productividad Factorial *204*
2. Pruebas de Raíces Unitarias *205*

ABREVIATURAS DE LAS VARIABLES UTILIZADAS[1]

- a_j: activos netos disponibles por el sector j-ésimo, siendo j: H (hogares), SPC (sector público consolidado)
- *aen*: activos externos netos
- c: gasto total de consumo del sector privado privado
- c_{NT}: gasto privado en bienes no transables
- cg_T: gasto privado en bienes transables
- D_i: demanda agregada interna (pública y privada) sobre el bien i-ésimo, siendo i= T,NT
- e: gasto interno en términos reales
- EE: equilibrio el mercado interno
- EI: equilibrio externo
- E-S: estado estacionario o situación de equilibrio de largo plazo
- f_j: activos financieros netos mantenidos, bien sea denominados en moneda local $f_{H,d}$ o en divisas $f_{H,\$}$ por el sector j-ésimo, siendo j: H (hogares), SPC (sector público consolidado)
- g: gasto público total
- g_{NT}: gasto público en bienes no transables
- g_T: gasto público en bienes transables
- i_d: tasa nominal de interés de instrumentos financieros domésticos
- i_f: tasa nominal de interés de instrumentos financieros externos
- i^*: rendimiento de los instrumentos financieros externos
- K_i: ocupación en el sector i-ésimo, siendo i= T,NT
- L_i: ocupación en el sector i-ésimo, siendo i= T,NT
- L^S: oferta de trabajo
- M: importaciones
- m: saldos monetarios reales mantenidos por el público
- $p^{E-S}{}_{NT}$: precio de los bienes no transables
- $p^{E-S}{}_{T}$: precio de los bienes transables

[1] Mientras no se establezca expresamente lo contrario, toda variable minúscula representa ese valor en términos reales, al deflactarse la variable nominal (en mayúscula) por un índice de precios adecuado y el símbolo " " indica la tasa de variación en la variable pertinente.

- p_M: precio externo de las importaciones
- p_X: precio externo de las exportaciones
- $PMgL_i$: Producto Marginal físico de la Mano de Obra en el bien i-ésimo, siendo i= $_{T,NT}$
- *sbc:* saldo de la balanza comercial
- *r*: tasa real (tasa nominal externa menos inflación sobre los bienes transables) de interés devengada por los residentes por su tenencia de bonos externos
- *r**: rendimiento real de los activos externos (equivalente a la tasa nominal de interés externa menos la tasa de inflación)
- R: prima por riesgo-país
- T: costos transaccionales totales de los gastos de consumo privado
- *t*: medida representativa de los impuestos (por ejemplo, una tasa marginal tributaria expresada como un porcentaje aplicable a la variable sujeta a tributación-sea ingresos o consumo- o, alternativamente, como un impuesto de suma alzada (lump-sum tax)
- *tcn*: tipo de cambio nominal (n° de unidades de moneda local por 1 US$)
- *tcre*: tipo de cambio real de equilibrio, definido como la razón o cociente entre el precio de los bienes transables ($p^{E\text{-}S}{}_T$) y los no transables ($p^{E\text{-}S}{}_{NT}$), dado el tipo de cambio nominal (*tcn*)
- $\dot{tcr}^e$: tasa de depreciación cambiaria esperada
- $\dot{tcr}^t$: tasa de depreciación cambiaria objetivo fijada por el gobierno (o, delegadamente, el banco central)
- *tdi*: términos de intercambio o relación de precios externos de las exportaciones e importaciones
- *tu*: transferencias unilaterales Y_{NT}: oferta total de los bienes no transables en condiciones de pleno empleo
- W: salario nominal
- *w*: salario real sea medido por una cesta representativa de bienes (tipo IPC) o de algún bien particular (por ejemplo, la cesta de bienes transables)
- X: exportaciones
- Y_i: oferta total en condiciones de pleno empleo sobre el bien i-ésimo, siendo i= $_{T,NT}$
- α: factor de incremento de la productividad factorial (en el Efecto Balassa-Samuelson)

- ϕ: costos transaccionales de los gastos de consumo del sector privado
- γ: parámetro de aversión al riesgo de los agentes
- λ: utilidad marginal de la riqueza
- η: estado de la política comercial como relación entre los aranceles promedio sobre las importaciones e impuestos (o subsidios) a las exportaciones
- π: tasa de inflación
- π^T: tasa de inflación en moneda doméstica de los bienes transables
- π^*: tasa de inflación internacional
- τ: costos transaccionales marginales de los gastos de consumo privado
- ρ: precios relativos de los bienes transables (P_T) en términos de los no transables (P_{NT})
- θ: participación del consumo de transables en el consumo total del sector privado
- ρ': tasa de preferencia temporal en el consumo
- σ: inversa de la tasa de descuento temporal de los hogares (ρ)

INTRODUCCIÓN

El tipo de cambio real es una medida, la más agregada posible, de la relación existente entre los precios de los bienes y servicios domésticos y los precios externos, y constituye uno de los precios fundamentales de cualquier economía abierta al exterior. Este precio macroeconómico es especialmente relevante en aquel tipo de economías que, además de ser de tamaño reducido o intermedio y, por tanto, comportarse como precio-aceptantes en los mercados foráneos, también sufren constantes choques de precios y otro tipo de innovaciones en sus flujos de comercio y de financiamiento externo.

Desde el colapso final, en 1973, de los arreglos monetarios basados en el Acuerdo de Bretton-Woods (1944) y su sistema de tipos de cambio fijos entre las principales economías industrializadas, han prevalecido regímenes cambiarios crecientemente flexibles, permitiendo la flotación de sus monedas respecto a las divisas fundamentales o, al menos, sujetándose a periódicas correcciones en el nivel del tipo cambio nominal.

En el amplio periodo de inestabilidad macroeconómica inmediatamente posterior al abandono del marco de Bretton-Woods, prevalecieron regímenes cambiarios intermedios que enfatizaron el uso del tipo de cambio como ancla nominal de los precios domésticos. En ese lapso, se hicieron frecuentes los ataques cambiarios, las crisis de balanza de pagos y, más recientemente, las crisis financieras.

En general, estos esquemas cambiarios intermedios (crawling-pegs y bandas cambiarias) mostraron baja efectividad para garantizar la estabilidad macroeconómica y para reducir los ataques especulativos contra las monedas de los países que los asumieron. Este desestimable desempeño, ha persuadido a un cada vez más numeroso grupo de académicos a recomendar y a las autoridades de los países emergentes a aceptar la recomendación de abandonar reglas intermedias o de "soft-peg" y a adoptar arreglos extremos: desde alternativas denominadas de "hard-peg" como la dolarización o la Caja de Conversión (Argentina, El Salvador, Ecuador, por nombrar sólo a países de la región) hasta arreglos estrictamente opuestos como la flotación limpia o, más frecuentemente, intervenida, combinados con un marco monetario de inflación-objetivo (reglas que han sido adoptadas en México, Chile, Colombia, Brasil, entre otros países).

Aunque todavía persiste un intenso debate en torno a cuál es el régimen cambiario óptimo[2], es indudable que la decisión cambiaria constituye una pieza clave, si no la principal, en el diseño de la política económica con la que pretende dotarse un país.

Si bien la discusión sobre la optimalidad del régimen de tipo de cambio contiene muchos más elementos de los que aquí se incluyen, en todos los casos, la escogencia de un nivel apropiado de tipo de cambio nominal en el arranque del régimen cambiario que se adopte y la posibilidad de evitar amplios y persistentes desalineamientos entre éste y el tipo de cambio real de equilibrio son parte indispensable de las condiciones que deben estar presentes para la sostenibilidad de la regla cambiaria.

Evitar desalienamientos, en caso de que sean persistentes, no es sólo una recomendación de sentido común. La "memoria" de los efectos de ese fenómeno sobre el comportamiento de las fundamentales macrovariables, es un elemento que intensifica conductas precautivas en los agentes que contribuyen a alejar el desempeño económico de la combinación de valores que garantizaría las tasas de crecimiento más altas posibles, la estabilidad de precios y, por consecuencia, de un acceso más equitativo al disfrute del bienestar. En efecto, sostenidos periodos de desequilibrio en el tipo de cambio, afectan el nivel y composición de la producción doméstica, la capacidad competitiva y las rentabilidades relativas del sector transable y del no transable; y, por esa vía, el nivel de activos externos netos compatible con los equilibrios domésticos, el patrón de distribución de la renta, tanto factorial como a nivel de los hogares, el balance fiscal, la trayectoria de la deuda pública, la eficacia de la política monetaria y la solvencia, liquidez y rentabilidad del sistema financiero doméstico. Es decir, constituye una fuente causal básica de un mal desempeño macroeconómico.

Por igual, al constituir un insumo informativo clave en las decisiones corrientes de gasto y en la formación de expectativas de los agentes domésticos e inversionistas internacionales, la presencia de desequilibrios cambiarios suele alimentar fuertes flujos de capitales y reversiones no menos bruscas que originan crisis cambiarias y/o financieras, con costosos

[2] Parte de la ausencia de consenso deriva del hecho de que la conveniencia de que un país adopte uno u otro arreglo cambiario, depende de un vector complejo de factores que incluye: las características y fases del ciclo internacional prevalecientes, los fundamentos estructurales de la economía en cuestión y el grado de avance en el logro de otros requisitos complementarios en el ámbito de las reformas estructurales y estado de naturaleza de la política fiscal, monetaria y financiera que puede alcanzar un determinado país [Goldstein (2002)].

efectos de balance sobre toda la economía y, en última instancia, sobre el bienestar de la población.

Por todo lo anterior, la elección y administración de un nivel de tipo de cambio nominal consistente con los determinantes de los fundamentos macroeconómicos (internos y externos), es una decisión crucial de política económica que exige un razonablemente bien fundamentado método de estimación de lo que sería ese tipo de cambio real de equilibrio a largo plazo. La estimación de dicho nivel, con un grado razonable de confianza, puede constituirse en una guía útil de política económica, tanto en la fase de inicio de cualquier régimen cambiario como en la administración de los ajustes que éste requiera en respuesta a los choques, permanentes o transitorios, que puedan observarse y que alejen el tipo de cambio real corriente de su nivel de equilibrio en el estado estacionario.

Este problema del desalineamiento cambiario y su impacto sobre el desempeño agregado de la economía es particularmente relevante en el caso venezolano, dadas sus características estructurales[3]. El pobre desempeño macroeconómico observado desde los ochenta, la alta frecuencia de los choques domésticos y externos (que hace muy volátil el tipo de cambio de equilibrio en sí mismo) y las condiciones actuales de la economía venezolana, en gran medida influidas por el propio control cambiario; podrían estar alimentando de nuevo significativos y crecientes desbalances macroeconómicos.

Estos desajustes tenderían a informar a los agentes acerca de la insostenibilidad del actual régimen de política económica, incluyendo la regla cambiaria, y propiciando reacciones defensivas que, a su vez, afectan algunos determinantes claves del tipo de cambio real de equilibrio. En estas condiciones, investigar tanto los determinantes como los razonables niveles de equilibrio estimados (y los desalineamientos posibles respecto a dichos niveles) es una tarea relevante, tanto desde el punto de vista teórico como empírico.

La relativa escasez de estimaciones aplicadas al caso de Venezuela [Abdal-Motaal (1998); Blyde (1999); Barcia (1999); Rodríguez (2000); Alberola (2003); Bjørnland (2003)], a

[3] Entre otros elementos, pueden mencionarse: su grado de apertura, su actual dotación factorial considerablemente sesgada hacia recursos naturales, la concentración de la cesta de exportaciones en rubros con fuerte volatilidad de precios, el tamaño reducido de su mercado interno y las consecuentes imperfecciones en el mecanismo de formación de precios, la concentración de derechos de propiedad con las que se ha dotado el estado, el alto peso del gasto público en la demanda agregada interna y la dependencia de su fuentes principales de financiamiento de actividades frecuentemente sujetas a choques, los patrones de consumo y ahorro de su sector privado, la dominancia de la política fiscal sobre la monetaria, la baja profundidad financiera, la sucesión de choques externos e internos, las crisis cambiarias y los ajustes incompletos y de baja calidad.

pesar de la importancia del tema, y la ausencia de estudios recientes que aborden el tema de la desalineación del tipo de cambio real de equilibrio (*tcre*) respecto a su nivel corriente observado (*tcr*); constituye una justificación suficiente para emprender una revisión actualizada de este problema e intentar un cálculo empírico de estas variables.

No escapa al autor la multitud de dificultades que esta tarea entraña y que se inician desde la propia inobservabilidad de la variable fundamental sujeta a estimación y que continúa con las restricciones para disponer de series largas y confiables para los fundamentos. Sin embargo, la principal limitación de este trabajo se encuentra en la propia naturaleza de la economía venezolana. La persistencia de los choques externos, a los que ahora se suman amplias perturbaciones económicas y políticas de origen interno, los variados colapsos que han sufrido los regímenes de política económica y, en general, el amplio grado de discrecionalidad que mantienen las autoridades económicas en el ámbito de la política cambiaria[4]; tornan muy complicada la estimación y limitan las conclusiones que pueden derivarse.

Aún consciente de estas restricciones, el trabajo se concentra en el esfuerzo de explicar el comportamiento del tipo de cambio real observado (*tcr*), a partir del cual estimar el tipo de cambio real de equilibrio (*tcre*) y sus potenciales desalineaciones para el caso venezolano. Para el logro de este objetivo se aplica el enfoque analítico inaugurado por Williamson (1985) y las herramientas metodológicas y econométricas que siguen la tradición de Edwards (1989), Eldawabi (1994), Eldawabi y Soto (1995) y Baffes, Eldawabi y O´Connell (1997); los cuales, entre otros autores, han utilizado modelos uniecuacionales en forma reducida. En estos modelos se pretende determinar el nivel del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo a partir de sus fundamentos, internos y externos, e identificar las desviaciones temporales que puede experimentar el tipo de cambio a través del tiempo.

El documento se organiza en cinco capítulos, excluyendo esta introducción, y varios anexos. En el primer capítulo se pasa revista a los fundamentales conceptos y mediciones de la variable teórica tipo de cambio real, así como a conceptos claves (considerando también las dificultades de aproximarse empíricamente a ellos) como los de equilibrio a

[4] El propio arreglo institucional (incluyendo los derechos de propiedad sobre los yacimientos de petróleo) que ha convertido estructuralmente al estado venezolano como el oferente primordial de divisas en el mercado cambiario vuelve su nivel, y la regla que lo establece, una variable cuasi-exógena en lugar de ser explicada por los fundamentos.

corto y largo plazo, sostenibilidad, estabilidad y exogeneidad; conceptos todos ellos, imprescindibles para la discusión analítica del siguiente capítulo y para la comprensión de los hallazgos empíricos de los capítulos posteriores. En adición, se presenta una versión reducida del modelo teórico de determinación del tipo de cambio real de equilibrio a partir de su relación con los fundamentos macroeconómicos (tales como el gasto doméstico público y privado, los términos de intercambio, etc.), se evalúan las posibles fuentes de desalineamiento y la dinámica de ajuste hacia la previa o nueva posición de equilibrio, dependiendo de la naturaleza transitoria o permanente del choque que se evalúe.

En el segundo capítulo se pasa revista a los principales enfoques metodológicos utilizados para la estimación del tipo de cambio de equilibrio. En dicha revisión se sintetizan los fundamentales argumentos a favor y en contra de los modelos de la Paridad del Poder de Compra, de Equilibrio Externo, de Equilibrio General y los Modelos Uniecuacionales de Forma Reducida. En la parte final de este capítulo, se exponen las principales aplicaciones empíricas al caso venezolano, tanto en términos de las decisiones metodológicas y econométricas utilizadas como de los resultados obtenidos.

El tercer capítulo expone la estructura básica del modelo teórico que se utiliza en este trabajo, explicitando sus supuestos, derivando la condiciones de los equilibrios internos y externos y el procedimiento para estimar el tipo de cambio de equilibrio. Sobre dicha especificación general, se introducen variantes y extensiones que permiten re-especificar dichas condiciones con la incorporación de choques en los términos de intercambio, productividad en el sector transable y las rigideces de precios.

En el cuarto capítulo se presentan, de la manera más comprimida posible, los hechos estilizados sobre el caso venezolano. En primer lugar se describen las características del entorno externo de la economía, con atención en las variables de mayor impacto sobre los mercados domésticos (tasas externas de interés, crecimiento mundial, precio petrolero, acceso a financiamiento). De seguidas, se presentan los principales rasgos que exhibieron los diversos regímenes de política económica aplicados en el periodo considerado y el desempeño macroeconómico general que obtuvieron.

El quinto capítulo se dedica a la presentación de los principales resultados empíricos de la aplicación del modelo de determinación del tipo de cambio real de equilibrio. Para ello, en primer lugar, se indican las características y definiciones operacionales de las variables

usadas en el contraste empírico. En segundo lugar, se aplican los distintos procedimientos para obtener tanto las estimaciones de largo plazo como en la reproducción de los ajustes de corto plazo frente a choques en los fundamentos. A continuación se calculan los posibles valores de equilibrio de largo plazo para las variables explicativas y, aplicando los parámetros derivados de los distintos modelos de estimación, se calculan los potenciales desalienamientos exhibidos entre el tipo de cambio real observado y el de equilibrio.

Finalmente se expresan las principales conclusiones del trabajo, incluyendo las limitaciones que padece el enfoque adoptado, y se sugieren posibles correcciones y mejoras para superar las restricciones señaladas como posibles líneas de futuras investigaciones.

CAPITULO I

TIPO DE CAMBIO REAL: CONCEPTOS Y MEDICIONES

El esfuerzo de estimación del tipo de cambio real de equilibrio (*tcre*) de una economía en particular supone, en primer lugar, acercarse estadísticamente a la medición del tipo de cambio real (*tcr*) corriente. De por sí, esta es una variable "construida" que admite variadas definiciones conceptuales dependiendo del marco analítico del cual se sirva, de la disponibilidad y calidad de los datos existentes y de los objetivos específicos de la investigación que se aborda. En este capítulo se discuten algunas de las fundamentales definiciones de tipo de cambio real y de sus características y atributos claves: equilibrio a corto y largo plazo, sostenibilidad, estabilidad y exogeneidad.

1. El Tipo de Cambio Real Corriente

Una de las definiciones de tipo de cambio real más utilizadas en la literatura sobre el tema es la del *Tipo de Cambio Real Externo* (tcr_1) [Hinkle y Nsengiyumva, 1999a], que expresa la proporción existente entre los índices de precios externos e internos de un cesta de bienes representativa (sea el IPC o, preferiblemente, el deflactor implícito del PIB), y que puede ser expresado en moneda local o en divisas. Esta definición genérica admite múltiples especificaciones[5], dependiendo de la amplitud de la cesta de importaciones y exportaciones que se esté dispuesto a admitir (o sobre la cual se disponga de información) y, por consecuencia, se tendrán distintos niveles del tcr_1 que pueden diferir notablemente entre sí, si como es de esperar, las cestas alternativas que definen el índice no muestran estrechos co-movimientos[6] entre sí. Ello puede inducir a confusiones o malas interpretaciones acerca de cuál es el "verdadero" nivel de equilibrio que, por supuesto, es un insumo informativo crucial para la administración de la política cambiaria.

[5] Por ejemplo en el caso venezolano, dos medidas como el Indice Implícito de Precios de las Exportaciones e Importaciones, que calcula y publica el Banco Central de Venezuela, que son variables que típicamente se utilizan para medir los Términos de Intercambio; admiten 43 definiciones de Exportaciones FOB (Free-on-Board) y 38 de Importaciones CIF (Cost, Insurance and Freight o Costo, Seguro y Flete), con su combinatoria asociada, según se consideren los diversos grupos de bienes y servicios más o menos desagregados.

[6] Se entiende como co-movimiento la correlación entre los movimientos de las variables seleccionadas alternativamente para estimar el tipo de cambio real corriente (por ejemplo, utilizando indicadores standard como el Coeficiente de Correlación simple cruzada entre dos pares cualesquiera de variables).

En efecto, el concepto de tcr_1 admite al menos tres importantes métodos de construcción: a) el tcr_{1a} basado en el enfoque de Paridad del Poder de Compra y que, por tanto, le da relevancia a las decisiones de gasto de los agentes económicos y utiliza para su estimación los Indices de Precios al Consumidor del país y de sus principales socios comerciales; b) el tcr_{1b}, basado en el costo de la producción agregada (enfoque Mundell-Fleming) y que se sirve para su construcción de los deflactores implícitos del PIB de los países relevantes desde el punto de vista del flujo comercial; c) el tcr_{1c} basado en los bienes transables, construido alternativamente con los costos laborales unitarios en la industria manufacturera, los índices de precios al mayor (IPM), o el valor unitario de las exportaciones[7].

De estos tres conceptos, el primero es el más divulgado. Las razones de ello se deben, en primer lugar, a la disponibilidad de datos. No es frecuente contar, sobre todo en investigaciones que requieren utilizar series de tiempo muy largas, con datos de costos de producción, entre ellos los laborales, de distintos países, sobre todo de países en desarrollo. En segundo lugar, y quizás esta es una limitación más difícil de solventar, es que las medidas basadas en los costos de producción se basan en el concepto de competitividad relativa entre la producción local y externa de una cesta de bienes que no son sustitutos perfectos. Para países con una larga proporción de comercio basado en bienes standarizados, el concepto relevante de competitividad más que asentado en la capacidad para producir y vender a bajos costos, depende de la generación de correctos incentivos para producir bienes no diferenciados en los países co-cambiantes y ello introduce una seria limitación en esa medida. Si se observa un incremento en el precio de los exportables, de modo de producir la adecuada reasignación factorial doméstica a favor de esa cesta de bienes, contablemente se registraría como un aumento en el deflactor del PIB o un aumento del IPM y, por tanto, como si se hubiese producido un deterioro en la competitividad del país, por vía de mayores costos. Esto hace de la interpretación de las variaciones en el tipo de cambio real una tarea laboriosa que debe ser abordada caso a caso.

[7] Debe advertirse de una vez que, sea que se utilicen medidas de precios formados desde el lado de la producción o desde el lado del gasto, se puede incurrir en cálculos incorrectos cuando el mercado cambiario registra tasas múltiples, transacciones ("negras o grises") a precios distintos a la cotización oficial o volúmenes de comercio no registrado. Como se deriva fácilmente de esta observación, tanto en las actuales circunstancias (a partir de enero, 2003) como en los dos largos periodos (1982-88 y 1994-96) en los que han prevalecido en Venezuela controles cambiarios y considerables distorsiones en la formación de ese precio básico; la validez de esta particular especificación del concepto de tcr_1 puede ser seriamente cuestionada.

Un segundo grupo de definiciones de tipo de cambio real, el tipo de cambio real interno (tcr_2), se vincula al uso de medidas alternativas de los precios domésticos, sea agregando los bienes transables y los no transables (*Tipo de Cambio Real Interno con Dos Bienes)*, [Hinkle y Nsengiyumva, 1999b], o bien descomponiendo el precio de las exportaciones e importaciones y comparándolos con el de los bienes no transables (*Tipo de Cambio Real Interno con Tres Bienes)* [Hinkle y Nsengiyumva, 1999c].

El tcr_2, que compara bienes transables y no transables, se basa en el tradicional Modelo Salter-Swan de Economía Dependiente, ampliamente aplicado en países en desarrollo [Salter (1959), Swan (1960)]. Aunque es posible ensayar distintos índices de precios para estas cestas de bienes[8], el modo más sencillo de cálculo del tcr_2 utiliza el IPM y el IPC como aproximaciones, respectivamente, a los precios de los transables y de los no transables. Este concepto, aunque no está exento de considerables problemas[9], suele ser aplicable al estar disponible regularmente los indicadores de precios que se utilizan en su formulación.

Una variante de esta medición consiste en la descomposición de los precios de los transables en importables y exportables, derivando consecuentemente, dos mediciones de *tcr* (tcr_3), ambos en términos de los precios de los no transables. Esta opción puede ser preferida a las restantes cuando los términos de intercambio están sujetos a constantes fluctuaciones en la medida que los choques externos generan movimientos contrapuestos en las exportaciones e importaciones.

Los tres conceptos tienen una razonable utilidad y aceptable fundamentación desde el punto de vista de las relaciones teóricas que pretenden representar y su selección es una cuestión que depende del propósito particular para el que sea utilizada la estimación, de las características estructurales de la economía en la que se efectúa el cálculo, la oferta de datos disponibles y las propiedades de las series estadísticas que se utilizan en la estimación.

---

[8] Por ejemplo, estos índices pueden expresarse con base a sus precios-frontera (o internacionales sin costos de transporte) o bien hacerlo de acuerdo al nivel que exhiben en el mercado doméstico (y, por tanto, incluyendo impuestos y otros componentes idiosincrásicos, institucionales o de mercado); esta dos expresiones se espera que difieran entre sí en un mayor grado en la medida que las autoridades intervengan más activamente sobre la formación de los precios domésticos.

[9] Este enfoque es potente cuando los términos de intercambio y el set de política comercial son persistentes. Por el contrario, al producirse innovaciones frecuentes en esas áreas, se debilita la capacidad explicativa del precio de los exportables (en mayor proporción que el de los importables). Como en el caso anterior, el *tcr* así calculado también es sensible a imperfecciones en el mercado cambiario.

En todo caso, es necesario destacar que el tcr_1, y sus distintas variantes, a priori recoge mejor que sus competidoras, los efectos de choques nominales (v.gr., ajustes en el tipo de cambio nominal o inflación interna y externa). Las otras dos especificaciones, por su parte, pueden preferirse en el caso de predominar cambios en los precios relativos motivados por choques reales (v.gr., modificaciones en los términos de intercambio o en el nivel de protección de la economía).

2. El Tipo de Cambio Real de Equilibrio a Largo Plazo

El paso siguiente a la definición del *tcr* es establecer las consideraciones fundamentales de lo que significa el tipo de cambio real de equilibrio a largo plazo (*tcre*), junto con los factores que lo determinan. Este es un concepto muy relevante para este trabajo.

Reconociendo que la noción de equilibrio es un área de profundas discrepancias en la Teoría Económica[10], en el caso particular de este precio macroeconómico la tarea es, si se quiere, más compleja. La no observabilidad del *tcre*, la variabilidad temporal en los determinantes teóricos de éste y en el propio *tcre* y, muy especialmente, los múltiples determinantes que lo afectan; hacen de su cálculo un actividad teórica y empírica no trivial.

En todo momento, el *tcr* está sujeto a una amplia gama de factores que lo afectan, algunos de ellos de carácter transitorio y otros cuyos efectos persisten en el tiempo. Entre los primeros se incluyen "burbujas especulativas" y otros movimientos erráticos en determinados precios y mercados (de naturaleza endógena o inducidos por medidas de política económica) y también determinados "fundamentos" que pueden encontrarse en estados de naturaleza distantes de sus niveles (presumiblemente) de equilibrio a largo plazo. En la medida que no sean sostenibles en el tiempo el vector de fundamentos, el *tcr* corriente tenderá a moverse en el tiempo trazando una trayectoria hacia nuevos niveles de

[10] Los problemas del equilibrio y el desequilibrio, los atributos de los distintos equilibrios alcanzables y de las distintas trayectorias hacia nuevas posiciones de "reposo" frente a innovaciones, atraviesan el cuerpo central de los modelos teóricos que rivalizan en la explicación del funcionamiento de las economías de mercado. Desde los fundamentos walrasianos iniciales, centrados en la noción de equilibrio general estático y vaciado de mercados que operan en competencia perfecta (dentro de la tradición de la teoría económica neoclásica), hasta la impugnación de dichos mecanismos con la introducción de la incertidumbre (o, más en general, problemas de información) y otras fallas de mercado (en la tradición keynesiana) y los nuevos consensos y disensos derivados de la optimización dinámica, las expectativas racionales y las hipótesis de racionalidad limitada (en el debate contemporáneo entre los nuevos clásicos y el postkeynesianismo); el balance del debate en este campo de la Teoría Económica no está cerrado ni pretende este trabajo hacer ningún tipo de aportación al mismo, salvo (con fortuna) entender el comportamiento empírico de algunas relaciones básicas asociadas a los precios relativos básicos para el caso venezolano.

equilibrio. Puesto de otro modo, es posible aproximarse al cálculo del *tcr* en distintos plazos temporales, empezando por la simple distinción entre el *tcr* de corto plazo o corriente y el *tcr* de largo plazo o de equilibrio en el "estado estacionario" (steady-state) y, en consecuencia, a la estimación de grados diversos de desalineamiento cambiario.

El *tcr* de corto plazo puede definirse como el nivel de tipo de cambio prevaleciente en condiciones en las que están ausentes elementos o fases de inestabilidad macroeconómica y su nivel se determina a partir de los valores actuales y esperados de los fundamentos de corto plazo y del estado actual y esperado de la política económica.

En contraste el *tcr* de largo plazo se especificaría a partir de un vector equivalente de valores en los "fundamentos" y en el set de políticas aplicadas, sólo que definidos con base en sus valores permanentes y sostenibles en las condiciones teóricas de equilibrio en el "estado estacionario". Valores que, desde luego, pueden divergir de los valores corrientes o de corto plazo.

Es posible, de hecho, ir un paso más allá de la definición previa y distinguir entre el *tcr*[11] de largo plazo antes mencionado y un hipotético tipo de cambio real de equilibrio "deseado" a largo plazo; sustituyendo los valores del vector de determinantes esperados por otros valores que se establecen bajo criterios de optimalidad (maximización conjunta de las funciones-objetivo de todos los agentes económicos), tanto en los resultados que se pretenden alcanzar como en los atributos de política económica que colaborarían en su logro.

El tipo de cambio real de equilibrio a largo plazo, siguiendo el amplio consenso académico en esta materia [Edwards (1989)], aquí se define como aquel valor del tipo de cambio real que es consistente con el doble objetivo de garantizar el equilibrio intertemporal conjunto, interno y externo, para un set de valores específicos en otras variables que pueden estar afectando esos equilibrios. La inclusión de la dimensión temporal está estrechamente vinculada con el concepto de sostenibilidad, que se aborda a continuación, y es una

[11] Es más que evidente que estas definiciones estilizadas de plazos y atributos de los equilibrios enfrentan obstáculos prácticos de alta envergadura. Por sólo mencionar uno de los varios posible, considérese la noción de equilibrio fiscal de largo plazo. Dada la posibilidad de trazar trayectorias de consumo/ahorro alternativas en el sector privado (y, por ello, bases de tributación y oferta de fondos prestables para el financiamiento público también competidoras entre sí) el logro del balance fiscal, y del patrón temporal que convergería a éste, debe ser compatible con un nivel de deuda sostenible, y sin sesgos inter-generacionales, con la eficiencia paretiana y los juicios de valor normativos sobre el tipo de distribución de la renta más adecuado para objetivos compartidos de estabilidad política y equidad. Proposición infinitamente más fácil de postular que de calcular.

especificación crucial tanto desde el punto de vista de la maximización del bienestar[12] como para la comprensión de la dinámica de los ajustes en el *tcr* desde posiciones de desequilibrio hacia sus valores de equilibrio en el estado estacionario.

3. Sostenibilidad y Desalineamientos Cambiarios

Cualquier economía en todo momento exhibe un cierto tipo de equilibrio corriente en sus mercados de bienes y activos. Dicho equilibrio, en principio, no necesariamente garantiza el vaciado de dichos mercados en condiciones de pleno empleo, tasa de inflación reducida, un nivel de déficit en la cuenta corriente de la balanza de pagos que pueda ser voluntaria y permanentemente financiada por los mercados internacionales; o, incluso, un determinado patrón "deseable" de distribución del ingreso. Es decir, el equilibrio realmente observado no tiene porqué coincidir ni con el equilibrio "sostenible" ni con el "deseable".

Este equilibrio se construye a partir de determinados niveles de las variables endógenas[13] (incluyendo el propio *tcr*) y de los valores corrientes de otras variables cuyo nivel se establece "fuera" de las relaciones de causalidad que en el modelo teórico se estructuran. Una forma usual de clasificar estas variables [siguiendo a Montiel (1999a)] es distinguiendo entre variables pre-determinadas, variables de política y variables exógenas. Sea X_1 el valor corriente de un grupo de variables predeterminadas, X_2 el valor esperado o futuro de un grupo relevante de variables de política, X_3 a las variables "fundamentales", tanto en valores corrientes como esperados, de las cuales pueden desprenderse variables "burbuja" [$B(t)$] que son choques o factores "extraños" o fortuitos (de cierto modo entonces, no predecibles o modelizables) que afectan a la economía sólo a través de la modificación de las expectativas; y son distinguibles de los "fundamentos" propiamente dichos como variables que influyen el estado de naturaleza en cualquier momento con independencia de los efectos que puedan ejercerse a través de las expectativas. Con esta

[12] Para ello, basta postular que los agentes económicos no son "infinitamente impacientes". Es decir, cuya función-objetivo contiene no sólo cestas de bienes presentes (o en tiempo $t = 0$), sino también bienes que desean consumidos en el futuro ($t = n$, siendo $\propto \geq n \geq 0$) y por consecuencia establecen sus estrategias óptimas en un horizonte temporal amplio.

[13] Los conceptos de endogeneidad y exogeneidad, en su significación econométrica, no supone en rigor, causalidad sino, a lo sumo, precedencia estadística, como bien se aclara en el próximo capítulo. En el caso del presente capítulo se está utilizando la acepción mucho más intuitiva de causalidad económica o determinística: una variable es endógena cuando es explicada por otra u otras variables, sin que a su vez, ellas queden influidas o determinadas por la variable dependiente (ausencia de doble causalidad o endogeneidad).

combinación de variables, el valor corriente del *tcr* de equilibrio a corto plazo puede ser determinado por:

(1.1) $tcr(t) = tcr\left[B(t), X_1(t), X^E{}_2(t), X^E{}_3(t)\right]$.

La ecuación expresa que el valor actual del equilibrio a corto plazo depende de las expectativas sobre los valores esperados de las variables de política y exógenas [las expresiones $X^E{}_2(t), X^E{}_3(t)$], así como de las "burbujas"[14].

Si se desconsideran esas variables burbuja [$B(t)=0$], los fundamentos de corto plazo pueden re-escribirse como:

(1.2) $tcr(t) = tcr\left[0, X_1(t), X^E{}_2(t), X^E{}_3(t)\right]$

Bajos estas condiciones, estos factores incluidos en el vector de argumentos determinarán tanto el valor corriente del *tcr* como, a través de cambios en sus niveles, la dinámica temporal del *tcr*.

A su vez, las variables explicativas siguen una dinámica en el tiempo también particular. Las predeterminadas se desenvuelven endógenamente a lo largo del tiempo, influidas no sólo por las variables de política y las variables exógenas, sino también por sus propios valores corrientes y esperados[15], de modo que:

(1.3) $\dot{X}_1(t) = \dot{X}\left[0, X_1(t), X^E{}_2(t), X^E{}_3(t)\right]$

Por su parte las variables de política pueden o no estar afectadas por el estado corriente de la economía, dependiendo de cuál sea el régimen de política económica que esté aplicándose[16]. La ecuación (1.3), al expresar en función del tiempo el comportamiento de dichas variables, admite la posibilidad de incorporar esos efectos de retroalimentación.

---

[14] Los valores futuros de las variables X_1 se excluyen asumiendo que ellas mismas dependen de los valores esperados de X_2 y X_3 a través de la influencia de dichos valores sobre las variables corrientes endógenas. Por supuesto, esta distinción es una convención cuyo propósito es de carácter analítico y no pretende recoger comportamientos empíricamente relevantes.

[15] La interpretación de las variables pre-determinadas es menos intuitiva que las restantes. De acuerdo a la clasificación de Montiel estas variables tienden a mantenerse fijas (o a producir ajustes lentos) en el corto plazo, si bien se desenvuelven endógenamente con el paso del tiempo tanto como respuesta a cambios en las variables exógenas y de política, como a la propia evolución de los valores corrientes y esperados de las variables endógenas. Las variables que ilustran esta categoría, según Montiel, son: el stock de deuda internacional que acumula un país, el acervo de capital fijo o los salarios nominales de la economía, cuando padecen de ciertas rigideces.

[16] Para aquel tipo de políticas cuyos objetivos incluyen ajustes por retroalimentación (feed-back effects), la influencia será evidente. Un claro ejemplo del contraste comentado es una regla cambiaria de tipo crawling-peg vs un arreglo de Caja de Conversión. En el primer caso, el valor corriente de la tasa de inflación sin ninguna duda influye la trayectoria de los ajustes futuros del tipo de cambio nominal.

Las variables exógenas, entre ellas y de manera muy obvia el entorno internacional en el que se desenvuelve el país, son por definición, independientes del estado corriente de la economía.

A partir de estas definiciones se puede precisar mejor el significado de los términos "sostenibilidad" y "equilibrio de largo plazo".

Dado que las variables de política y las exógenas pueden estar integradas por componentes "permanentes" o constantes en el tiempo (X_2^* y X_3^*) y por componentes "transitorios" [$\Delta X^E{}_2(t)$ y $\Delta X^E{}_3(t)$], se puede formar la expresión:

$$(1.4)\quad \begin{aligned} \Delta X^E{}_2(t) &= X^E{}_2(t) - X_2^* \\ \Delta X^E{}_3(t) &= X^E{}_3(t) - X_3^* \end{aligned}$$

Los valores sostenibles o de "estado estacionario" de ambos grupos de variables se identificarán con sus componentes permanentes (filtrados, por consecuencia, de sus desviaciones transitorias) y, dado que ellos pueden variar en el tiempo, por la condición de haberse "detenido" en su movimiento endógeno. Como resultado de lo anterior, en el caso de las variables pre-determinadas X_1^*, éstas alcanzarán sus valores de equilibrio y cumplirán con la ecuación:

$$(1.5)\quad 0 = f(0, X_1^*, X_2^* X_3^*)$$

Como se observa en la expresión, el valor nulo para X_1 se satisface al estar ausentes cambios aleatorios [$B(t)=0$] y también al ser nulas las variaciones transitorias en el vector de variables de política y variables exógenas[17]. Esta expresión, también puede escribirse como función implícita $X_1^*(X_2^*, X_3^*)$, implicando que las variables predeterminadas son una función de las variables exógenas y de política.

El *tcre* de largo plazo ($tcre^L$) vendrá dado por la ecuación:

$$(1.6)\quad \begin{aligned} tcre^L &= tcre\left(0, X_1^*(X_2^* X_3^*), X_2^* X_3^*)\right) \\ &= H(X_2^* X_3^*) \end{aligned}$$

Al simplificar de esta forma la ecuación (1.6), con sólo el segundo componente, se está indicando que el $tcre^L$ depende exclusivamente de los determinantes fundamentales de largo plazo.

[17] Como señala Montiel (1999a): *"In this context, a long-run equilibrium is simply a short-run equilibrium conditioned on particular values of the three types of "forcing" variables –specifically, on the permanent values of the policy and exogenous variables, as well as on steady-state values of the predetermined variables."* [Montiel, op.cit., pág. 223]

Teniendo presentes estas igualdades y definiciones, se puede apreciar el significado de los "desalineamientos"[18] cambiarios. En primer lugar, el set de valores de las variables de política antes señalado, X^*_2, aunque fueran sostenibles bien pudieran ser evaluados como "no deseables" desde el punto de vista del bienestar. Si fuera posible establecer como "óptimos" un cierto tipo de valores tal que se expresen como X^{o*}_2 y que dependen tanto del valor de X^*_3 (variables exógenas en estado de equilibrio de largo plazo) como de algunos criterios normativos impuestos de algún modo razonable; al sustituir esos valores en (6) se obtendría la ecuación:

(1.7) $tcre^o = H\left[J(X_3^*), X_3^*\right]$

Cada definición de equilibrio (tcr^C, $tcre^L$, $tcre^o$) permitiría derivar una brecha entre el tipo de cambio real corriente y el de sus respectivos valores de equilibrio de manera que su descomposición sería: $tcr - tcre^o = \left(tcr - tcre^C\right) + \left(tcre^C - tcre^L\right) + \left(tcre^L - tcre^o\right)$.

De acuerdo a esta expresión, el gap total entre el tcr corriente y el deseado derivará de: burbujas especulativas (diferencia entre $tcr - tcre^C$), ajustes incompletos y graduales en las variables predeterminadas (diferencia entre $tcr^C - tcre^L$); y, niveles y calidades inadecuadas en las variables de política (diferencia entre $tcr^L - tcre^o$).

Para que el valor de esta brecha acumulada tendiera a cero debería asumirse que: a) el tcr nunca está sujeto a disturbios transitorios o burbujas especulativas; b) las desviaciones entre los valores de equilibrio de corto y de largo plazo son óptimos y no tienen implicaciones para el diseño y administración de la política cambiaria en particular o, más en general, del régimen de política económica. Ambos supuestos contra-fácticos son muy difíciles de sustentar especialmente en economías con un nivel alto de distorsiones, choques aleatorios e incertidumbre[19].

[18] Tanto la posibilidad de estimar eficientemente el $tcre^L$ o de largo plazo y en consecuencia, su grado potencial de desalineamiento con el tipo de cambio real corriente, como la plausibilidad, teóricamente hablando, de hacerlo ha sido objeto de alguna controversia. Pueden verse en detalle estos aspectos en Isard y Faruqee (1998).

[19] Es de notarse que las diferentes características estructurales que puede exhibir una economía en particular y su régimen de política económica, determinará una mezcla de probabilidades de ocurrencia de cada tipo de brecha bastante variable. Por ejemplo, si un país tiene un régimen cambiario de libre flotación pero mercados financieros desarrollados seguramente las desviaciones cambiarias más frecuentes derivarán de las burbujas especulativas. Por oposición, economías emergentes con sistemas de tipo de cambio fuertemente administrados (lo que implica que el tipo de cambio no se forma como un precio especial de una amplia cesta de activos transados en condiciones de mercado) será menos relevante esta fuente de desalineamiento.

El nivel en el que han discurrido hasta aquí las definiciones de tipo de cambio real de equilibrio es altamente estilizado y, con seguridad, enfrenta no pocas dificultades al momento de acercarse a su concreción empírica y a su estimación. En este sentido, es razonable preguntarse: ¿qué significa operacionalmente la sostenibilidad?

En el caso de las variables exógenas (como, por ejemplo, los términos de intercambio o las tasas externas de interés), la operacionalización en buena medida depende de la disponibilidad de datos y del uso de técnicas estadísticas que permitan identificar los componentes "permanentes" de esas variables y aislarlos de sus fluctuaciones o componentes "transitorios".

Como se especifica más adelante, esta tarea es asequible econométricamente y ofrece menos dificultades que las asociadas a las variables de política (tales como el nivel y composición del gasto público o el grado de apertura de las cuentas corriente y de capital). Dado que, en principio, el valor de las variables de política está determinado por los decisores de políticas públicas, es posible que sus niveles corrientes y de largo plazo difieran entre sí de esperarse algún tipo de ajuste en el futuro (por ejemplo, debido a la dispersión existente entre los agentes políticos en cuanto a sus funciones-objetivo o a cambios fuertes en las preferencias de los electores). Una configuración de "estado-estacionario" implicaría, entonces, que los valores deseados son los alcanzados efectivamente y no se anticipa ningún tipo de ajuste futuro en los mismos.[20] Así, los valores deseados y el patrón de ajuste no sólo dependen de los factores estructurales de la economía sino también de las funciones-objetivo que guían las decisiones de los agentes políticos relevantes.

Desde el punto de vista práctico, una alternativa para cumplir con estas altas exigencias teóricas es definir el $tcre^o$ con base en valores "arbitrarios" de las variables de política (a lo sumo acotando dichos valores en función de su sostenibilidad), más que sustentados en el principio más exigente de la maximización del bienestar colectivo. De esta forma se hace posible estimar, por ejemplo, cómo se modifica el equilibrio de largo plazo al cambiar las

[20] En realidad, la exigencia es aún más fuerte: no hay cambios en las preferencias colectivas (como quiera que se alcance información apropiada acerca de su conformación), no se introducen intereses en los "policy-makers" distintos a los de los electores (ausencia de problemas de agente-principal) y marcos institucionales y adopción de "super-reglas", que dan un margen muy reducido a la reversión o modificación del régimen de política económica (por ejemplo, compromisos irreversibles o muy costos de quebrantar tipo unión monetaria o caja de conversión).

variables de política en una dirección que las autoridades hayan definido como óptima (o hacia el óptimo)[21].

Por último, también persisten dificultades operativas en el caso de las variables predeterminadas. Entre las principales se encuentra el hecho de que dichas variables pueden converger a velocidades distintas desde sus posiciones corrientes hacia las correspondientes al estado estacionario. Si se descompone este set de variables X_1 en dos grupos: X_{11}, variables de ajuste rápido, y X_{12}, variables de ajuste más lento, las relaciones antes desarrolladas quedan modificadas de la siguiente manera.

La ecuación (1.2) pasa a ser:

$$(1.2') \quad tcre^{C}(t) = tcr\left[0, X_{11}(t), X_{12}(t), X^{E}{}_{2}(t), X^{E}{}_{3}(t)\right]$$

La ecuación (3) se redefine como:

$$(1.3') \quad \begin{aligned} \dot{X}_{11}(t) &= X_1\left[0, X_{11}(t), X_{12}(t) X^{E}{}_{2}(t), X^{E}{}_{3}(t)\right] \\ \dot{X}_{12}(t) &= X_2\left[0, X_{11}(t), X_{12}(t) X^{E}{}_{2}(t), X^{E}{}_{3}(t)\right] \end{aligned}$$

Por las distintas velocidades de ajuste que se asumen, es plausible que en todo momento, X_{11} se encuentre más cerca en sus valores corrientes respecto de sus valores de equilibrio a largo plazo que lo que pueda estarlo X_{12}. Como se muestra en la ecuación:

$$(1.4') \quad 0 = tcr_1\left[0, X_{11}^{*}, X_{12}(t), X^{*}{}_{2}(t), X^{*}{}_{3}\right]$$

Con esta ecuación y resolviéndola para X_{11} y sustituyendo su resultado en la ecuación (1.2) se obtiene un nuevo *tcre* expresado por la ecuación:

$$(1.5') \quad \begin{aligned} tcre^{L} &= tcre\left(0, X_{11}^{*}\left(X_{12}(t), X_2^{*} X_3^{*}\right), X_{12}(t) X_2^{*} X_3^{*}\right) \\ &= H\left(X_{12}(t), X_2^{*} X_3^{*}\right) \end{aligned}$$

[21] Insisto que la forma particular de simular estos supuestos es compleja y, hasta donde he revisado la literatura disponible, son poco frecuentes sus aplicaciones. A lo sumo, se asumen (con un grado bastante alto de arbitrariedad) supuestos como: el valor sostenible del servicio de deuda externa no debe pasar del 20%, expresado como porcentaje de las exportaciones totales, o la tasa sostenible de crecimiento del PIB es 5% [Atiqur y Abul (2000); Chand (2001)]. En parte estas dificultades derivan del propio enfoque metodológico asumido: modelos uniecuacionales, cuyas ventajas y limitaciones se evalúan más adelante, y especialmente de los requisitos de exogeneidad (débil, fuerte y superfuerte) que se precisan cumplir. Como es conocido, la superexogeneidad es una condición indispensable (y ciertamente muy difícil de satisfacer) para poder simular regímenes de política económica alternativos y, de ellos, comparaciones de bienestar.

Así definido, el *tcre* re-expresado para considerar las velocidades de ajuste está condicionado también por los valores específicos de las variables de ajuste lento o más gradual, además de las ya antes definidas variables de política y variables exógenas.

Una ilustración de este tipo de variables de ajuste gradual puede ser de utilidad. En la cesta de variables que, por lo general, utilizan las distintas metodologías de estimación del *tcre*, intuitivamente pueden identificarse algunas de ajuste relativamente más rápido como los salarios nominales (entre 3 a 5 años), frente a otras cuyos ajustes pueden tomar un tiempo mucho mayor como el stock de capital (10 años o más).

Desde el punto de vista del manejo de la política cambiaria, es probable que un horizonte tan largo sea irrelevante. Teniendo en cuenta lo anterior, operacionalmente podría definirse la sostenibilidad de los balances internos como aquellos valores de las variables que permiten alcanzar el pleno empleo (ausencia de factores cíclicos), pero descartando los ajustes completos en el stock de capital[22]. Descontando como transitoria cualquier desviación en los salarios, en los mercados de trabajo y de bienes, derivada de las rigideces inherentes a dichos mercados, el equilibrio interno podría definirse como el equilibrio de los mercados internos cuando existe pleno empleo a un cierto valor del stock de capital (insisto no necesariamente el óptimo o el de equilibrio en el estado estacionario).

En el caso de la posición crediticia neta, otra variable definida como pre-determinada, probablemente con un patrón de ajuste temporal intermedio entre los ajustes extremos asumidos para las variables salarios y stock de capital, su tratamiento puede ser alternativamente establecido como: a) asumir un ajuste similar al de los salarios nominales, tal que el equilibrio externo exige que el saldo en cuenta corriente sea igual a los flujos netos de capital necesarios para mantener en su nivel de estado estacionario la posición crediticia neta del país [Montiel (1997)]; b) si se interpreta como una variable de ajuste lento, el *tcre* se condiciona a un cierto valor de la posición crediticia neta[23]; c) el *tcre*, más que estar condicionado al valor del stock de obligaciones internacionales netas, se sujeta a un valor predeterminado y sostenible de los flujos netos de capital solamente (variable flujo

[22] Lo que significa que en el mercado de capital pueden subsistir ciertos desequilibrios respecto a lo que serían los valores compatibles con el stock óptimo de capital en el estado estacionario.

[23] La precisión conceptual del equilibrio externo se debilita ya que el estado de equilibrio será diferente para cada valor alternativo de la posición crediticia neta y, consecuentemente, variará en el tiempo [Stein (1994), MacDonald (1997)].

en lugar de stock), lo que supone apelar a algunos supuestos muy restrictivos[24], difícilmente aplicables a países que se encuentran activamente integrados en los mercados financieros internacionales[25].

Por lo anterior, operativamente el *tcre* admite distintas especificaciones, sea bajo el enfoque de flujos, stocks o como una combinación de ambos (alternativa c). En la versión "stock", el *tcre* es el valor de equilibrio de corto plazo del *tcr* condicionado a los valores de estado estacionario en las variables predeterminadas distintas a los stock de capital sectoriales, dadas las variables de política (no por fuerza "optimales"), las variables exógenas y los stocks de capital.

Bajo el enfoque "flujos", el nivel de flujos netos de capital sostenible se incluye en el listado de variables exógenas y se excluye la posición crediticia neta (stock neto de deuda) de las variables predeterminadas.

En el enfoque combinado o "híbrido", el componente exógeno de los flujos de capital es incluido en el set de variables exógenas y se retiene en las variables predeterminadas el stock de obligaciones netas. En este caso, los fundamentos de largo plazo incluye el componente exógeno de los flujos netos de capital.

[24] Entre los supuestos más fuertes se tiene: a) ausencia de retroalimentación entre el nivel del stock de obligaciones externas y los flujos netos de capital (en particular se requiere que estos últimos no se vean, a su vez, afectados por la acumulación de deuda, a fin de poder ser tratados estos flujos como si fuesen una variable exógena); b) los flujos también deben ser exógenos respecto a otros "fundamentos".

[25] En efecto, la aplicabilidad de estos supuestos puede ser más plausible para un pequeño país cuyo flujos financieros derivan sustantivamente de transferencias gubernamentales, cuyo fundamento es de carácter político (decisión del gobierno que efectúa la donación o transferencia con independencia del nivel de endeudamiento que exhiba esa economía) y, por tanto, puede ser tratada como una variable de naturaleza exógena o variable de política.

CAPITULO II

METODOS ALTERNATIVOS DE ESTIMACION DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO

La existencia de definiciones y marcos analíticos alternativos para la explicación del tipo de cambio real a largo plazo y de los procesos de ajuste desde posiciones de desequilibrio hacia el equilibrio; ha dado origen a distintos esfuerzos de estimación empírica. En este capítulo se presentan, en primer término, las principales opciones metodológicas de estimación, considerando las ventajas y desventajas que reportan cada una de ellas y, en segundo lugar, se sintetizan las principales aplicaciones de las estimaciones efectuadas para el caso venezolano.

1. Metodologías de Equilibrio Parcial

La tarea de estimación del *tcre* puede y ha sido abordada, al menos, a través de cuatro enfoques alternativos: Modelos basados en la Paridad del Poder de Compra, Modelos de Equilibrio Externo, Modelos de Equilibrio General y Modelos Uniecuacionales estructurales.

1.1. Enfoques Basados en la Paridad del Poder de Compra

El enfoque basado en la Paridad del Poder de Compra (PPC), junto con el de las Ecuaciones de Comercio, presentan, con mucho, el mayor número de aplicaciones a distintos países y periodos. A pesar de sus diferencias, ambos están sustentados implícita o explícitamente en un marco de equilibrio parcial centrado en el sector externo [Clark y otros (1994); Razin y Collins (1997); Isard y Faruqee (1998); Ahlers y Hinkle (1999)].

La teoría de la PPC, sea en su versión absoluta o relativa, propone la estimación del *tcre* a través del modelo uniecuacional, en forma reducida, siguiente:

(2.1) $s = \alpha_0 + (p - p^*) + \varepsilon$

En esta ecuación, s es el logaritmo del tipo de cambio nominal, p y p^* son los logaritmos de los índices de precios domésticos y externos. El término α_0 es una constante y ε es una variable estacionaria que refleja los términos de error de la ecuación.

Bajo este enfoque el *tcre* está dado por $s+p^*-p$ y es igual a α_0. Cualquier desviación respecto a este valor es considerado como transitorio y provocará reajustes que harán volver a α_0 el nivel del tipo de cambio nominal. Como se observa en (2.1) no aparece ningún tipo de fundamento (ni expresado como variables de política ni como variables exógenas) en los argumentos que lo determinan[26].

La ecuación puede ser estimada con la expresión:

(2.2) $s = \alpha_0 + \alpha_1(p - p^*) + \varepsilon$

En ella el contraste de hipótesis se establece para: $\alpha_1 = 1$ [Frenkel (1981), Hakkio (1984)].

La aplicación de estos modelos a los países industrializados ha funcionado relativamente bien en periodos con inflaciones altas, pero no así en periodos de mayor estabilidad de precios [Froot y Rogoff (1994)]. No obstante, más recientemente los resultados de estos contrastes empíricos en gran medida han sido cuestionados por las técnicas econométricas que les sirvieron de sustento[27] y han dado origen a nuevos y amplios esfuerzos de contraste [Froot y Rogoff (1994); Edison (1987); Kaminsky (1988); Mark (1990)][28].

En general, los resultados obtenidos coinciden en obtener, para muestras de periodos relativamente cortos, resultados que no apoyan la tesis del PPC. En contraste, muestras con lapsos mucho más largos, han resultado exitosas en constatar dicha hipótesis. Además de las observaciones sobre la robustez de las estimaciones, la PPC ha recibido observaciones que van directamente contra el núcleo de su hipótesis central. En primer lugar, se considera

[26] Desde el punto de vista estadístico, la expresión postula que el *tcre* tiene que ser una serie de tiempo con propiedades que siguen un modelo de "caminata aleatoria" (MCA o random walk). Se dice que un proceso de serie de tiempo es estacionario si sus distribuciones probabilísticas se mantienen estables a lo largo del tiempo. Así, si se toma cualquier grupo de variables aleatorias de la sucesión y se desplazan h períodos, la distribución de probabilidad conjunta quedará inalterada. Sea un proceso estocástico $\{x_t : t = 1, 2, \ldots\}$ con su segundo momento finito $E(x_t^2) < \infty$. Se dice de él que es estacionario (débilmente) en covarianza (o covarianza estacionaria) si: a) $E(x_t)$ es constante; b) $Var(x_t)$ es constante; y, c) para cualquier t, h ≥ 1, la $Cov(x_t, x_{t+h})$ depende sólo de h y no de t [Wooldridge, 2001]. Para una explicación más detallada de este tipo de variables puede consultarse el Anexo B: Consideraciones Básicas sobre Estacionariedad, Orden de Integración y Cointegración de Series de Tiempo.

[27] La no consideración de las pruebas de raíces unitarias, en condiciones en las que las series de tiempo utilizadas tenían una alta probabilidad de incumplir la condición de estacionariedad, ha llevado a calificar como regresiones "espúreas" a esas estimaciones y a descartar los resultados obtenidos en esos contrastes.

[28] A través de distintas tecnologías (Mínimos Cuadrados en Dos Etapas, Cointegración y Modelo de Corrección de Errores, etc.) se ha buscado detectar la cointegración de las series *s*, *p** y *p*, como una condición necesaria (pero no suficiente) para que la ecuación (2) se sostenga. En efecto, al re-escribir esta ecuación como: (3) $s = \alpha_0 + \alpha_1 p + \alpha_2 p^* + \varepsilon$, para que ambas ecuaciones sean equivalentes se requiere la simetría ($\alpha_1 = \alpha_2$) y la homogeneidad ($\alpha_1 = 1$).

que la construcción del índice con base en los precios a nivel de consumidor puede verse afectada por las propias distorsiones que contienen esos precios debido, por ejemplo, a la presencia de impuestos, subsidios y controles que hacen que los cambios en los niveles de precios en el IPC[29] sean más el resultado de estas distorsiones que de variaciones en los fundamentos.

En segundo término, los IPC de distintos países suelen basarse en distintas cestas de bienes y servicios por lo que sus movimientos pueden ser el reflejo de los patrones de consumo en lugar de tratarse de cambios en los fundamentales determinantes de la competitividad externa de los países.

En tercer lugar, y sobre aspecto se elabora más detalladamente tras finalizar las consideraciones sobre las ecuaciones de comercio, los enfoques de PPC presentan como limitación analítica central el hecho de que se basan sólo en un conjunto parcial de determinantes, arriesgando a generar un problema de mala especificación de la variable explicada.

1.2. Enfoques Basados en el Equilibrio Externo

En el caso de los modelos basados en las ecuaciones de comercio [Bayoumi y otros (1994)] y, por consecuencia, especificados como modelos de equilibrio parcial, utilizan una especificación standard del equilibrio en la cuenta corriente (del tipo Mundell-Fleming) tal que:

(2.3) $CC = BR(tcr, Y, Y^*, ...) + r \bullet aen$

Esta ecuación expresa el saldo en la cuenta corriente de la balanza de pagos (*CC*) como una función de la balanza de recursos (*BR*), variable que a su vez depende del tipo de cambio real (*tcr*), el ingreso doméstico (*Y*) y el ingreso foráneo (*Y**); y del rendimiento (o costo financiero) de la posición crediticia neta del país (*aen*), dada la tasa externa de interés (*r*).

A continuación suele establecerse (más o menos apriorísticamente), un objetivo para *CC* (*CC**) derivado de un flujo neto "sostenible" de capital.

Con este valor objetivo y el valor exógeno de r, la ecuación (2.3) se re-escribe como:

(2.3') $BR^* = CC^* - r \bullet aen$

[29] La estacionalidad puede ser otro factor que, si bien queda cancelada con representaciones anuales de los datos, influya a la hora de mostrar el comportamiento de precios relativos externos.

Definidos como niveles de ingreso doméstico y foráneo de equilibrio, las variables Y^E e Y^{*E}, en sus niveles de pleno empleo, se puede estimar el *tcre*[30]: .

(2.4) $BR^* = BR(tcr, Y^E, Y^{*E})$

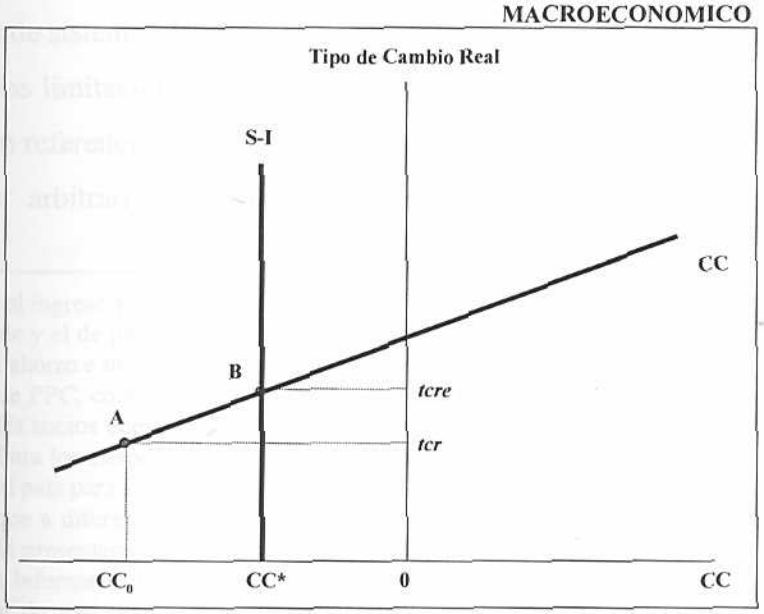
Las estimaciones a partir de (2.4), generalmente, diferirán de las obtenidas a través del enfoque de la PPC debido, por una parte, a que distintas tasas de crecimiento de la productividad y de las elasticidades-ingreso entre el país y sus socios comerciales originan variaciones a lo largo del tiempo del *BR*, dado el *tcr*. Por otro lado, persistentes entradas o salidas de capital alterarán los *aen* haciendo, en primer lugar que cambie en el tiempo *BR* y, con ella, el *tcr*.

Alternativamente, el Fondo Monetario Internacional [Isard y Faruqee (1998)] utiliza en el cumplimiento de sus funciones de supervisión y seguimiento (surveillance), una modelización que parte de la identidad:

(2.5) $CC = S - I$

Las variables S e I representan las tradicionales cuentas macroeconómicas de ahorro e inversión.

Gráfico 2-1
ENFOQUE BALANCE MACROECONOMICO



[30] Las elasticidades de *BR* al *tcr*, *Y* y *Y** se calculan de manera independiente o se asumen también de manera apriorística.

Al igual que en la ecuación (2.4), con los valores "normales" de los fundamentos[31] se estima el *tcre* compatible con el equilibrio interno (*I-S*) y externo (*CC**).

Ello ocurre, gráficamente, en la intersección entre la función CC y la I-S, en un punto como B. En este tipo de especificación se pueden simular distintos tipos de choques (en tasas externas de interés o en la situación fiscal, por ejemplo) y evaluar su impacto sobre el *tcre* sin mayores dificultades y sin tener que asumir supuestos adicionales (y frecuentemente "ad hoc") acerca de los valores "deseables".

1.3. Ventajas y Limitaciones de los Enfoques de Equilibrio Parcial

Las ventajas de estos dos enfoques son evidentes, de allí el amplio historial de aplicaciones. En primer lugar, las exigencias estadísticas son muy modestas[32], la metodología es simple y transparente a todo analista; y es sencillo hacer el análisis de sensibilidad de los resultados del "equilibrio" para distintos años-base[33]. Además, las medidas de desalineamiento basadas en la PPC o en las ecuaciones de comercio, para países de inflación moderada y alta (en los que los choques sobre el *tcr* externo más probables son de carácter nominal) pueden ayudar a explicar las fundamentales tendencias macroeconómicas y a administrar por parte de las autoridades cambiarias los ajustes en el tipo de cambio nominal (por ejemplo a través de sistemas cambiarios tipo crawling-peg o bandas cambiarias)[34].

Con relación a las limitaciones que presentan estos enfoques parciales, debe señalarse, en primer lugar y en referencia a las Ecuaciones de Comercio, que debido a su dependencia de especificaciones arbitrarias o ad-hoc de la balanza de pagos, estos valores no

---

[31] Valores que para el ingreso per cápita aluden al correspondiente nivel de pleno empleo, con una brecha nula entre el PIB corriente y el de pleno empleo, el déficit fiscal ubicado en su valor estructural y la tasa de interés al nivel en el que el ahorro e inversión se igualan.

[32] Para el enfoque de PPC, como ya se señalado, basta disponer de los Indices de Precios al Consumidor del país y sus principales socios comerciales (con las ponderaciones pertinentes de acuerdo a su participación en el comercio total). Para los métodos fundados en las Ecuaciones de Comercio, se requieren sólo: el PIB, IPC y balanza de pagos del país para el que se aplica el cálculo.

[33] Debe admitirse que a diferencia del PPC, el segundo método sí permite medir o calcular un nuevo *tcr* de equilibrio en caso de presentarse modificaciones en los fundamentos relacionados con el sector externo.

[34] De hecho, que la información producida por la PPC y los eventuales desalineamientos del tipo de cambio nominal respecto al de paridad es útil para los decisores públicos; puede juzgarse por algunas evidencias positivas para el caso venezolano. Las estimaciones reportadas por el FMI sobre el *tcr* externo (en su publicación Estadísticas Financieras Internacionales) deben haber seguido de guía para formar las creencias sobre el desalineamiento cambiario ya que en los dos programas de ajuste recientes (1989 y 1996) avalados por los organismos financieros multilaterales, el tamaño del ajuste cambiario se acercó bastante a los cálculos de sobre-valuación que dicho índice determinaba y que, por vía práctica, pareció haber sido asumido por las autoridades económicas en cada una de esas ocasiones.

necesariamente son compatibles con los restantes componentes del equilibrio macroeconómico y, por tanto, introducir errores significativos de estimación. En adición, desconocen las posibles especificaciones intertemporales de decisiones claves de los agentes domésticos, haciendo que se pierda información potencialmente valiosa sobre la dinámica de los choques, absorción y trayectoria hacia nuevos estados de equilibrio. Empíricamente también presentan algunas dificultades. Las elasticidades del comercio no suelen ser calculadas de manera precisa[35], envolviendo amplios errores dentro de la muestra y siendo inestables fuera de la muestra (altos errores en las proyecciones). Por su parte, las elasticidades al tipo de cambio real frecuentemente también se estiman de forma imprecisa, haciendo altamente sensible el *tcre* a las distintas asunciones que puedan hacerse sobre los flujos de capital "sostenibles" [Kramer (1996)].

Con relación al enfoque de PPC se debe acotar que las representaciones y cálculos que suelen hacerse, precisamente por el hecho de disponer de una limitada cantidad de información estadística adecuada, utilizan el *tcr* externo (aproximado a través de los IPC representativos) en lugar de los precios de los bienes transables, que es la medida teóricamente pertinente.

En segundo lugar, y puesto que el cálculo de la desalineación se funda en la utilización de un año-base (o en una estimación de la media y tendencia); no recoge apropiadamente la eventual existencia de "quiebres estructurales" o cambios permanentes de los fundamentos, haciendo que pierda valor el estimado de paridad comercial.

El tipo de cambio real suele ser una variable muy volátil y su convergencia a la media (si es que ocurre) puede ser lo suficientemente lenta como para que existan amplias fases en las que permanece abierta la brecha entre el *tcr* de PPC y el *tcr* efectivamente observado; con lo cual esa estimación poco o nada aporta analíticamente y, por tanto, deja de ser una guía confiable para el diseño de la política económica.

Por otra parte, bajo todas las variantes evaluadas, se asume que se constata la hipótesis de la ley de un solo precio. Por supuesto, en la medida en que se rechace esta hipótesis (o, de nuevo, la convergencia sea lenta y débil), la relación entre precios domésticos y externos se

[35] Los propios proponentes de estos enfoques reconocen que son más confiables para cambios marginales en los determinantes del *tcr*. Para cambios significativos y estructurales, es muy posible que resulten afectadas las elasticidades de las ecuaciones de comercio y, por ello, seguir utilizándolas sin re-estimaciones puede ampliar el margen de error.

perderá y el *tcr* interno para exportaciones e importaciones podrá variar más o menos que proporcionalmente a la magnitud que el enfoque predice.

A su vez, desde el punto de vista estadístico, la principal observación crítica a este enfoque se centra en el supuesto base de asumir estacionario el *tcre*, supuesto altamente cuestionable desde el marco de la teoría económica y con resultados mixtos en sus esfuerzos de contraste empírico[36].

Desde el punto de vista analítico, ambos métodos (con todas sus variantes), basados como están en la estimación del *tcre* a partir sólo de variables vinculadas al sector externo, no reconocen o sobresimplifican el proceso a través del cual se determina este precio básico[37]. Así, si bien la demanda para importaciones y exportaciones depende indiscutiblemente de su precio relativo (entre ellos y entre éstos y el precio de los bienes no transables), también está influida tanto por el ingreso y el nivel y composición del gasto interno ("absorción") como por factores que afectan los costos de producción domésticos. Estas variables (además de las que afectan el flujo de capitales) no sólo determinan el equilibrio externo sino que son ellas mismas endógenas, esto es, vienen afectadas por el estado de los fundamentos y por el *tcre*. En otras palabras, estas metodologías al derivar de enfoques de equilibrio parcial, subestiman o claramente estiman equivocadamente los canales que van desde las restantes esferas domésticas al *tcre*, toda vez que no consideran los efectos de retroalimentación.

2. Enfoques Basados en Modelos Estructurales y de Equilibrio General

Superar estas limitaciones presupone extender el ámbito del análisis cambiario a un enfoque de equilibrio general que integre las interacciones entre los distintos fundamentos macroeconómicos de un modo internamente consistente.

---

[36] La polémica en torno a la constatación de la hipótesis de la PPC no sólo no está cerrada, sino que recientemente se ha renovado a partir de la aplicación de nuevas herramientas econométricas, en gran medida, como resultado de la pérdida de confianza en las pruebas de estacionariedad tradicionales [Maddala y Kim (1998)]. Una muestra suficiente de este debate puede seguirse en: Frankel y Rose (1995), Froot y Rogoff (1996), Engel (1996), Ahlers y Hinkle (1999), Taylor (2000) e Imbs y otros (2002).

[37] Además de las observaciones ya realizadas, una deficiencia particular de estos enfoques es que representan los procesos temporales de ajuste a lo sumo de manera estática comparativa. Las brechas pueden ser lo suficientemente prolongadas y amplias como para inducir a errores en el manejo de política económica (por ejemplo, a forzar ajustes cambiarios erráticos, reducciones costosas en términos reales del déficit fiscal o a asumir niveles de endeudamiento externo intertemporalmente inconvenientes).

Existen, al menos, tres vías operacionales de acercarse a este tipo de estimaciones. Por una parte se encuentran los modelos macroeconómicos de alta especificación y fuertes exigencias en insumos informativos, en la tradición de Klein [Klein (1971)][38] y, más recientemente, a través de modelos computables de equilibrio general multisectoriales (CGE: Computable General Equilibrium Models).

El segundo grupo de modelos reducen los macromodelos a un sistema manejable que permite identificar los principales determinantes del *tcr* y efectuar simulaciones matemáticas o econométricas con un ahorro considerable de datos estadísticos.

En tercer lugar, se encuentran los modelos uniecuacionales, algunas de cuyas variantes se prueban en este trabajo, que resumen en un solo vector (de cointegración) los principales determinantes del tipo de cambio real de equilibrio a largo plazo y la dinámica del ajuste que sigue el tipo de cambio real corriente hacia su nivel de equilibrio en el estado estacionario (a través de un modelo de corrección de errores).

2.1. Características Fundamentales

Estos enfoques, fundamentalmente, se han desarrollado a través de tres variantes:

a) el *tcref*[39] (el tipo de cambio real de equilibrio fundamental) en la tradición de Williamson [Williamson (1994)];

b) el *tcred* (el tipo de cambio real de equilibrio deseado) [Bayoumi y otros (1994)]; y,

c) el *tcren* (el tipo de cambio real de equilibrio natural) [Stein y otros (1995)].

Los modelos del tipo *tcref* o *tcred*, reconociendo las dificultades que entrañan los problemas de optimización a través de funciones de bienestar social, simplifican el equilibrio al set de valores que es compatible con una tasa "adecuada" de inflación interna y un saldo en cuenta corriente situado en su nivel de estado-estacionario[40]. El valor óptimo se estima a partir de la historia (el valor estadísticamente "normal") y/o algún juicio adicional acerca del saldo en cuenta corriente con base en las necesidades de tasas de ahorro e inversión óptimas.

---

[38] Una síntesis de este enfoque puede revisarse en: Apte, Sercu y Uppal (1996).

[39] O en sus siglas inglesas el FEER (Fundamental Equilibrium Exchange Rate).

[40] Normativamente el equilibrio tiene como atributo deseable el pleno empleo, pero no cualquier nivel de pleno empleo, sino justamente aquel correspondiente a una economía no inflacionaria. Simétricamente, el saldo de cuenta corriente apropiado no sólo deber ser sostenible, sino también cumplir la condición de ser el deseable.

Con relación a los enfoques de tipo *tcren*, se diferencian de los anteriores al excluir componentes normativos y utilizar un horizonte temporal endógeno. El nivel de equilibrio de largo plazo será el consistente con una tasa de desempleo en su nivel "natural" y con el balance externo (movimiento nulo en las reservas internacionales), excluyendo de él factores derivados de la especulación y de componentes cíclicos. Las ecuaciones utilizadas en esta versión son:

$$I(K,r,Z)-S(K-aen,r,Z)=BR(tcr,K-aen,K^{*}+aen,Z)+r\bullet aen$$

$$(2.6)\quad con\rightarrow\frac{\partial I}{\partial K}<0,\frac{\partial I}{\partial r}<0,\frac{\partial S}{\partial(K-aen)}<0,\frac{\partial S}{\partial r}>0,\frac{\partial BR}{\partial tcr}<0,$$

$$\frac{\partial BR}{\partial K-aen}>0,\frac{\partial BR}{\partial K^{*}+aen}<0$$

$$(2.7)\quad \frac{\partial K}{\partial t}=I-nK$$

$$(2.8)\quad \frac{\partial aen}{\partial t}=BR+(r-n)aen$$

En estas expresiones, K representa los stocks de capital físico por ocupado, Z siendo el vector de choques exógenos, n la tasa de crecimiento de la fuerza laboral y t el tiempo.

La ecuación (2.6) establece que, en pleno empleo, el exceso de inversión sobre el ahorro determina el flujo de capital a largo plazo (como función de las variables predeterminadas K, *aen* y de las variables exógenas r y Z) y debe ser igual al lado derecho de la ecuación que expresa el saldo en cuenta corriente (el equilibrio externo). Las dos restantes ecuaciones expresan que, en el mediano plazo, tanto K como *aen* varían; y que el signo y magnitud de su variación debe ser compatibles con el nivel de la inversión, con la balanza de recursos y con la posición crediticia neta del país.

El modelo se operacionaliza [Stein (1994)] como el proceso de convergencia del tipo de cambio de corto plazo hacia los niveles de mediano plazo, a través de los diferenciales de tasas de interés de largo plazo[41], tal que:

$$(2.9)\quad tcr=F\left[tcr(-1),r-r^{*},\Delta K,\Delta K^{*},\Delta aen\right]$$

Esta ecuación recoge la influencia del *tcr* de equilibrio a corto plazo sobre el *tcren*. Para calcular éste, Stein teóricamente identifica la ecuación:

[41] La maduración de los activos corresponde al tiempo requerido para que las desviaciones cíclicas respecto a la situación de pleno empleo puedan ser absorbidas.

(2.10) $tcr = F\left[tcr(-1), Z(-1), \Delta Z\right]$

Este autor, sin embargo, prueba la regresión:

(2.10′) $tcr = F\left[tcr(-1), Z(-1), r - r^*\right]$

Esta ecuación utiliza los diferenciales en las tasas de interés de largo plazo como variable proxy de los cambios en los fundamentos establecidos en la ecuación (2.10).

Los resultados de Stein en la reproducción, tanto de la dinámica de corto plazo como de mediano plazo, del *tcr* efectivo del dólar estadounidense son adecuados. Sin embargo, esta aplicación no está exenta de problemas [Black (1994); Montiel (1999a)]. La propia introducción en (2.10′) de la brecha en tasas como proxy de los choques exógenos introduce factores de corto plazo (por ejemplo, cíclicos) como variables explicatorias; sin embargo, en (2.9) la justificación de incorporar los diferenciales de tasas era precisamente la de poder recoger la dinámica de ajuste del *tcr* hacia su nivel natural (*tcren*). De modo que la introducción de factores cíclicos en (2.10′) indicaría que las simulaciones basadas en los valores estimados simplemente reproduciría el *tcr* de corto plazo en la ecuación (2.9) antes producir estimaciones genuinas de mediano y largo plazo en el *tcrn*. En todo caso, esta versión de equilibrio general difiere sólo ligeramente, al incluir algunos fundamentos, de las estimaciones basadas en el enfoque PPC.

La segunda corriente antes señalada, sustentada en un enfoque de equilibrio general, incorpora el papel de los "fundamentos", tanto desde el lado de la oferta como de la demanda, en la determinación del tipo de cambio real de equilibrio.

En un número relevante de contrastes [De Gregorio y Wolf (1994); Feyzioglu (1997); MacDonald (1997)] para distintas muestras de países y periodos, se han mostrado significativos los efectos sobre el tipo de cambio real, de ciertos "fundamentos" como el crecimiento diferencial de la productividad sectorial, los términos de intercambio, la política fiscal y la posición crediticia externa neta. Esto es, factores que provienen y actúan sobre el tipo de cambio real, tanto a través de mecanismos de oferta como de demanda.

Dentro de esta corriente, un grupo numeroso de autores presentan estimaciones del *tcre* basados en Modelos Estructurales y centran el interés empírico en derivar modelos susceptibles de contrastar la influencia de las variables de política sobre el comportamiento del *tcre* (por razones de diseño de política cambiaria y de coordinación macroeconómica,

por ejemplo, en los países de la zona euro). Estos modelos están basados bien en modelos especificados a partir de ecuaciones de comercio, o bien en modelos de equilibrio general.

En general, las distintas vías de estimación del *tcre* basadas estos enfoques consisten en identificar empíricamente la influencia de cambios en los distintos "fundamentos" sobre el *tcre* y los procesos de convergencia del *tcr* hacia este nivel, dados los valores sustentables en los fundamentos, incluyendo las variables de política económica y a aquellas que se determinan exógenamente [Haque y Montiel (1999)].

2.2. Ventajas y Limitaciones de estos Enfoques

Estos enfoques deben ser considerados teóricamente más potentes que los métodos de equilibrio parcial en la medida en que son capaces de incorporar un amplio número de variables macroeconómicas con influencia sobre el *tcre* e imponer un número limitado de restricciones (y potencialmente de asunciones erróneas) sobre las características estructurales de la economía para la cual se realiza el contraste[42]. Pero además, permiten derivar el *tcre* tomando simultáneamente todas las posibles interacciones entre las variables responsables de la determinación de los equilibrios internos y externos, así como de todo el menú posible de políticas económicas que puede caracterizar el funcionamiento de una economía en particular.

Sin embargo, de acuerdo al balance de las estimaciones efectuadas a través de estos enfoques [Bayoumi y otros (1994)] también se reconocen algunas limitaciones importantes. En primer lugar, no aportan avances sustantivos en la reducción de la incertidumbre (o falta de robustez) en la estimación del *tcre* respecto a las metodologías que utilizan sólo las ecuaciones de comercio, tanto porque suelen utilizar las mismas elasticidades, como por el hecho de tener que asumir arbitrariamente valores para un buen número de variables endógenas que se deben incluir en la especificación econométrica.

En segundo lugar, debido a las fuertes demandas informativas que su especificación solicita, han tenido una reducida aplicabilidad a países en desarrollo, dadas las limitaciones de disponibilidad que caracteriza a estos países. Ello explica que sólo hayan sido utilizados

[42] En otras ocasiones, y dadas las fuertes exigencias analíticas y estadísticas, en variados esfuerzos de cálculo de los desalineamientos cambiarios se prescinde de la ayuda de modelos sólidamente fundados en la teoría económica o sin la debida consistencia interna, experimentado con estimaciones ad-hoc, fuertemente intuitivas o sencillamente apelando a especificaciones arbitrarias sin ninguna probabilidad de éxito en sus objetivos ni valor heurístico [Rodríguez (2000)].

ampliamente en economías industrializadas si bien con propósitos, por lo general, distintos a los que se concentra este trabajo [Dervis, De Melo, y Robinson (1982); Lewis y Urata (1984)].

Basados en las versiones completas de dichos modelos, se han efectuado versiones comprimidas con el objetivo de estimar el tipo de cambio de equilibrio [Devarajan, Lewis y Robinson (1993)], a un razonable costo de información. Estos modelos, para distintas especificaciones posibles, pueden ser interpretados como versiones equivalentes a los enfoques uniecuacionales de forma reducida en los que se evalúan los impactos de choques en los términos de intercambio sobre el tipo de cambio real de equilibrio. Por igual, esta "tecnología" admite extensiones como cambios en el flujo de capitales o en la política comercial. Sin embargo, al menos en las aplicaciones evaluadas, tanto otras variables como el ingreso real, el grado de apertura o el signo de la política fiscal son desconsideradas en su influencia sobre el tipo de cambio de equilibrio. Por igual, tampoco se considera la trayectoria del tipo de cambio corriente hacia su nivel de equilibrio [Devarajan (1999); Haque y Montiel (1999)].

También se reconoce que por ser solucionado como un modelo que enfatiza el papel asignativo de los precios relativos, se aplica más cómodamente a países con tipo de cambio fijo (el nivel de precios domésticos sólo puede ser determinado si el tipo de cambio nominal está predeterminado o especificado de modo exógeno) que a países con otro de tipo de régimen cambiario. Así, con tipos de cambio flexibles, los ajustes en el nivel nominal del tipo de cambio pueden afectar las variables reales a través de los canales monetarios y esta posibilidad está fuera del alcance de este tipo de modelos.

No obstante, estos rasgos favorables de los modelos estructurales de equilibrio general y del amplio ámbito de variables que se utilizan, también colocan fuertes exigencias sobre la solidez del modelo teórico que lo sustenta, la capacidad estimativa de las técnicas econométricas a utilizarse y sobre la disponibilidad de datos en cantidad y calidad suficientes. Considerando estas limitaciones, una senda que se ha abierto recientemente para evitarlas es la de los llamados Enfoques de Equilibrio General en Forma Reducida, que si bien incorporan las interacciones macroeconómicas básicas en una plataforma dinámica, tal como lo hacen los modelos estructurales, es menos exigente que éstos en términos de los datos requeridos y del número de variables teóricas a especificar. Es a

través de ellos que en este trabajo se intenta una aproximación a las relaciones de largo plazo entre los fundamentos y el tipo de cambio real, sin imponer ex ante una determinada estructura dinámica a la economía estudiada [Baffes, Elbadawi y O´Connell (1999)].

3. Enfoques basados en Modelos Uniecuacionales de Forma Reducida

La inclinación de las aplicaciones en los países emergentes ha sido la de ampliar el enfoque inicial del PPC, admitiendo especificaciones que reconocen las imperfecciones en el funcionamiento de los mercados en ese tipo de economías [Díaz-Alejandro (1980)]. En la corriente central de estos esfuerzos se encuentran especificaciones basadas en modelos uniecuacionales de forma reducida (los primeros modelos) y, en la actualidad, basados en la tecnología de vectores de cointegración en los que se vinculan el tipo de cambio real de equilibrio con los fundamentos que lo determinan.

Entre los primeros modelos uniecuacionales ensayados destacan los trabajos seminales de Edwards [Edwards (1989); Edwards (1994)] para un panel de 12 países en desarrollo, que incluyen factores de oferta y de demanda en la determinación del tipo de cambio tales como: productividad factorial total, términos de intercambio, variables de política fiscal, controles de capital y grado de apertura; así como variables (ajustes en el nivel nominal del tipo de cambio) que, sin afectar el *tcre* sí pueden alejar el *tcr* de corto plazo de su nivel de equilibrio de largo plazo.

Más recientemente, los modelos de estimación del $tcre^L$ han tomado ventaja de los nuevos enfoques econométricos [Elbadawi (1994); Elbadawi y Soto (1994, 1995); Cárdenas (1997); entre otros], modificando la estructura analítica de los modelos iniciales tanto para mejorar la robustez de las estimaciones de los coeficientes como para, a través del Modelo de Corrección de Errores, simular más apropiadamente la dinámica de corto plazo del *tcr*. Este enfoque, al menos por dos razones, promete resultados de interés: por un lado, a pesar de las limitaciones de datos y algunos rasgos de inestabilidad estructural, consiguen relaciones significativas entre el *tcr* y los fundamentos. Además, generan una significativa información adicional sobre desalineamientos entre el tipo de cambio corriente y el de equilibrio a largo plazo, dotando a los decisores de políticas públicas elementos de juicio razonables sobre las decisiones en política cambiaria.

A pesar de que entre todas las distintas variantes posibles a ensayar, los enfoques uniecuacionales parecen estar tomando ventaja sobre sus potenciales contrincantes, no están en modo alguno exentos de dificultades y serán evaluadas en detalle en el Capítulo 4.

4. Algunas Ilustraciones de estas Metodologías Aplicadas al Caso Venezolano

La evaluación de los distintos episodios de choques externos y el desempeño macroeconómico a partir de los distintos regímenes de política cambiaria ha sido objeto de una considerable atención en Venezuela[43]. Sin embargo, aunque resulte sorprendente, existe un reducido número de trabajos de estimación del tipo de cambio real de equilibrio y, en su mayoría, son de reducida difusión en el mundo académico y, con alguna excepción, de baja influencia en la esfera de las políticas públicas [Abdel-Motaal (1998), Barcia (1999), Blyde (1999), Rodríguez (2000), Alberola (2003), Bjørnland (2003)][44].

A continuación se sintetizan los enfoques metodológicos seguidos por estos autores y los principales resultados empíricos que alcanzan, los cuales serán útiles resumir para contrastarlos con los alcanzados en este trabajo.

[43] Sin la pretensión de ser exhaustivo pueden listarse los siguientes trabajos cuyas referencias detalladas se anexan en las referencias bibliográficas al final de este documento: Hausmann (1990); Zambrano (1991); Purroy (1998); Guerra y Rodríguez (1998); Guerra y Pineda (2000); Pineda, Toledo y Zavarce (2001); Palma (2002).

[44] Existen estimaciones para Venezuela del tipo de cambio real de equilibrio y sus potenciales desviaciones a partir de estudios enfocados a través de técnicas de panel de datos [Goldfajn y Valdés (1996); Terra y Carneiro (2003)]. Sin embargo, esta tecnología dista considerablemente de los objetivos y herramientas que se presentan en este trabajo, por lo que sólo se incluyen sus principales resultados en el cuadro comparativo de los resultados empíricos que alcanzan.

Tabla 2-1

TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO EN VENEZUELA: COMPARACION DE RESULTADOS EMPIRICOS

	Abdel-Motaal (1998)	Blyde (1999)	Barcia (1999)	Rodriguez (2000)	Bjørnland (2003)
Enfoque Metodológico	$MUFR_1$	$MUFR_1$	MGM	$MUFR_1$	VAR
Periodo de Cobertura	1972-1997	1983-1998	1978-1998	1979-1999	1985-1999
Frecuencia	Mensual	Trimestral	Anual	Mensual	Trimestral
Desalineamiento Cambiario (%)	Sobrevaluación [0,7-1,9%] (1997)	Sobrevaluación [19-27%] (1998)	Sobrevaluación 68% (1998)	Equilibrio [-1-9%] (1999)	Sobrevaluación 8% (1999)
Variable Explicada	tcre	tcre	trce	trce	trce
Variable Explicativas o de Control	tdi, g, ga, i_d-i_f, te	g, i_d-i_f, sbc, inv, tdi	kmp, ga, te, dev, g, df, exc, inv, tdi, ri	pp, expp	Choques
Parámetros de Largo Plazo					de Demanda
∂tcre / ∂g	0,03	-0,12	-0,3	NR	de Oferta
∂tcre / ∂sbc	NR	-0,08	NR	NR	y de Precios
∂tcre / ∂tdi	0,08	-0,07	NR	NR	↑
∂tcre / ∂inv	NR	-0,15	NR	NR	
∂tcre / ∂dev	NR	NR	0,51	NR	
∂tcre / ∂ga	-0,31	NR	-0,41	NR	
∂tcre / ∂ri	NR	NR	0,05	NR	NA
∂tcre / ∂exc	NR	NR	-0,5	NR	
∂tcre / ∂df	NR	NR	-0,06	NR	↓
∂tcre / ∂te	0,08	NR	-0,95	NR	
∂tcre / ∂pp	NR	NR	-0,15	NR	
∂tcre / ∂i_d-i_f	-0,15	NR	NR	NR	
∂tcre / ∂expp	NR	NR	NR	NR	
Velocidad de Ajuste Φ	NR	NR	0,35	NR	

Notas:

MUFR1: Modelo Ecuacional de Forma Reducida (Cointegración y Corrección de Errores)

MUFR2: Modelo Ecuacional de Forma Reducida (Cointegración y Corrección de Errores) y descomposición Gonzalo-Granger

MGM: Método de Generación de Momentos

VAR: Vectores Autorregresivos

MSM: Markov Switching Model

tcre: tipo de cambio real de equilibrio

g: gasto público total

df: déficit fiscal

id: tasa nominal de interés de instrumentos financieros domésticos

if: tasa nominal de interés de instrumentos financieros externos

sbc: saldo de la balanza comercial

pp: precio petrolero

te: cambios tecnológicos

dev: devaluación tc nominal

exc: exceso de crédito doméstico

inv: gastos de inversión en % PIB

tdi: términos de intercambio

ri: reservas internacionales (meses importaciones)

kmp: Controles a Flujos de Capital

ga: grado de apertura externa

expp: volumen de exportaciones petroleras

NR: No se Reporta

NA: No Aplica

Fuente: Abdel-Motaal (1998), Barcia (1999), Blyde (1999), Rodriguez (2000), Bjørnland (2003)

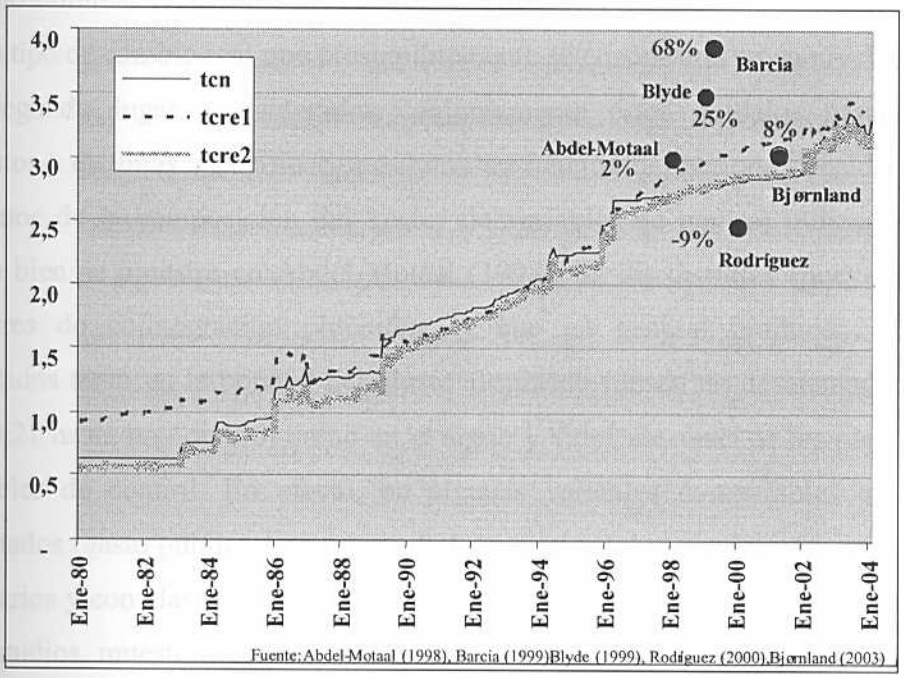
En todos los casos, los trabajos citados se interesan en estimar el tipo de cambio real de equilibrio y los potenciales desalineamientos cambiarios; asumiendo, no siempre explícita y rigurosamente, una perspectiva de equilibrio general.

Las tecnologías econométricas utilizadas, sin embargo, difieren entre sí, así como también varían notablemente las decisiones operacionales sobre el vector de fundamentos y, al final, los resultados obtenidos en términos de la variable controlada. Cuatro de estos trabajos [Abdel-Motaal (1998), Blyde (1999), Rodríguez (2000) y Alberola (2003)] aplican el

enfoque de cointegración para estimar las relaciones de largo plazo que se presumen existen entre el tipo de cambio real y los fundamentos macroeconómicos que lo determinan. Hasta donde son comparables sus resultados[45] en estos trabajos destaca:

1) entre 1997 y 2001, lapsos en los que se mide el desalineamiento cambiario, prevalece la creencia de que existió algún grado de apreciación cambiaria pero relativamente

Gráfico 2-2



moderada, con la excepción de Blyde. Incluso es notable que tanto Rodríguez[46] como Alberola consigan niveles en el tipo de cambio real no significativamente distintos del equilibrio, respectivamente, en 1999 y 2001. Dicha notoriedad lo es más en consideración a que, durante ese lapso, el uso explícito del tipo de cambio como ancla nominal de precios produjo algún grado de rezago cambiario. Intuitivamente este hecho

[45] Como se refleja suficientemente en la tabla, las distintas especificaciones funcionales, frecuencias y lapsos en el que se efectúa la estimación del desalineamiento, hacen difícil la comparación de los resultados obtenidos. Este ejercicio sólo pretende destacar algunas regularidades y distanciamientos que permitan su posterior constraste con el modelo que se desarrolla en el siguiente capítulo.

[46] En rigor, es difícil evaluar los resultados empíricos obtenidos en Rodríguez (2000). Además de no reportarse los distintos tests estadísticos (por lo menos en la versión publicada de dicho trabajo que se encuentra disponible) ni el outcome obtenido, la especificación del modelo termina siendo altamente cuestionable: el *tcr*, según este trabajo, sólo puede ser explicado (sin saberse cuán bien lo hace) por el precio petrolero o, a lo sumo, por éste y el volumen de exportaciones. Curiosamente, las restantes variables fundamentales, claramente reconocidas teórica y empíricamente por todos los trabajos efectuados en materia cambiaria como relevantes en su determinación; resultan ser no significativas. En vistas a esta curiosa conclusión y a las notables deficiencias de forma y fondo en la especificación econométrica, no pueden ser considerados seriamente los resultados obtenidos por este trabajo.

apuntaría exactamente a indicar lo contrario a lo deducido de estos trabajos, es decir, produciría alguna evidencia de la presencia de una creciente brecha entre el nivel del tipo de cambio nominal y, cualquiera sea la medida a utilizarse, el tipo de cambio real corriente. En condiciones constantes los fundamentos, y sobre todo con un precio petrolero débil como el que prevalecía en el quinquenio que arrancaba en 1999, todo sugería algún incremento en el nivel de apreciación cambiaria (al mantenerse el tipo de cambio nominal relativamente estable) y, por tanto, parece contraintuitivo el resultado de un tipo de cambio real que presumiblemente se encontraría en su nivel de equilibrio.

2) En segundo lugar, considerados conjuntamente estos modelos parecen ser poco robustos a distintas especificaciones tanto en función del periodo considerado como en términos de la composición del vector de variables de control utilizadas. En efecto, como bien se muestra en Abdel-Motaal (1998), de los distintos (nueve en particular) vectores de cointegración obtenidos, y que en general producen muy variables resultados tanto en la bondad del ajuste alcanzado (desde un desalentador R^2 ajustado de –0,21 hasta uno de 0,6) como en el signo y valor absoluto de los parámetros de las variables de control. En efecto, en algunas variables comparables en los estudios reportados (gasto público o términos de intercambio), los coeficientes entran con signos contrarios y con elasticidades que, aunque considerablemente diferentes en cada uno de los estudios, muestran en general bajos coeficientes y, por consecuencia, relativamente reducida influencia individual sobre la variable controlada.

3) Barcia (1999) utiliza el Método de Generación de Momentos[47] con resultados econométricamente satisfactorios. Entre los principales hallazgos empíricos destacan

[47] El Método de Generación de Momentos (o GMM: Generalized Method of Moments) es un enfoque particular extensamente aplicado en modelos dinámicos no lineales. Dicho método sugiere que, dada la existencia de un conjunto de condiciones convenientes que deben satisfacer los parámetros estimados para una cierta relación teórica, este método pretende estimar dichos parámetros de la forma más cercana posible a los parámetros poblacionales. La relación teórica es sustituida por la muestral tal que se minimice la distancia entre ambos set de valores. La relación teórica que los parámetros $f(\theta)$ deben satisfacer usualmente son las condiciones de ortogonalidad entre la función de los parámetros y un set de variables instrumentales Z_t, tal que:

(1) $E[f(\theta)'Z]=0$ con θ siendo el vector de parámetros a ser estimados. El GMM selecciona los parámetros a estimar de modo que las correlaciones de la muestra entre los instrumentos y la función *(f)* sea lo más cercana a cero tal como lo solicita la condición:

(2) $J(\theta) = [m(\theta)' Am(\theta)]$ donde $m(\theta) = f(\theta)'Z$ y A es la matriz de ponderaciones. Si bien, ninguna matriz simétrica positive arrojará un estimador consistente de q, sí es posible obtener como condición necesaria (pero no suficiente), una estimación (asintóticamente) eficiente de q, al igualarse A a la inversa de la covarianza de los momentos m de la muestra.

los siguientes. En primer lugar, la introducción en la ecuación de la variable explicada rezagada un periodo (como procedimiento que pretende estimar la velocidad del ajuste del *tcr* por efecto de algún choque hacia su posición de equilibrio) indica un ajuste relativamente lento: absorber una innovación que desplace el *tcr* de su posición de equilibrio puede tomar alrededor de 3 años. En segundo lugar, se estima la potencia de corrección de las devaluaciones de los desalineamientos cambiarios en poco más de 50%, considerablemente por debajo de las estimaciones efectuadas previamente [Zambrano (1991) las estimó en 85%]. En tercer lugar, Barcia consigue que las variables de política monetaria y fiscal son poco efectivas en la corrección de las brechas en el tipo de cambio real. Las restantes variables (a excepción de la proxy para el Efecto Harrod-Balassa-Samuelson) a pesar de ser estadísticamente muy significativas, ejercen un bajo impacto sobre la explicación del *tcr*. Por último, Barcia consigue que hacia fines de 1998 existe un tipo de cambio real de corto plazo o corriente interno (considerando el precio relativo de los bienes transables respecto a los no transables) en alrededor de 52% por sobre el tipo de cambio nominal y de aquél, con relación al *tcr* de equilibrio de largo plazo, cercano a 16%; con lo cual se evidencia un margen de apreciación considerablemente alto, no sólo en términos de los niveles efectivamente observados en las variables nominales relevantes, sino de las restantes estimaciones obtenidas en los trabajos citados.

4) El estudio que se aleja del set de tecnologías utilizadas, previamente comentadas, es el de Bjørnland (2003), al aplicar un enfoque de Vectores Autoregresivos en una versión estructural[48]. En dicho trabajo se contrasta, a partir del comportamiento de las funciones de impulso-respuesta, el efecto de los distintos tipos de choques a los que típicamente una economía productora de petróleo puede estar sujeta: en los precios petroleros (una variación positiva tiende a apreciar el *tcr*, aunque su efecto se revierte en tres trimestres), en la oferta agregada (depreciación a corto plazo pero reducido efecto en un plazo mayor, reducción de precios y aumento permanente en la producción real) y de demanda (choques positivos aprecian el *tcr* y los precios internos caen de manera gradual al igual que la producción manufacturera). El trabajo también constata que un choque cambiario nominal tiene efectos sólo de corto plazo y reducidos efectos reales

[48] Otras aplicaciones de esta metodología pueden consultarse en: Clarida y Gali (1994), Wu (1996) y Bjørnland (1998).

sobre la asignación productiva entre transables y no transables. En cuanto a la significación individual de los distintos tipos de choques, Bjørnland constata que, en el caso venezolano, los choques reales desde el lado de la demanda explican un 70% durante el primer año de la variación en el *tcr*, ampliándose en el segundo año a 80% dicho impacto. Los restantes choques explican el 10% en el primer año, declinando progresivamente a cero en años sucesivos su influencia sobre la variable controlada. Por último, la consideración de los choques permanentes sobre el *tcr* (como medida que aproxima a la tendencia de largo plazo en el *tcr*) permite calcular al autor el grado de sobrevaluación o subvaluación que presenta el tipo de cambio nominal. El ejercicio reporta una reducida sobrevaluación (8%) a inicios de 1999, contra lo que indicaría la hipótesis de la PPC y los resultados reportados por otros estudios en periodos comparables.

CAPITULO III

MODELO BASICO DE DETERMINACION DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO PARA VENEZUELA

El propósito de este capítulo es construir una especificación empíricamente contrastable de las relaciones que median entre el tipo de cambio real y los determinantes macroeconómicos lo que, en su turno, permitirá efectuar su correspondiente aplicación al caso venezolano. Con dicha estimación se pueden obtener las potenciales desalineaciones que en el periodo analizado se han observado entre el tipo de cambio real corriente y el estimado como de equilibrio a largo plazo.

Esta aplicación sigue el enfoque metodológico, y algunas de las herramientas econométricas que permiten su contrastación, sugerido por Edwards (1989), Elbadawi (1994), Elbadawi y Soto (1995) y Baffes, Elbadawi y O´Connell (1997)[49]. Estos autores, entre otros, sugieren el uso de modelos uniecuacionales en los que se pretende determinar el nivel del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo a partir de sus fundamentos (internos y externos) y las desviaciones temporales o desalineamientos que puede experimentar el tipo de cambio a través del tiempo.

1. El Modelo Básico

Los principales supuestos y restricciones que aquí se utilizan para su aplicación al caso venezolano, se corresponden a los que deberían prevalecer en una economía pequeña y abierta al intercambio internacional. Entre sus componentes principales se tienen los siguientes.

[49] A su vez, la especificación que utiliza Baffes y otros es una versión comprimida del modelo expuesto por Dornbusch (1983), a partir de la re-especificación de Montiel (1999b)]. El seguimiento de las derivaciones completas de esta versión comprimida que se presenta en este capítulo puede hacerse a través del Anexo "Modelo Analítico Básico de Determinación del Tipo de Cambio Real de Equilibrio a Largo Plazo". En él se exponen con detalles, los supuestos fundamentales del modelo, las condiciones de optimización de los agentes económicos y de los equilibrios de corto y largo plazo del tipo de cambio real. Por igual, se ha considerado de utilidad explorar el impacto de cambios en algunas de las variables exógenas y de política sobre el tipo de cambio real de equilibrio a largo plazo.

1.1. Supuestos Fundamentales

- Los precios y salarios domésticos son flexibles[50]
- El régimen cambiario es de ajustes predeterminados con base en algún objetivo de tipo de cambio real
- Los agentes representativos están formados por los hogares, el sector productivo (transable y no transable), sector público (gobierno y banco central) y resto del mundo
- Los hogares y las empresas maximizan intertemporalmente
- El gobierno se financia sus gastos (en transables y no transables) con impuestos (de suma-alzada) y con crédito del banco central
- Se distinguen dos sectores productivos: el de transables y el de no transables, que producen con base a un factor fijo, homogéneo y específico
- Existe plena movilidad factorial en la mano de obra y funciones de producción que exhiben rendimientos decrecientes a escala[51]
- La cuenta de capital está abierta (no hay restricciones a los movimientos de capital)

1.2. Conceptos e Identidades Utilizados

En este trabajo se utiliza la definición convencional [Dornbusch (1983; 1984)] del tipo de cambio real de equilibrio (*tcr*), debido a su claridad conceptual y al difundido uso que de él se hace en la literatura sobre procesos de ajuste de balanza de pagos en pequeñas economías abiertas. Dicha definición asume el *tcr* como la razón o cociente entre el precio de los bienes transables (T)[52], p_T,[53] y los no transables (NT), p_{NT}, dado el tipo de cambio nominal (*tcn*)[54]:

---

[50] Dado que el equilibrio relevante es el de largo plazo o de estado estacionario, es posible que en él prevalezca la condición de pleno empleo y el vaciado completo de todos los mercados.

[51] En conjunto estos supuestos permiten derivar una frontera de posibilidades de producción para la economía de forma cóncava y, por tanto, exhibiendo costos de oportunidad crecientes.

[52] Convencionalmente el grado de "transabilidad" de un bien depende de los costos de transporte y del grado de protección que disponga su producción doméstica para un estado dado de la tecnología. A mayores costos de comercialización internacional y mayor protección doméstica (en el límite aranceles prohibitivos o prohibición de importación), más probable será que un bien o servicio caiga en la categoría de no transables. Es obvio que innovaciones tecnológicas con efectos de reducción de los costos transaccionales pueden convertir a bienes y servicios previamente no transables, en mercancías objeto de comercio internacional.

[53] Se sigue la notación tradicional del "*" para denotar los niveles externos de las variables correspondientes.

[54] Por la disposición de ambos precios en la ecuación del *tcr*, es posible construir un índice del tipo de cambio real (asumiendo un determinado año base para el que se supone que el *tcr* corresponde al de equilibrio y asignándole un valor de 100) de modo que para todo valor del mismo por sobre dicho nivel se estaría en presencia de depreciación cambiaria y por debajo del mismo se presentaría una apreciación cambiaria.

$$(3.1)\ tcr \equiv \frac{tcn \bullet p^*_T}{p_{NT}}$$

Por definición de país pequeño[55], nuestra economía carece de la posibilidad de afectar el precio internacional de los bienes, por lo que dichos precios se consideran exógenos (p_T^*), es decir determinados por las condiciones de los mercados internacionales para esos productos. Sin embargo, el nivel doméstico de precios de los bienes no transables (p_{NT}) sí se determina internamente, por lo que el precio de dichos bienes deben ser tratados como variables endógenas, salvo en los casos que persistan restricciones temporales para sus ajustes originadas en políticas de control de precios o rigideces salariales por efecto, entre otros posibles factores, de la acción de los sindicatos u otras imperfecciones derivadas del poder de mercado. En consecuencia, dada la definición previa del *tcr* y la endogeneidad del precio de los bienes no transables, el propio *tcr* es también una variable endógena.

Desde el punto de vista de su trayectoria temporal (y su posible desalineación), el $tcre^{E\text{-}S}$ de equilibrio de largo plazo se define como aquel tipo de cambio que prevalecería en la economía en el estado estacionario (steady-state), es decir en aquel estado de naturaleza en el que los equilibrios internos y externos mantendrían valores sostenibles, dada la combinación de políticas domésticas y el nivel de las variables exógenas actual y esperado.

1.3. Condiciones del Equilibrio Interno

El equilibrio interno se alcanza para mercados de bienes no transables (NT) y de trabajo con excesos de demanda nulos[56]. Es decir cuando:

$$(3.2)\quad \begin{aligned} & y_{NT}\ (tcre, pft) = c_{NT} + g_{NT} = (1 - \theta) tcre \bullet c + g_{NT} \\ & con\ \frac{\partial y_{NT}}{\partial tcre} < 0 \text{ y } \frac{\partial y_{NT}}{\partial pft} < 0 \end{aligned}$$

donde y_{NT} (*tcre,pft*) es la oferta total de los bienes no transables en condiciones de pleno empleo, sujeta a rendimientos decrecientes a escala [$y'_{NT} = Y_{NT}/\ q_{NT} < 0$], c_{NT} es el gasto total del sector privado privado (medido en bienes no transables) y g_{NT} el gasto público en bienes no transables (lado izquierdo de la identidad), θ es la proporción del gasto privado dedicado a los bienes transables [tal $0 \leq \theta \leq 1$]; y, *pft* es un choque de productividad

[55] En la literatura sobre comercio internacional se define a un país como país pequeño si es precio-aceptante en el mercado de exportables e importables en los que participa.

[56] Como se desprende de esta definición de equilibrio se utiliza el enfoque walrasiano de equilibrio.

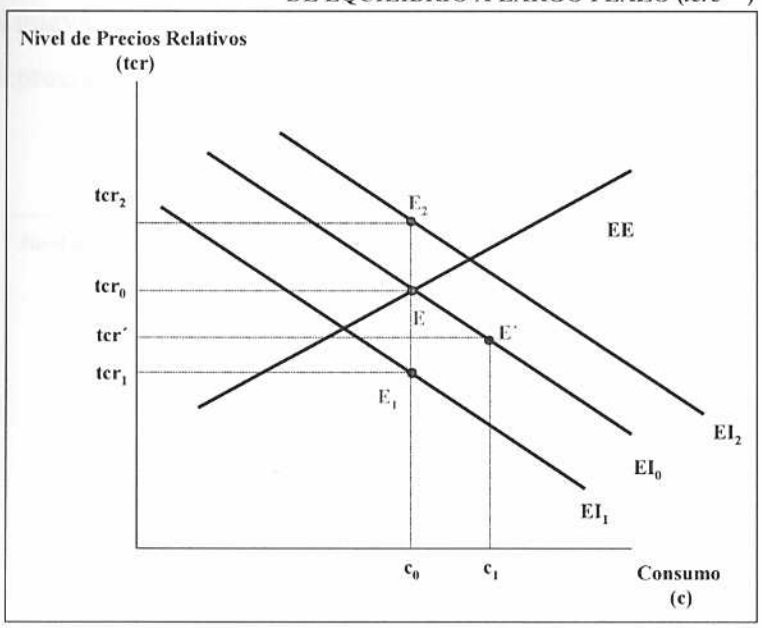
diferencial que eleva la producción transable y disminuye la no transable [el denominado Efecto Harrod-Balassa-Samuelson (H-B-S)][57].

Esta ecuación (3.2) puede re-expresarse como la sumatoria del gasto público y del gasto privado, medido en términos de los bienes no transables (el lado derecho de la identidad), dada la propensión a gastar en bienes transables (θ) y el tipo de cambio real.[58]

Cualquier alteración de algún componente del gasto interno, por ejemplo, un aumento en el consumo privado, generará un exceso de demanda para los bienes no transables al tipo tcre inicial. La recuperación del equilibrio exigirá una apreciación real a fin de provocar el cambio en la oferta de NT (↑) y en la demanda de T (↑).

La representación gráfica de estas relaciones causales es la siguiente.

Gráfico 3-1
DETERMINACION DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO A LARGO PLAZO ($tcre^{E-S}$)



La ecuación (3.2) es representada por la función EI o función de equilibrio interno para las variables *c* y *tcr*. Como es tradicional, deben distinguirse movimientos a lo largo de la función EI y desplazamientos completos de dicha función.

En el primer caso, desde la posición inicial de equilibrio (E), si se produce un incremento del gasto privado doméstico, incluyendo el de la cesta de bienes no transables, producirá

[57] Las implicaciones analíticas y las estimaciones que se hacen en este trabajo del Efecto Harrod-Balassa-Samuelson pueden seguirse en el Anexo C: Estimación del Efecto Harrod-Balassa-Samuelson.

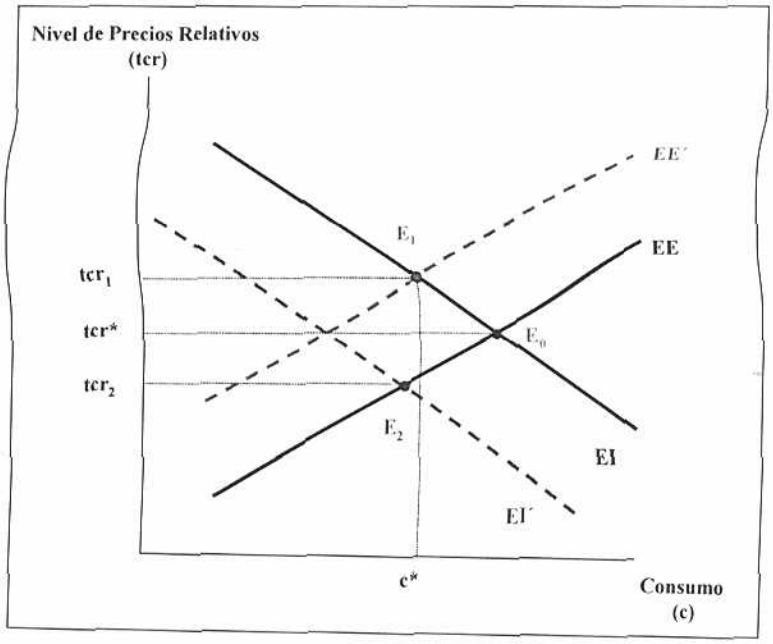
[58] Se asume que la función de producción agregada de no transables está sujeta a rendimientos decrecientes a escala ($\partial y_{NT} / \partial K,L < 0$).

una situación de exceso de demanda sobre la oferta interna de dichos bienes. Este desequilibrio provocará un ajuste de precios en los no transables (y variaciones en cantidades) hasta absorber el exceso de demanda. En condiciones constantes todo lo demás, el aumento de los precios relativos a favor de los no transables representará o se expresará como una apreciación del tipo de cambio real, modificando el lugar de equilibrio de E a E'.

En el caso de producirse modificaciones en otros componentes internos de la demanda agregada doméstica, tales como el gasto público, o un choque diferencial en la productividad del sector transable se originarán desplazamientos completos de la función .

En el primer caso, el incremento del gasto público provocará un movimiento de la función de EI_0 a EI_1. Manteniéndose constante el gasto del sector privado esa expansión de la absorción del gobierno tenderá a apreciar el *tcr* y provocará un nuevo equilibrio interno (E_1). En el caso de un incremento en la productividad del sector transable, la innovación determinará una nueva función EI (EI_2) y un equilibrio compatible con un tipo de cambio real que podrá depreciarse para vaciar los mercados domésticos.

Gráfico 3-2
EFECTOS DE CAMBIOS EN EL GASTO PUBLICO SOBRE EL $tcre^{E-S}$



1.4. Condiciones del Equilibrio Externo

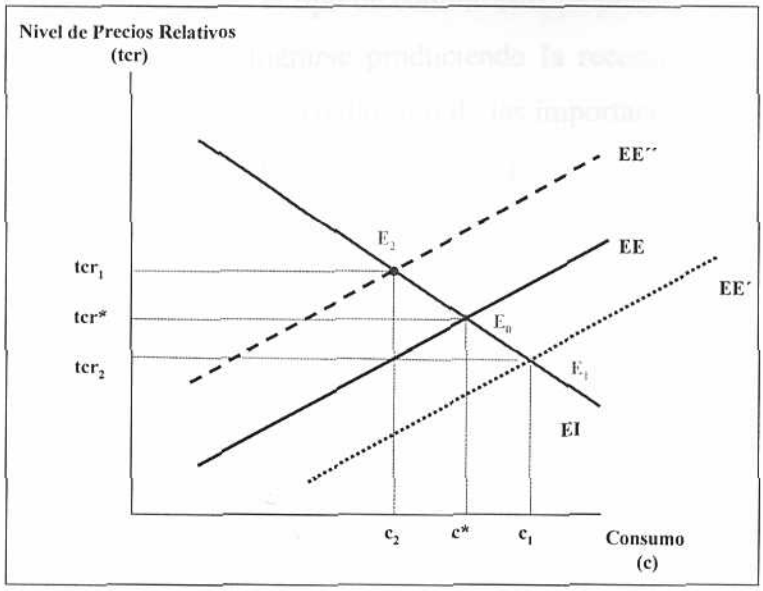
La representación del equilibrio externo, toma la expresión siguiente:

$$(3.3)\quad \dot{aen} = sbc + tu + r^* \bullet aen = y_T(tcre, pft) - g_T - (\theta + \phi)c + tu + r^* \bullet aen$$

En (3.3) $\dot{aen}$ representa la variación en el stock de activos externos netos que dispone el país[59], *sbc* es el saldo de la balanza comercial, *tu* (transferencias unilaterales) es la ayuda internacional recibida por el gobierno, *r* es el rendimiento de los activos externos y ϕ representan los costos transaccionales[60] de los gastos de consumo del sector privado. El saldo en la balanza comercial tiene el significado convencional de medir la diferencia entre la producción nacional y la demanda local de bienes transables, demanda que, desde luego, incluye tanto el gasto del sector público como del sector privado en dichos bienes.

El caso de modificaciones en el nivel de las transferencias unilaterales puede también ilustrarse de manera sencilla.

Gráfico 3-3
EFECTOS DE CAMBIOS EN LAS TRANSFERENCIAS EXTERNAS SOBRE EL $tcre^{E-S}$



Como se observa en el gráfico, un aumento en las transferencias o donaciones al país desde el resto del mundo producirá un desplazamiento del equilibrio externo (de EE a EE′), tal que el nuevo punto de equilibrio será compatible con un gasto privado superior y un tipo de cambio más apreciado (de E_0 a E_1). Por oposición, una reducción de las transferencias (de

[59] Esta definición standard del equilibrio externo, como seguramente buena parte de las restantes variables, requiere en el caso venezolano una aproximación operacional que incluya entre los activos externos, los recursos disponibles en el Fondo de Inversión para la Estabilización Macroeconómica (FIEM), o lo queda de él, y de BANDES (antiguamente Fondo de Inversiones de Venezuela, FIV).

[60] Dichos costos determinan que los hogares mantengan moneda doméstica en sus balances a fin de facilitar las transacciones corrientes. Al medirse en términos de transables afectan el balance externo de la economía. Estos costos se asumen, siguiendo a Montiel (1999a), como una función decreciente de los saldos monetarios líquidos mantenidos por los hogares.

EE a EE´´) obligaría a un depreciación del tipo de cambio real y a una contracción de la absorción interna en respuesta a la variación en la restricción presupuestaria operada.

La noción de equilibrio externo aunque admite una expresión tanto en términos de stock como de flujo, aquí se adopta este última noción: en el estado estacionario se supone que se alcanza un cierto nivel (stock) invariado de *aen*.

El equilibrio externo, al igual que se hizo para la ecuación (3.2), puede representarse gráficamente para distintas combinaciones de gasto privado y tipo de cambio real. De nuevo en el gráfico 3-1 la función EE representa esas posibles combinaciones. La pendiente positiva que exhibe EE se corresponde con la causalidad que media entre el nivel de gasto privado (en transables) y la posición neta en la balanza comercial. Un mayor gasto de los hogares forzará a posiciones más deficitarias (o a menores superávits) en dicha balanza originando presiones alcistas sobre el tipo de cambio real (depreciación) para re-establecer el equilibrio: lo cual sólo puede lograrse produciendo la recomposición de la demanda doméstica a favor de los no transables (reducción de las importaciones) y de la oferta local a favor de los transables (aumento de las exportaciones).

1.5. Determinantes Exógenos y de Política Económica

La inclusión de la gestión fiscal y de los eventuales ajustes que pueden producirse en algunos de sus componentes para garantizar su balance a largo plazo se establece en este modelo[61] a través de modificaciones en el nivel tributario interno de manera de poder mantener el cumplimiento de los restantes requisitos del equilibrio a largo plazo.

Con base en (3.2) y (3.3), representando, respectivamente, los equilibrios interno y externo, se determina el equilibrio general de la economía y por consecuencia el $tcre^{E-S}$ (donde el

[61] Debe subrayarse que no son triviales las implicaciones que tiene el régimen cambiario que se presuma esté aplicándose. Por ejemplo, si el régimen es de tipo de cambio ajustable (crawling-peg o bandas cambiarias con pendiente positiva para la paridad central), los ingresos fiscales por señoreaje (dependientes, a su vez, de los saldos monetarios mantenidos por el público), ingresos aduaneros, impuestos al consumo (sobre importables) o ingresos por impuesto sobre la renta en el sector transable; el ingreso fiscal variará en función del nivel del tipo de cambio y, dado un gasto fiscal pre-determinado (tal que dicha variable puede ser identificada bien como exógena o bien como una variable de política), el propio balance fiscal sería una variable endógena. Este modelo cierra dicho balance (o el nivel sostenible de endeudamiento) a través de incrementos en los impuestos internos (de tipo "lump-sum" a fin de no promover recomposiciones en el gasto doméstico y modificaciones en el estado de equilibrio), periodo a periodo, compatibles con la inflación objetivo en el largo plazo.

sobre-índice representa la situación en el estado estacionario de las variables endógenas y el signo "*" el nivel externo de las variables relevantes):

(3.4) $tcre^{E-S} = tcre^{E-S}[g_{NT}, g_T, (r^{E-S} \bullet aen^{E-S} + tu), \phi^{E-S}, pft)$

Los signos esperados de estas relaciones (las derivadas parciales de la variable explicada respecto a las variables explicativas) serían:

$$\frac{\partial tcre^{E-S}}{\partial g_{NT}} < 0; \frac{\partial tcre^{E-S}}{\partial g_T} > 0; \frac{\partial tcre^{E-S}}{\partial r^*} < 0; \frac{\partial tcre^{E-S}}{\partial \phi^{E-S}} > 0; \frac{\partial tcre^{E-S}}{\partial pft} < 0$$

Una vez determinados r^{E-S}, aen^{E-S} y asumiendo que la curva de oferta de fondos externos exhibe pendiente positiva (respecto a la tasa efectiva que debe pagar el país por las operaciones de endeudamiento) y que los hogares son unidades que maximizan su bienestar intertemporalmente[62]; la tasa nominal de interés a largo plazo, que está vinculada a las preferencias temporales de la sociedad y a la inflación doméstica, permiten re-expresar el $tcre^{E-S}$ de modo que:

(3.5) $tcre^{E-S} = tcre^{E-S}(g_{NT}, g_T, tu, r^*, \pi_T, pft)$

En (3.5) $\partial cre^{E-S}/\partial \pi_T > 0$[63] y las restantes derivadas parciales mantenien el signo esperado señalado en (3.4). En esta ecuación se identifica a π_T como la tasa de inflación doméstica de los bienes transables.

El tipo de cambio nominal (*tcn*) no aparece entre los fundamentos del $tcre^{E-S}$, debido a que se presume que la conducta de las variables subyacentes son homogéneas de grado cero, por lo que, en otras palabras, una variación en el tipo de cambio nominal sólo ejercerá un impacto transitorio sobre el tipo de cambio real de equilibrio a largo plazo[64].

De acuerdo a la ecuación (3.5) se establece que el $tcre^{E-S}$, compatible con el equilibrio conjunto de los mercados internos y el sector externo, es una función de variables exógenas y de un set de variables de política (ampliadas en la próxima sección). Esto es, el $tcre^{E-S}$

[62] Se asume también que τ es endógena.

[63] La inflación doméstica, medida en este modelo, sobre los bienes transables puede descomponerse en dos factores: la inflación internacional y la tasa de variación del tipo de cambio (crawl). Ambos podrían incluirse dentro de los fundamentos.

[64] Es evidente que dicha condición no impide admitir que correcciones en el tipo de cambio nominal puedan tener alguna influencia transitoria sobre el tipo de cambio real corriente, como bien se destacan en un buen número de trabajos [sólo por referirlos al caso venezolano, pueden mencionarse: Zambrano (1991) y Barcia (1999)]. Lo que se enfatiza es dicha variable no afecta el tipo de cambio real de largo plazo, aunque sea relevante en la dinámica cambiaria de corto plazo.

recoge la causalidad que va desde los fundamentos macroeconómicos, régimen de política económica y los choques aleatorios hacia este precio fundamental[65].

2. Extensiones del Modelo Básico

Este modelo básico puede ser ampliado a fin de incorporar variables que, por la información adicional disponible, puedan contribuir a mejorar su especificación empírica.

2.1. Restricciones de Acceso al Financiamiento Internacional

Un país puede experimentar limitaciones para financiarse internacionalmente. Este racionamiento de crédito o restricciones en el financiamiento externo al que puede acceder el país modifica las condiciones de su equilibrio externo y, en consecuencia, en el *tcre* [Baffes, Elbadawi, y O´Connell (1998)]. En el caso más extremo, la curva externa de oferta de fondos prestables presentaría infinita inelasticidad (totalmente vertical respecto al eje de las abscisas) o, de manera más moderada, mostraría pendiente positiva para demarcar el encarecimiento progresivo del costo de fondos provisto internacionalmente.

En las circunstancias límite de ausencia de crédito internacional, el saldo de la balanza comercial derivaría en exógeno a cualquier plazo (en tanto se mantenga este supuesto fuerte sobre el racionamiento crediticio) y la ecuación (3.4) se reduciría a:

(3.6) $tcre^{E-S} = tcre^{E-S}(g_{NT}, g_T, sbc, \phi^{E-S}, pft)$ [66]

Como se observa en esta ecuación, la re-especificación del equilibrio conjunto origina la exclusión de la variable tasa externa de interés por irrelevante y deja sólo a los flujos de bienes y servicios como los determinantes del equilibrio externo.

[65] A diferencia del enfoque tradicional del cálculo del Tipo de Cambio de Paridad del Poder de Compra (PPC o PPP, Purchasing Parity Power) en el que, dada la decisión metodológica de seleccionar el periodo base correspondiente a una virtual situación de equilibrio interno y externo, se calcula el tipo de cambio corriente y esperado asumiendo que se mantienen inmodificados los fundamentos. Evidentemente, este procedimiento es sólo correcto asumiendo un valor invariado en dichos fundamentos [Williamson (1994)].

[66] Una posible aproximación econométrica a ser utilizada en este trabajo podría aplicar $sbc = r^*aen + tu$ como una de las variables que integran el vector de fundamentos.

2.2. Términos de Intercambio y Política Comercial

Puede también considerarse la presencia de posibles choques en los términos de intercambio del país (*tdi*) y el efecto de cambios en el nivel de protección efectiva al sector transable, definidos respectivamente como:

$$(3.7) \quad tdi \equiv \frac{p_X}{p_M} = \frac{\tau}{\eta}, \quad \tau \equiv \frac{p_{X^*}}{p_{M^*}}, \quad \eta \equiv \frac{1+t_M}{1-t_X},$$

En este caso, *tdi* es la relación que media entre los precios externos de las exportaciones y de las importaciones y η la expresión comprimida del tipo de política comercial aplicada en el país (aranceles e impuestos sobre ambos grupos de bienes transables).

Cualquier variación externa o doméstica de estas variables modificará el *tcre*, con mayor o menor impacto dependiendo del peso relativo de las importaciones sobre el índice de precios de los bienes transables. Con estas variables la ecuación (3.6) se re-expresa como:

$$(3.8) \quad tcre^{E-S} = tcre^{E-S}(g_{NT}, g_T, sbc, tdi, \eta, \phi^{E-S}, pft)$$

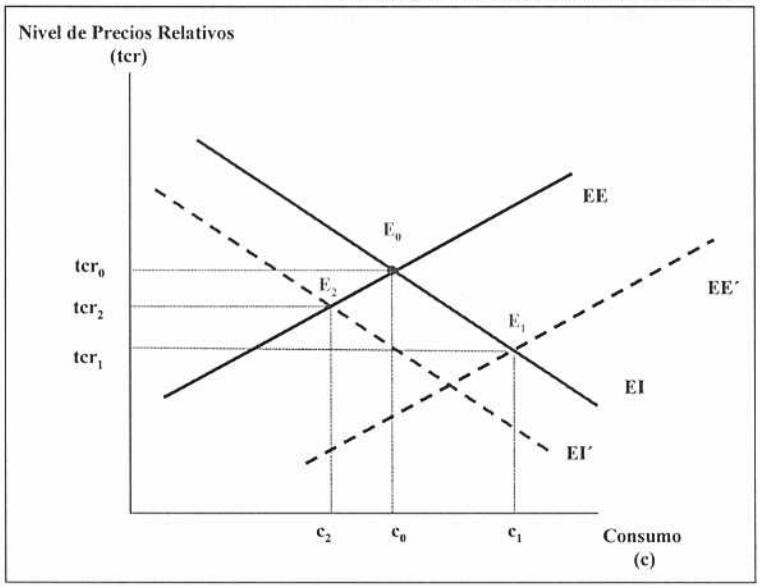
Los signos esperados del vector de fundamentos son:

$$\frac{\partial tcre^{E-S}}{\partial g_{NT}} < 0; \frac{\partial tcre^{E-S}}{\partial g_T} > 0; \frac{\partial tcre^{E-S}}{\partial sbc} > 0; \frac{\partial tcre^{E-S}}{\partial \phi^{E-S}} < 0;$$

$$\frac{\partial tcre^{E-S}}{\partial pft} > 0 \frac{\partial tcre^{E-S}}{\partial \eta} < 0 \; y \frac{\partial tcre^{E-S}}{\partial tdi} = ¿$$

El mejoramiento de los *tdi* trae aparejado un impacto favorable en el ingreso nacional y, a partir de él, un efecto de gasto sobre todos los bienes internos, incluyendo los no transables con lo cual termina apreciándose el tipo de cambio. Sin embargo, precisamente por el cambio de precios relativos que involucra la modificación de los términos de intercambio, se presenta un efecto-sustitución que puede operar en sentido contrario y llegar a prevalecer por sobre el efecto-ingreso, generando la necesidad de una depreciación real para que se re-establezca el equilibrio. De allí que, a priori, no pueda precisarse el signo de la relación. Por igual, un aumento de la tasa arancelaria promedio tendería apreciar el tipo de cambio y, por oposición, una reforma comercial que redujese el nivel de protección efectiva y removiera las restricciones para-arancelarias tendería a depreciar el tipo de cambio.

Gráfico 3-4
EFECTOS DE CHOQUES DE PRODUCTIVIDAD Y EN LOS TERMINOS DE INTERCAMBIO



Apelando una vez más al apoyo gráfico, pueden ilustrarse el efecto de estos cambios en los fundamentos sobre el equilibrio interno/externo. En el caso de predominar el efecto gasto sobre el efecto-sustitución, la expansión de la demanda interna podría ilustrarse por vía de una traslación de la función EE a EE´ (hacia abajo y a la derecha). Con ello, el equilibrio final resultante lo sería para un tcre y c, respectivamente, inferior (apreciación cambiaria: $tcr_0 > tcr_1$) y superior (mayor absorción interna: $c_0 < c_1$).

2.3. Cambios en la Productividad

Los choques tecnológicos que originan modificaciones en las productividades relativas de los bienes transables vs lo no transables son conocidos como el Efecto Harrod-Balassa-Samuelson (H-B-S), de amplia trayectoria en la literatura económica acerca del crecimiento y el comercio internacional. Hay que advertir en este apartado que dependiendo de la especificación estadística o contable que se haga del tipo de cambio real[67], la interpretación

[67] En efecto, si el tcre que se utiliza es el "externo" (que mide la relación entre los precios al mayor de los países socios comerciales y los precios al consumidor del país para el que se está calculando el tcre), dicho índice tenderá a comportarse de manera muy cercana a la trayectoria del índice de precios internos para las importaciones, mientras que dicho movimiento no guardará similar correspondencia con el indice de tipo real interno para los bienes transables.

del H-B-S diferirá considerablemente, así como también lo puede hacer parcialmente el signo esperado de alguna variable dentro del vector de fundamentos de la ecuación (3.8)[68]. Como es conocido, la presumible tendencia de avance tecnológico más acelerado en el sector transable que en el no transable es la base para la explicación de porqué los no transables en los países en desarrollo son relativamente más baratos de lo que el tipo de cambio de mercado señalaría. Si el tcre es definido como interno [tal y como se hace en la ecuación (3.4)], el choque tecnológico favorable deprecia el *tcre* al elevar la producción de bienes transables en el país. Si, alternativamente, se utiliza una definición de *tcre* externo, el efecto H-B-S recogería los diferenciales de productividad entre el resto del mundo y el país en cuestión, diferencias que se manifestaría bajo la forma de bienes no transables más caros en los países industrializados con quienes se comercia respecto a lo que postularía la hipótesis de la PPC. Es decir, aparecería un tipo de cambio real más depreciado de lo que, ceteris paribus, se mostraría con la definición alternativa del *tcre*.

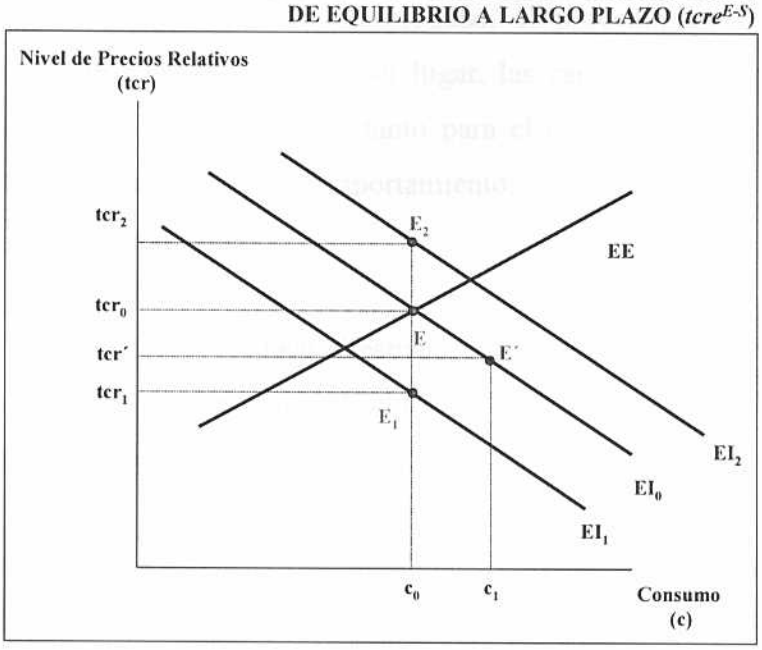
2.4. Rigideces de Precios

Otra posible variante al modelo básico proviene de la decisión de distanciarse de los supuestos iniciales de precios y salarios perfectamente flexibles y, por consecuencia, de mercados reales domésticos que se ajustan instantáneamente a cualquier innovación. En caso de existir tales rigideces en la dinámica del ajuste interno, las condiciones de equilibrio de los mercados laboral y de bienes no transables tenderán a alterarse. Por supuesto, en la medida que se extienda por un periodo suficiente la posibilidad de reacomodarlos a los nuevos valores y se vacíen de nuevo, el *tcre* quedará inmodificado.

[68] El impacto sobre la ecuación (3.8) se materializará a través de la magnitud de las elasticidades parciales, incluyendo el efecto de una modificación en los términos de intercambio. Con un uso de la definición de *tcre* como externo, se podría esperar que el efecto de gasto (o ingreso) asociado a él predomine por sobre el de sustitución y, por tanto, se menos probable la ambigüedad de esa variable. De ser así, un mejoramiento de los *tdi* hará más probable la apreciación del tipo de cambio real.

Para ilustrar este proceso de ajuste se puede utilizar el caso de un incremento en las tasas externas de interés para un país deudor neto que, como se estableció en la ecuación (3.6),

Gráfico 3-5
DETERMINACION DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO A LARGO PLAZO ($tcre^{E-S}$)



sufre una restricción en el acceso al crédito internacional. El encarecimiento del servicio de la deuda externa obliga a que el país genere un mayor superávit comercial para cumplir las obligaciones de repago de dicha deuda, haciendo que EE se desplace a EE′ y depreciando el tipo de cambio real. El equilibrio se moverá de E_0 a E_1 pero la velocidad a la que se alcance, dependerá del grado de flexibilidad de los precios internos (incluyendo los salarios nominales), en parte influido por el arreglo cambiario en uso, y, por tanto, del ajuste que admita el nivel del tipo de cambio nominal. Si en el corto plazo se presenta alguna rigidez en esos precios básicos, la dinámica del ajuste, obviamente, se verá alterada. Si bien no tiene porqué verse afectado el $tcre^{E-S}$, el nuevo *tcre* (tcr_1) no será alcanzado de manera inmediata, ya que el único equilibrio posible a corto plazo será E_2. En dicho punto, no pueden vaciarse los mercado de bienes y de trabajo, sino que es una localización en el que pre-existe desempleo y exceso de demanda negativos (se acumulan inventarios). Sólo el efecto progresivo de la mayor oferta que demanda laborales y la acumulación indeseada de inventarios tenderán a provocar la reducción de los salarios nominales y del precio de los

bienes no transables (en relación a los transables) y, con ellos, el proceso gradual de depreciación cambiaria (el tránsito, que puede ser lento[69], de E_2 a E_1)[70].

3. Estimación del Tipo de Cambio Real de Equilibrio

Disponiendo del modelo teórico antes desplegado, el procedimiento de estimación y contraste del *tcre* debe considerar, en primer lugar, las características estadísticas de las series de tiempo que integran el modelo, tanto para el caso del *tcr* como del vector de fundamentos que ayudan a explicar su comportamiento.

3.1. Pasos de la Estimación

Bajo este enfoque particular, se destaca el esfuerzo de identificar la estacionariedad de las series de tiempo utilizadas y, en caso de detectar el incumplimiento de esa condición, evaluar cuál es el orden de integración de las mismas y qué tipo de estructura estadística las reproduce.

Efectuadas esas pruebas, se puede aplicar un modelo que trata de estimar los parámetros de largo plazo en la relación que media entre el *tcr* y sus fundamentos. Hallados éstos, es posible cuantificar el grado de desalienamiento, en caso de existirlo, que media entre el tipo de cambio actual y el de equilibrio, simulando distintos valores posibles en el comportamiento de los fundamentos.

El paso siguiente consiste en derivar una serie de tiempo para el *tcre* a partir de los datos disponibles sobre el actual (y observable) *tcr* y los macrofundamentos, tal que:

(3.9) $tcre^{E\text{-}S}_{t} = \beta' F^{E\text{-}S}_{t}$

[69] La velocidad del ajuste, nuevamente deben enfatizarse que depende, entre otros factores del régimen cambiario que se adopte y del nivel del tipo de cambio. Sin devaluación y con tipo de cambio fijo, la magnitud del ajuste vía cantidades (sin hacer ningún esfuerzo los precios debido a su inflexibilidad a la baja), puede ser muy importante y muy prolongada. Esta es una razón que suele presentarse para favorecer en circunstancias en que una economía se ve forzada a producir un ajuste (por ejemplo, frente a un choque externo negativo y "permanente"), a acompañar los esfuerzos de estabilización con devaluaciones significativas que, en el fondo, no son otra cosa que caídas drásticas e inmediatas de los salarios y de los precios de los bienes no transables.

[70] Si bien el enfoque econométrico aquí utilizado no requiere recoger la dinámica de corto plazo en el proceso de reacomodo desde un equilibrio a otro, dado que se trata de identificar las relaciones de largo plazo que median entre la variable explicada y su vector de determinantes; la divergencia o desalineamiento entre el *tcre* y el *tcr* corriente contiene información que puede ser muy relevante, tanto desde el punto de vista explicativo como desde el punto de vista de las recomendaciones que en materia de políticas públicas, y en particular cambiarias, pueda hacerse.

con F^{E-S} representando el vector de valores permanentes de los fundamentos. Este procedimiento supone, en primer lugar, estimar este vector de largo plazo y, en segundo lugar, identificar valores apropiados en el periodo t para esos fundamentos "permanentes".

3.2. Especificación Empírica del Modelo

El cálculo de los regresores (β 's) supone utilizar variables observables y expresarlas en términos estocásticos de modo que:

(3.10) $\ln tcre_t = \beta' F^{E-S} + \omega_t$ [71]

En esta ecuación, ω_t representa los residuos de la regresión o diferencias entre los valores actuales y los estimados. Al término de error se le exige que muestre algunas condiciones convenientes estadísticamente: tener una varianza condicional finita y un valor esperado nulo en un horizonte temporal lo suficientemente distante[72], es decir se le pide que sea una variable estacionaria aleatoria.

En adición, se postula que el estado estacionario es dinámicamente estable: potenciales choques que desvíen el *tcr* de su valor de equilibrio a largo plazo producirán la convergencia hacia este último en ausencia de nuevos choques (o en la expectativa condicional de que estos se produzcan).

La forma standard de expresar econométricamente este supuesto es a través del Modelo general de Corrección de Errores (MCE):

(3.11) $\Delta \ln tcre_t = \alpha(\ln tcre_{t-1} - \beta' F_{t-1}) + \sum_{j=0}^{p} \mu_j \Delta \ln tcre_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \gamma' j \Delta F_{t-j} + \upsilon_t$

En este ecuación, $F_t = [g_{NT}, g_T, sbc, \phi, \eta, \tau]'$ es el vector de fundamentos y υ_t es el término de error de media cero y varianza finita.

De ser todas las variables relevantes estacionarias en niveles o integradas de orden 1 [I(1)] la ecuación (3.11) implica a la ecuación (3.10) y si $\alpha < 0$ el equilibrio de largo plazo será estable.

Lo anterior constituye el núcleo del enfoque metodológico que aquí se presenta: el *tcre* es determinable econométricamente como una función no observada que va de los

[71] Ambas ecuaciones son intercambiables si *ln tcre** y F^{E-S} se interpretan como el valor originado por las expectivas condicionales existentes sobre estas variables.

[72] Esto supone que $E(n_{t+k} | I_{t-1}), k \to \infty$.

fundamentos hacia el *tcre,* con el *tcr* corriente oscilando a su alrededor a través del tiempo. Por supuesto, esta relación de largo plazo no restringe su dinámica de corto plazo tal y como se establece en la ecuación (3.11), al representarse $\Delta \ln tcre_t$ como una una serie autoregresiva de rezagos distribuidos (ADL: Autoregresive Distributed Lag) de orden p-ésimo:

$$(3.12)\ \ln tcre_t = \sum_{j=1}^{p} \mu^*{}_j \ln e_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \gamma' j F_{t-j} + \upsilon_t$$

La expresión (3.12) opera bajo la restricción que garantiza la estabilidad: $\sum j = 1, p\mu^* j < 1$ y se asume que *tcr* entra en la relación de largo plazo[73].

Aunque en este trabajo se experimenta con distintas especificaciones de la ecuación (3.11), su forma general admite la inclusión de variables que, sin entrar directamente en el vector de fundamentos, permiten describir con mayor propiedad la dinámica de corto plazo del tipo de cambio (por ejemplo, el propio *tcn*), o dummies para representar choques aleatorios (políticos o naturales). Además las estimaciones ensayan el mejor ajuste incluyendo tendencia determinística e intercepto.

[73] Nótese que no se impone ninguna restricción particular sobre la naturaleza de las rigideces nominales o reales ni sobre los mecanimos de optimización de los agentes de manera que el verdadero patrón o dinámica de corto plazo pueda ser revelada a partir de las propiedades observadas en el set de datos utilizado.

CAPITULO IV

LOS HECHOS ESTILIZADOS: COMPORTAMIENTO DEL TIPO DE CAMBIO, LOS FUNDAMENTOS MACROECONÓMICOS Y LOS REGÍMENES DE POLÍTICA ECONÓMICA EN VENEZUELA

En este capítulo se exponen algunos de los principales rasgos que ha exhibido la economía venezolana en el periodo 1960-2003. Con ese propósito se exponen las más importantes características de los diversos regímenes de política económica en general, y cambiarios en particular, prevalecientes a lo largo del periodo y el saldo global del desempeño macroeconómico reciente.

El análisis se concentra en el comportamiento de los términos de intercambio y los flujos y costos del financiamiento externo (equilibrio externo), el grado de absorción interna (equilibrio interno) y del tipo de cambio real, como precio relativo fundamental que sintetiza el estado de naturaleza de la economía, dado que estas variables conforman el núcleo de la estimación empírica que se presenta en el próximo capítulo.

1. El Quiebre Estructural de la Economía Venezolana: de la Estabilidad (1960-82) a la Inestabilidad Macroeconómica (1983-2003)

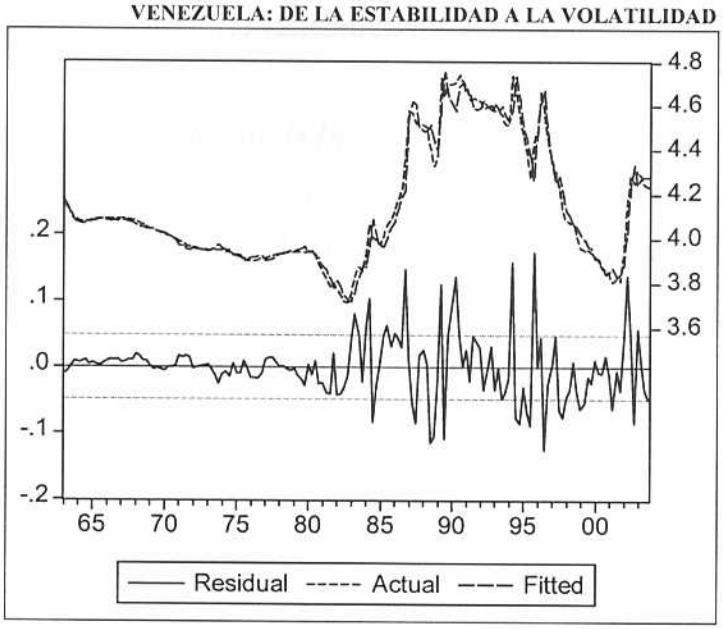
La economía venezolana en las últimas décadas ha estado sujeta a un número considerable de choques de origen externo, asociados básicamente al mercado petrolero internacional, y de origen interno (de política económica, crisis bancaria e inestabilidad político-institucional); choques que han contribuido a explicar un desempeño global progresivamente de peores atributos.

Una posible ilustración de las causas de este bajo desempeño y la notable inestabilidad global que han caracterizado a nuestra economía se puede observar en el gráfico de los valores estimados y observados, así como el término de error, de una de las especificaciones posibles del modelo de determinación del tipo de cambio real.

Sin intención de discutir la robustez de los resultados estadísticos que se grafican[74], es claramente observable la fuerte variabilidad del *tcr* a partir de mediados de los años ochenta y que contrasta con la considerable estabilidad que experimentó dicha variable en el periodo previo. Si, como se ha insistido a lo largo de este documento, el comportamiento del tipo de cambio real sintetiza de la manera más comprimida posible el estado de "reposo" (y los choques que lo alejan de ellos) de los fundamentos. El gráfico presenta un evidente quiebre a partir de los ochenta y el país entra en una trayectoria de alta inestabilidad cuyas consecuencias, entre otras, han sido una interminable sucesión de crisis cambiarias, altas tasas de inflación y pobre crecimiento económico.

Gráfico 4-1

VENEZUELA: DE LA ESTABILIDAD A LA VOLATILIDAD



Este quiebre estructural se encuentra altamente vinculado a un contexto externo muy volátil, especialmente desde mediados de los setenta, pero sobre todo a unas respuestas de política económica cada vez menos capaces de absorber dichos choques y que han arrojado un costo global difícilmente tolerable en términos de estabilidad y crecimiento. Lejos de responder a dichas innovaciones en la dirección, velocidad y magnitud apropiadas, las

[74] Como bien se aclarará en el próximo capítulo, la estimación del *tcr* se ha efectuado a través del Método Econométrico de Mínimos Cuadrados Ordinarios, con datos trimestrales, incluyendo una corrección por la fuerte correlación serial [AR (1)] que presentaba el ajuste. Los regresores utilizados fueron: LGA1, LPFT2, LTDI3, TASAINFLA, LIBRUTA1, DUM87, AR (1) y, en general, resultaron ser estadísticamente significativos y con los signos teóricamente esperados. A través de esta ecuación, se logró explicar casi el 97% de las variaciones del tipo de cambio real a partir de las variaciones en los "fundamentos".

políticas fiscal y monetaria y, en no pocas ocasiones, las decisiones cambiarias, incluyendo la propia regla cambiaria; han tendido más que a colaborar en su absorción, a transmitir internamente y de manera ampliada dichos choques. Más recientemente, a esta fuente tradicional de generación de desequilibrios, se le han sumado los choques domésticos derivados de la creciente inestabilidad política e institucional que está sufriendo el país.

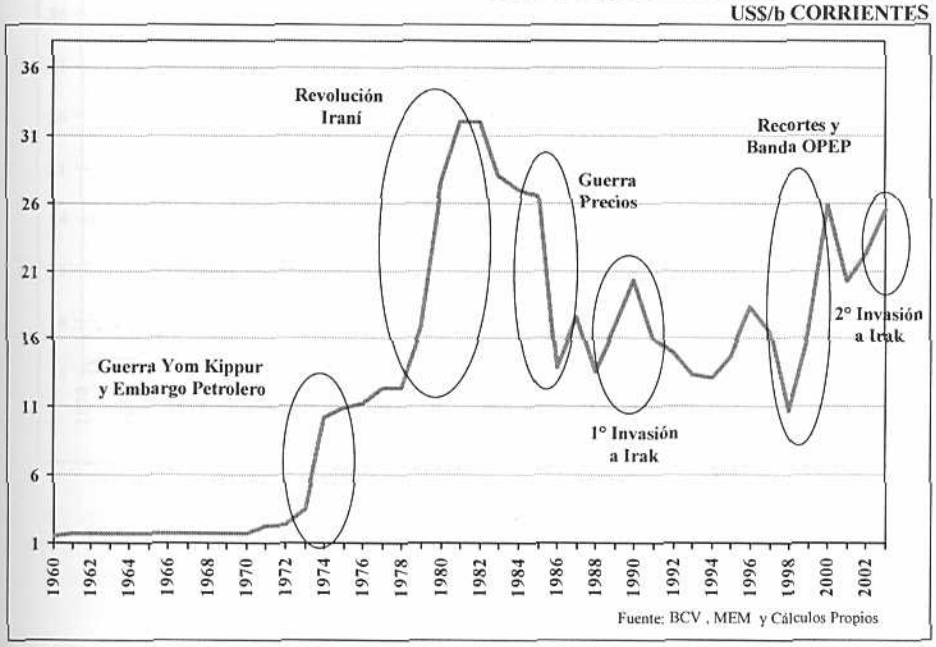
2. *Contexto Externo de la Economía Venezolana*

No es necesario abundar en la conocida condición de economía abierta y primario-exportadora de la economía venezolana ni en su alta concentración y dependencia de las exportaciones petroleras para la consecución de los equilibrios internos y externos. Igualmente es bien conocida la fuerte variabilidad de sus términos de intercambio.

2.1. *Comportamiento de los Términos de Intercambio*

En efecto, la alta concentración de la cesta exportadora venezolana en petróleo y sus derivados, la estrecha relación entre el valor de dicha cesta y los ingresos fiscales (por tributación y dividendos al sector petrolero), así como la ausencia de fondos de estabilización y el comportamiento muy volátil que ha mostrado ese mercado; son factores

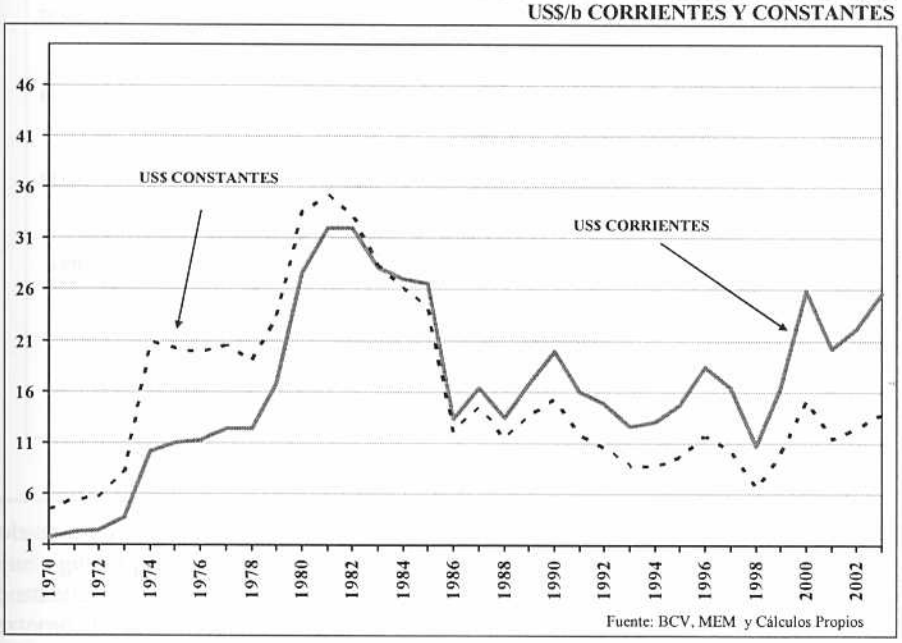
Gráfico 4-2
PRECIO CESTA PETROLERA VENEZOLANA
US$/b CORRIENTES



que se han constituido en una fuente significativa y persistente de inestabilidad macroeconómica. Tras un largo periodo de precios nominales bajos y estables, de 1973 a la fecha se han producido variaciones persistentes en el precio petrolero internacional.

Como puede observarse en el gráfico 4-2., la trayectoria de los precios petroleros nominales ha sufrido constantes y significativos ajustes en su nivel. Si se identifica convencionalmente un choque nominal en el precio petrolero como una variación interanual al alza o la baja que sea superior a 20% (dos veces la desviación típica de la serie), de 1973 al presente, se han producido 10 choques favorables en los precios petroleros (1973-74, 1979-80, 1987, 1989-90, 1996 y 1999-00) y 4 choques desfavorables (1986, 1991, 1998 y 2001). En particular, los dos primeros choques (1974 y 1980-81) implicaron, en cada ocasión, la duplicación del valor de las exportaciones petroleras nominales promedio del quinquenio anterior (al pasar de US$ 4,450 millones a US$ 9,200 y 16,000 anuales respectivamente). Por igual, durante el choque negativo de 1986 los ingresos de este tipo de exportaciones llegaron a caer en 45% en tan sólo un año.

Gráfico 4-3
PRECIO CESTA PETROLERA VENEZOLANA
US$/b CORRIENTES Y CONSTANTES



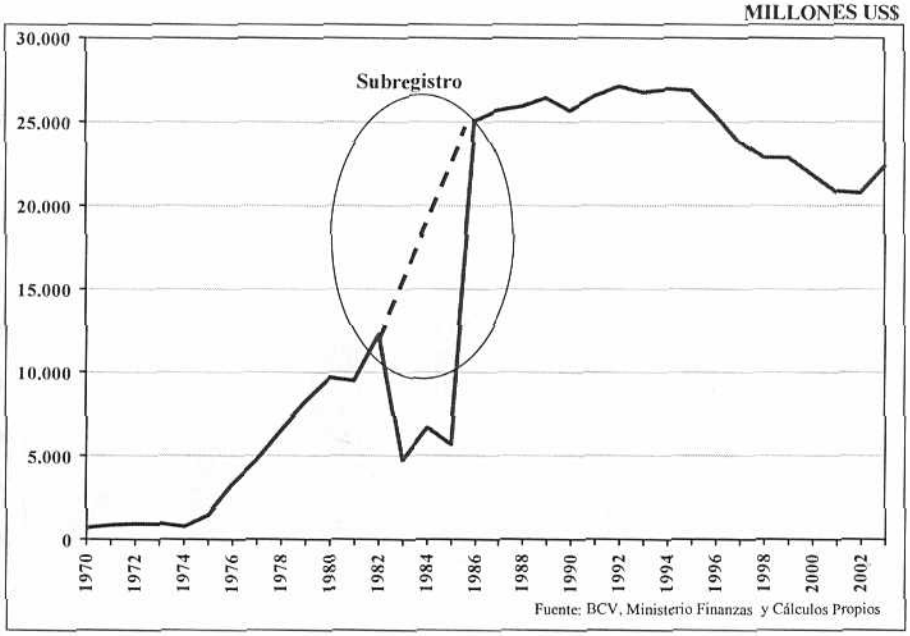
Tras esas innovaciones, si bien los precios del crudo han continuado oscilando[75], su trayectoria se ha vuelto menos volátil, en parte por la mayor elasticidad de la oferta y demanda de petróleo[76] y, por las mejoras en coordinación de cuotas que han desarrollado los países OPEP. En términos reales, como se refleja en el gráfico 4-3., el valor de la cesta petrolera se ha mantenido oscilando en torno a los 16 US$/b a partir de 1986.

2.2. Deuda Pública Externa y Tasas de Interés

Un segundo factor relevante del entorno internacional en este lapso ha sido el comportamiento de las tasas externas de interés y la disponibilidad de financiamiento internacional para los países emergentes y, en particular, para Venezuela.

Tal y como se ilustra en el gráfico 4-4. el stock de Deuda Pública Externa se mantuvo en

Gráfico 4-4
SALDO DEUDA PÚBLICA EXTERNA
MILLONES US$



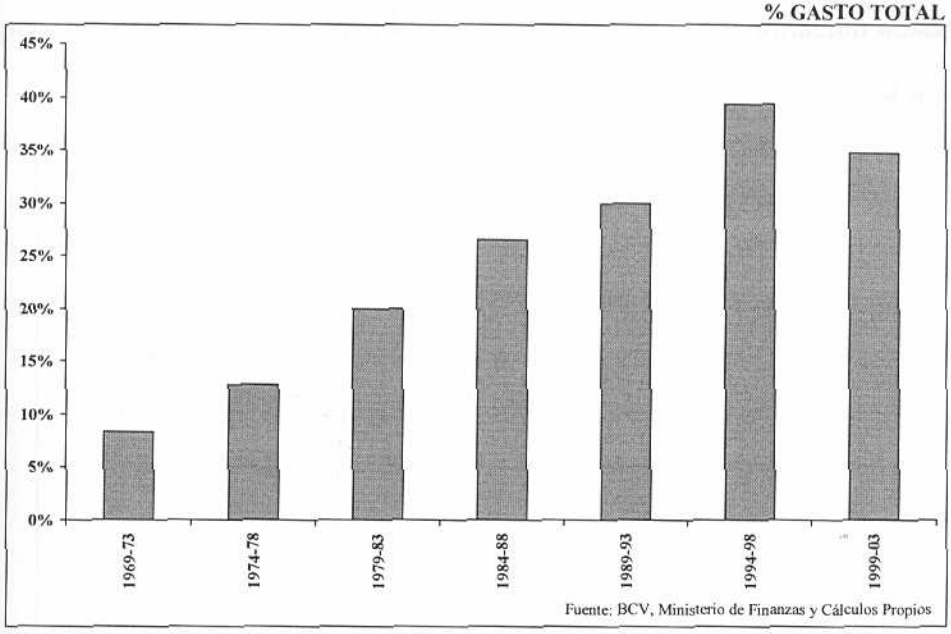
[75] Como se observa en el gráfico 4.2. la trayectoria de esta variable expresada en dólares corrientes es muy similar a la que sigue el precio petrolero cuando se considera la inflación internacional (expresando el precio en dólares constantes). Si bien esta diferencia es relevante, por ejemplo, en el momento de comparar el poder de compra externo de la cesta petrolera; lo es menos cuando el propósito es identificar los choques y la dispersión de los valores observados alrededor de la media del periodo.

[76] Los notables cambios tecnológicos operados en los sectores tradicionalmente altamente intensivos en el consumo de energéticos (medios de transporte, industria pesada, consumo de los hogares), la emergencia de nuevas fuentes energéticas, el descubrimientos de nuevas reservas y la posibilidad de explotar yacimientos de difícil acceso y de altos costos de extracción; han contribuido desde las dos crisis energéticas de los 70 y 80, a reducir el poder de mercado de la OPEP y, por consecuencia, su capacidad para mantener precios sostenidamente altos sin un considerable sacrificio de producción.

niveles muy reducidos hasta mediados de la década del setenta. Es precisamente tras el primer choque petrolero y la acelerada expansión de los ingresos fiscales de origen petrolero[77] cuando el volumen de obligaciones externas se elevan (si se descuenta el problema de subregistro que evidenció hasta la renegociación de la deuda externa venezolana en 1985-86) de manera sostenida para sólo verse interrumpida por efecto de la denominada crisis de la deuda externa (1982). En efecto, según se aprecia en el gráfico 4-4, entre 1974 y 1986 el saldo total de la Deuda Pública Externa pasa de menos de US$ 2,000 millones a cerca de US$ 25,000 millones.

Evidentemente, este creciente peso del componente externo en la deuda pública total y la reducida elasticidad de sustitución en el corto plazo entre ambas fuentes de financiamiento; determinó que los ajustes al alza de las tasas externas operados en el entorno de los choques

Gráfico 4-5
SERVICIO DEUDA PÚBLICA TOTAL
% GASTO TOTAL

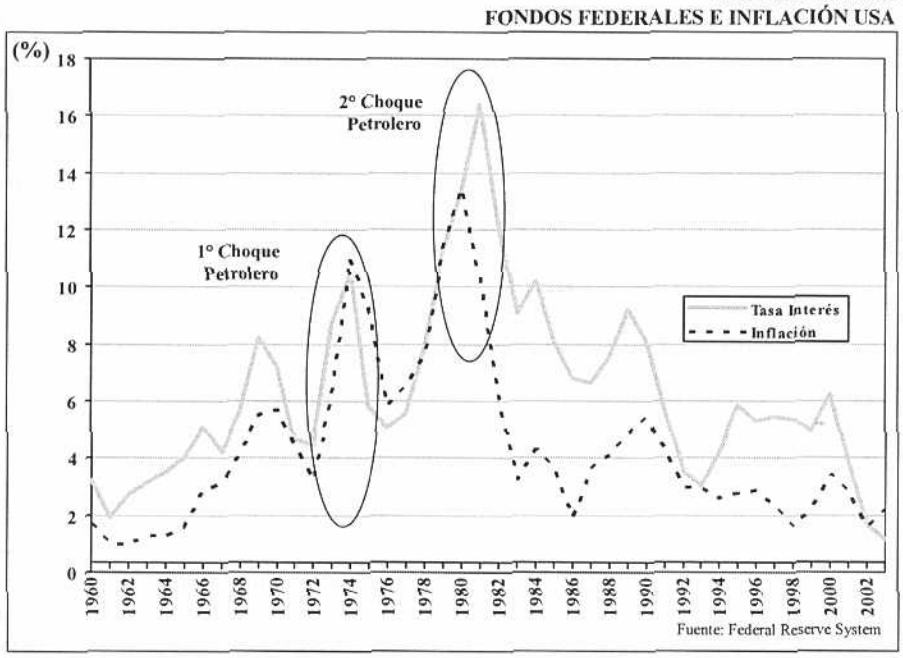


[77] Resulta sorprendente que sea precisamente en el lapso de mayores ingresos fiscales reales (la comparación de los ingresos fiscales petroleros, en dólares constantes, por periodo, se puede observar en el gráfico 4.18 que se introduce en el apartado en el que se evalúa la política fiscal), cuando aumenta exponencialmente la deuda externa. Este hecho se vincula a la orientación de la política de ahorro (aportes al FIV) e inversiones públicas (infraestructura, aluminio, acero) que se ejecutaron en ese periodo. La combinación de: a) un perfil de larga maduración de las inversiones, b) un endeudamiento muy desordenado y descentralizado (autonomía que, en gran medida, hace que incluso la deuda, en gran proporción flotante, a corto plazo y contraída con la banca comercial, estuviese subregistrada hasta 1982), c) amplias facilidades en plazo, monto y costo desde la banca internacional por efecto del "boom" de liquidez, y, d) la percepción de que los altos precios petroleros eran permanentes; son elementos que explican esta acumulación simultánea de activos y pasivos de plazos desiguales [Hausmann (1990); Rodríguez (1987)].

petroleros, representaran un considerable sacrificio de recursos fiscales y forzaron a aplicar ajustes fiscales con notables efectos contractivos. Así, como se constata en el gráfico 4-5, el servicio destinado al repago de estas obligaciones externas pasa de comprometer alrededor de 8% del Gasto Fiscal Total en promedio anual en el lapso 1969-1973, a representar más del 20% de dicho gasto una década después.

La creciente vulnerabilidad de la estructura fiscal debido al crecimiento de la deuda externa termina materializándose en forma de un choque externo originado en los fuertes ajustes en las tasas internacionales de interés a inicios de los ochenta[78], tal como se muestra en el gráfico 4-6. En efecto, las tasas de interés en los mercados financieros internacionales y, en particular, en el mercado estadounidense mostraron importantes alzas entre 1974-75 y 1980-82 (más que duplicando los niveles observados en la década anterior) como reacción a las restricciones monetarias y fiscales, así como a la reducción del crecimiento económico, que siguió a la aceleración inflacionaria que se produjo a raíz de los dos "boom" petroleros. Sólo con un considerable rezago respecto a la inflación observada (que

Gráfico 4-6
TASA DE INTERÉS
FONDOS FEDERALES E INFLACIÓN USA



[78] Parte del efecto negativo de los ajustes de tasas, no obstante, fue mitigado por el hecho de que las condiciones contractuales en que solían pactarse los préstamos contemplaban tasas de interés fijas o que se ajustaban sólo al exceder variaciones muy acentuadas (lo que, todos modos, posponía temporalmente el impacto financiero de dichos ajustes).

rápidamente tendió a estabilizarse en el orden de 3% en promedio anual), las tasas de interés tendieron a bajar a inicios de los noventa hasta rangos entre el 5% y el 6%.

El encarecimiento del costo crediticio, en unión de la crísis de la deuda externa en 1982[79], propició el cerramiento del financiamiento a estos países por el resto de esa década, elevando la vulnerabilidad de las economías en desarrollo a ulteriores choques externos y contribuyendo a desacelerar sus tasas de crecimiento a lo largo de los ochenta.

Como respuesta a estos choques desde el lado de la oferta, en las fundamentales economías industrializadas se implantaron fuertes políticas de ajuste fiscal y monetario, con efectos contractivos sobre el nivel de actividad económica[80] que se transmitieron de manera doblemente negativa sobre las economías de la región: las importaciones se encarecieron y se redujo la demanda de exportaciones, pronunciando los ya graves problemas de balanza de pagos[81].

3. Rasgos Fundamentales de los Regímenes de Política Económica Aplicados en el Periodo

Los principales rasgos de las políticas económicas aplicadas entre 1960 y 2003 se sintetizan en la Tabla 4-1. Como se observa en ella, en este periodo han prevalecido regímenes que han utilizado numerosos y prolongados mecanismos de intervención sobre la formación de los precios básicos de la economía (tipo de cambio, tasas de interés, salarios) y restricciones al libre flujo de bienes y capitales del exterior.

[79] En agosto de 1982, el gobierno mexicano se ve forzado a suspender los pagos del principal de su deuda externa, abriendo un ciclo de moratorias y renegociaciones en varios países latinoamericanos (Brasil, Argentina, Perú, Venezuela), cuyos desequilibrios y problemas de repago de deuda se vieron severamente agravados por el alza de tasas de interés, incremento en el costo de sus importaciones y reducción en sus exportaciones que caracterizaron ese periodo.

[80] En Estados Unidos, por ejemplo, el PIB mostró en 1974 y 1975 caídas sucesivas de -0.5% y –0.2%, que se replican en 1980 y 1982, respectivamente, con contracciones de -0.2% y –1.9%.

[81] Estas dificultades se expresaron en forma de unos inusuales saldos negativos en la balanza de mercancías de 533 y 2,060 US$ millones en 1977 y 1978, respectivamente. Cabe recordar que desde el primer boom petrolero, los saldos negativos en dicha cuenta de la balanza de pagos en Venezuela, a excepción de esos años, sólo se replica en 1988 (-1,988 US$ millones).

Tabla 4-1

VENEZUELA: REGIMENES DE POLITICA ECONOMICA 1969-2003

Variables de Política	Caldera I 1969-73	Pérez I 1974-78	Herrera 1979-83	Lusinchi 1984-88	Pérez II (1) 1989-93	Caldera II 1994-98	Chávez 1999-2003
FISCAL							
Presión Tributaria	Baja	Baja	Baja	Baja	Reforma/IVA	IDB / Otros	IDB / Alta s/PDVSA
Gasto Fiscal	Moderado	Expansivo	Contractivo/Expansivo	Expansivo (86-88)	Contractivo/Expansivo	Auxilios Bancarios	Expansivo
Financiamiento Público	Bajo	Externo	PDVSA / Externo	Impuesto Inflación	Multilateral	BCV	Interno / Externo
MONETARIA							
Tasas de Interés	F-BCV	F-BCV	Flot / F-BCV	F-BCV	Flot	Flot / F-BCV / Flot	Flot
Operaciones Mercado Abierto	Reducidas	Reducidas	Restricción/Expansión	Expansión	Activismo	Expansión	Activismo
INGRESOS							
Aumentos de Salarios	General	General	General	General	Salario Mínimo	Salario Mínimo	Salario Mínimo
Controles de Precios	Cesta Básica	Cesta Básica	Liberación/Control	General	Libre/Cesta Básica	General/Libre	Libre/General
COMERCIAL							
Arancelaria	Fuerte Protección	Fuerte Protección	Fuerte Protección	Fuerte Protección	Reducción	Sin cambios	Sin cambios
Restricciones Cuantitativas	Múltiples	Múltiples	Múltiples	Múltiples	Eliminación	Sin cambios	Discretas
CAMBIARIA							
Régimen	RC2	RC2 (1976) / RC1	RC1 / RC2 (83)	RC2	RC3	RC3/RC1/RC4	RC4/RC5/RC1
Movilidad de Capitales	L	L	L / C (83)	C	L	C(94-96) / L	L / C (03)
Ajustes Cambiarios Discretos	R: 71, 73	No	1983 (40%)	Varios	Inicial	Varios	Varios
OTROS FACTORES RELEVANTES							
		1° Boom Petrolero:88% Nacionalización Hierro y Petróleo Creación FIV	2° Boom Petrolero:91% Altas tasas externas Crisis Deuda Externa	Caída Precios Petroleros (86): 45%	3° Boom Petrolero: 21% Re-estructuración Deuda Golpes Estado (92) Renuncia y Gobierno Provisional	Crisis Bancaria Agenda Venezuela	Paros (2001-03) Crisis Política

Fuente: Construcción Propia

(1) Incluye el Gobierno Provisional de R.J. Velásquez (1993)
(R) Revaluación, (L) Libre Cambio, (C) Control de Capitales
Régimen Cambiario: RC1 (tc fijo y único), RC2 (tc múltiple), RC3 (crawl), RC4 (Bandas Cambiarias), RC5 (flotación intervenida)
Política de Tasas Interés: Flot (flotación por mercado), F-BCV (fijación por BCV)

En general, hasta 1988[82] prevalecen políticas orientadas a la intervención de los mecanismos de formación de los precios de mercado, en un esfuerzo por perseguir objetivos distributivos y por frenar las presiones inflacionarias. Por igual, a lo largo de los 44 años que son analizados en este trabajo se ha recurrido a extensas restricciones al libre flujo internacional de bienes (hasta el programa de reforma comercial de 1989 fue utilizado un amplio espectro de barreras arancelarias y cuantitativas a las importaciones con propósitos de industrialización) y de capitales (bajo los regímenes de control de cambios 1982-88, 1994-96 y 2003).

Estos instrumentos de intervención contemplaron desde la "regulación" de precios al consumidor (en ocasiones sólo sobre los bienes de la cesta básica de alimentos, pero también ampliada en fases de aceleración inflacionaria a las tarifas de los servicios públicos, llegando a finales de los ochenta a ser "administrados" más del 50% del universo de bienes y servicios a través de mecanismos de concertación como la Comisión Nacional de Costos, Precios y Salarios), aplicación de subsidios directos e indirectos y fijación de salarios (tanto del nivel mínimo legal, como a través aumentos generales y escalados de las

[82] En el bienio 1979-80 se produce un tímido e incompleto intento de desregulación económica a través de liberalización de precios y tarifas controladas (y por algunos meses de las tasas de interés), en un esfuerzo por descompresionar el "sobrecalentamiento" heredado de las políticas de expansión del gasto corriente y de los extensos programas de inversiones públicas de la Administración de Pérez I.

remuneraciones y de la composición de los ingresos de los trabajadores entre salario y diversos tipos de bonos de complementación de ingreso).

La intervención sobre los otros dos precios básicos: el tipo de cambio y las tasas de interés también ha sido un rasgo característico de este periodo. En su mayor parte (32 años), el tipo de cambio se mantuvo fijo o se sujetó a ajustes discrecionales de nivel en la búsqueda, fundamentalmente, de rendimiento fiscal. Como se aclara abajo, por lo general, se ha apelado con poca frecuencia al uso del instrumento cambiario con propósitos de defender la competitividad del sector transable no petrolero y, por ende, no reconociéndole un papel central en la asignación de recursos de la economía venezolana.

De forma similar, el sistema financiero, incluso tras las reformas de su marco legal en 1992-93, ha estado fuertemente regulado. La proliferación de restricciones sobre la composición de sus pasivos y activos ("gavetas" o imposición de volúmenes de crédito a determinados sectores, límites en las posiciones en moneda extranjera, créditos asignados con fuertes subsidios cruzados, entre otras medidas) y la fijación administrada de las tasas de interés con el objetivo de fomentar el financiamiento barato para el consumo y la inversión domésticas; han sido una constante en estos años.

En síntesis, los lapsos de desregulación y fomento de políticas centradas en el uso de los mecanismos de mercado (1989-93 y 1996-98) representan la excepción al predominio de políticas públicas con fuerte acento en la intervención de los mercados. Por supuesto el grado de intervención ha sido desigual, teniendo como cuotas superiores la Administración Lusinchi (1983-88), la Administración de Caldera II en el periodo de la crisis financiera con la que se inaugura (y ella misma desarrolla innecesariamente) y, la actual administración, en especial a partir del control cambiario en enero, 2003[83].

3.1. Política Fiscal

El signo de la política fiscal, una de las piezas fundamentales de política económica, ha sido cada vez de menor calidad, teniendo como sus fundamentales atributos:

- la presencia de una brecha financiera pronunciada y recurrente,

[83] Contra la actual banalización, seguramente con propósitos políticos, en torno al uso de políticas "neoliberales" en Venezuela, las evidencias apuntan exactamente en dirección opuesta. Durante casi medio siglo, sólo en una quinta parte de ese lapso se han ensayado políticas orientadas al mercado, con un grado desigual de prudencia fiscal y monetaria y con un bajo contenido de reformas estructurales, siquiera las denominadas de "primera generación".

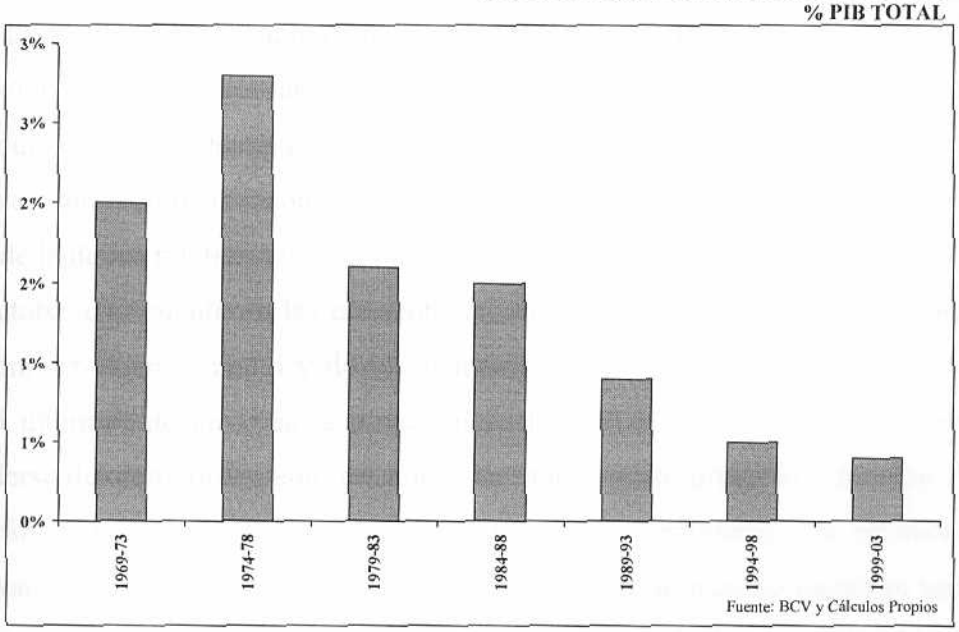
- el financiamiento con mecanismos distorsionantes e insostenibles (retrasos, inflación-devaluación y deuda cara y de corto vencimiento)
- inflexibilidad a la baja en el gasto público y la caída tendencial de la significación de los gastos en formación de capital en el total del gasto público

Estos factores han hecho que la política fiscal se haga cada vez menos competente para atenuar los efectos del ciclo económico, amortiguar los choques externos e impulsar la demanda interna al menor costo posible en efectos asignativos distorsionantes. Es decir, lejos de desempeñar su tradicional rol anti-cíclico, la política fiscal se ha convertido en una fuente sistemática de inestabilidad macroeconómica [Zambrano y Noguera (2003)].

Para evaluar este pobre desempeño de la gestión fiscal, es útil revisar con mayor detalle algunos de los factores que contribuyen a explicarlo. En primer lugar, destaca la menor eficacia operativa de las instituciones con responsabilidad en la ejecución del gasto. La combinación de altos costos de gestión (que involucran una relación de gasto ejecutado a bien público servido creciente) y que en la actualidad, sobrepasa cualquier límite tolerable al duplicarse las funciones "naturales" y costos de la ejecución presupuestaria con organismos paralelos "ad hoc", en unión del relajamiento de los mecanismos de control y rendición de cuentas y, más recientemente, de las reducidas reglas pre-existentes para limitar el tamaño y composición del financiamiento del déficit; dan cuenta de la pérdida de calidad de las instituciones fiscales. Sin embargo, debe subrayarse que este deterioro institucional es un rasgo que si bien se ha acentuado de manera espectacular en el último quinquenio, tiene larga data en la historia macroeconómica contemporánea y su génesis puede ser ubicada en el esfuerzo incompleto de reformas del sector público iniciado en 1989 [Vivancos (1996)], el cual, desmantelando las organizaciones derivadas de las políticas de sustitución de importaciones de los 60's y 70's, no logra culminar el redimensionamiento y los nuevos roles que debería desempeñar el sector público en una economía con políticas orientadas al mercado.

En segundo lugar, resalta la reducción de los gastos de inversión en infraestructura. Como se puede observar en el gráfico 4-7, es marcada la tendencia hacia la reducción de los gastos de capital, medidos en puntos del PIB, a todo lo largo del periodo, particularmente, en esta última década. Este hecho, en parte, explica la caída en el multiplicador del gasto fiscal [García y otros (1997)] precisamente por vía de reducir la porción del gasto público

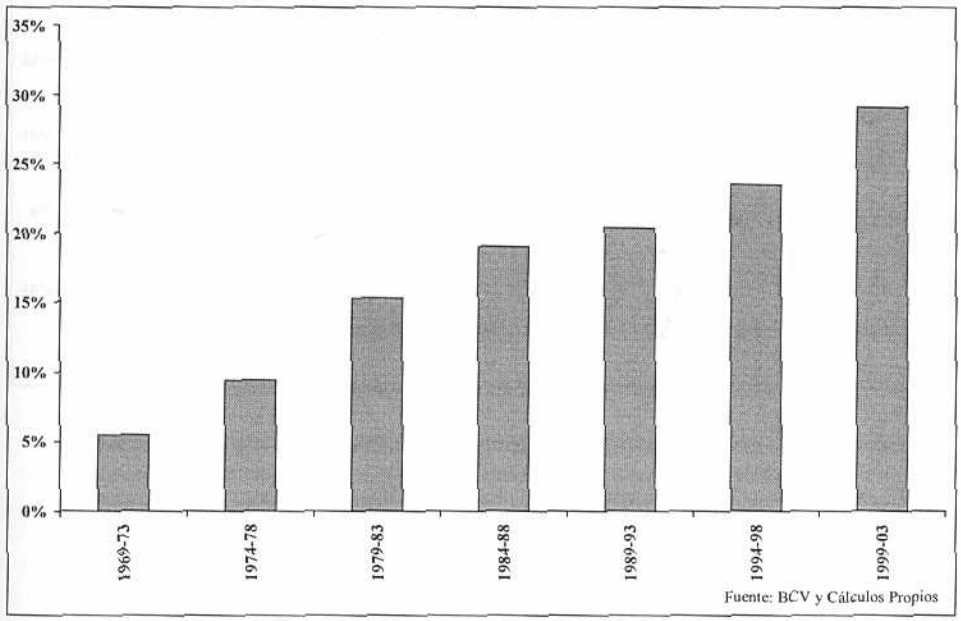
Gráfico 4-7
GASTO EN FORMACIÓN BRUTA DE CAPITAL
% PIB TOTAL



que tiene, a priori, los mayores efectos de arrastre sobre el sector productivo doméstico y, de modo indirecto, atenuar las externalidades positivas que la dotación de capital básico tiene sobre la eficiencia productiva del sector privado y, por consecuencia, sobre su capacidad de sostener sendas vigorosas de crecimiento económico.

En estrecha vinculación con lo anterior, también es destacable el patrón de ajuste en el

Gráfico 4-8
GASTOS ORDINARIOS
% PIB NO PETROLERO



signo (expansivo o contractivo) de la gestión fiscal. Por lo general, en las fases de contracción del gasto público, el tipo de partidas más castigadas por los recortes se han concentrado en los usos de capital, en parte por la inflexibilidad a la baja del gasto corriente (cuya evolución puede observarse en el gráfico 4-8) sustentada por razones de la economía política que subyacen a los ajustes fiscales contractivos. A este elemento se le ha sumado progresivamente como otra notable fuente de rigidez del gasto público, los pagos por el servicio de la deuda pública, cuya significación ya fue ilustrada en el gráfico 4-5.

Estos factores dan cuenta de las crecientes dificultades que ha mostrado el gasto público para promover el crecimiento y de las asimetrías mostradas por la reacción del nivel de actividad interna ante giros en la dirección de la política fiscal. En efecto, como puede desprenderse del comportamiento de ambas variables (gasto primario y PIB No Petrolero) en el gráfico 4-9., en fases de expansión fiscal, el crecimiento del producto interno progresivamente ha reaccionado cada vez más débilmente al impulso fiscal; en tanto que en fases de restricción de gasto, la caída en la demanda agregada de origen fiscal ha inducido, entre otros factores, fuertes contracciones en la producción doméstica.

Gráfico 4-9
VAR. GASTO PRIMARIO VS. PIB NO PETROLERO

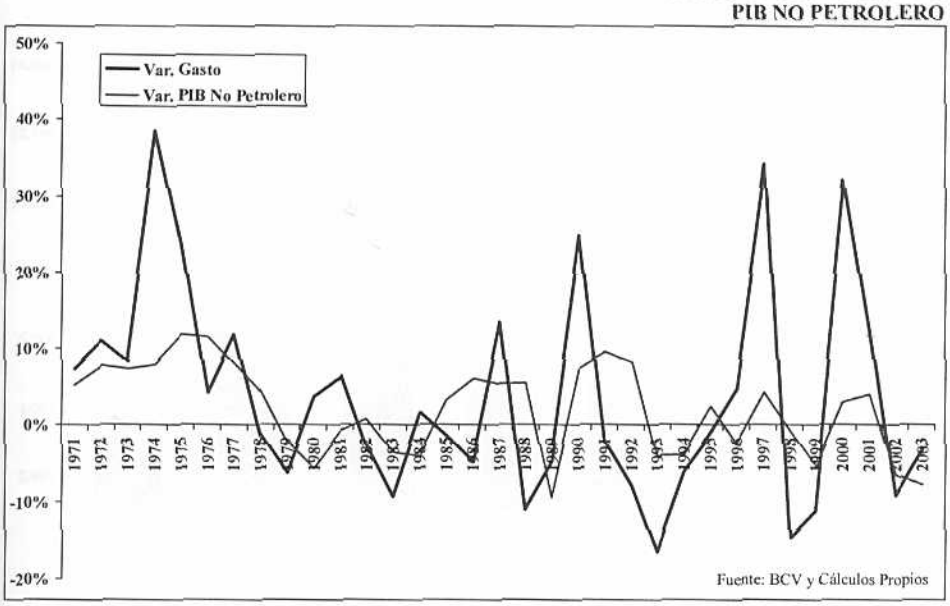
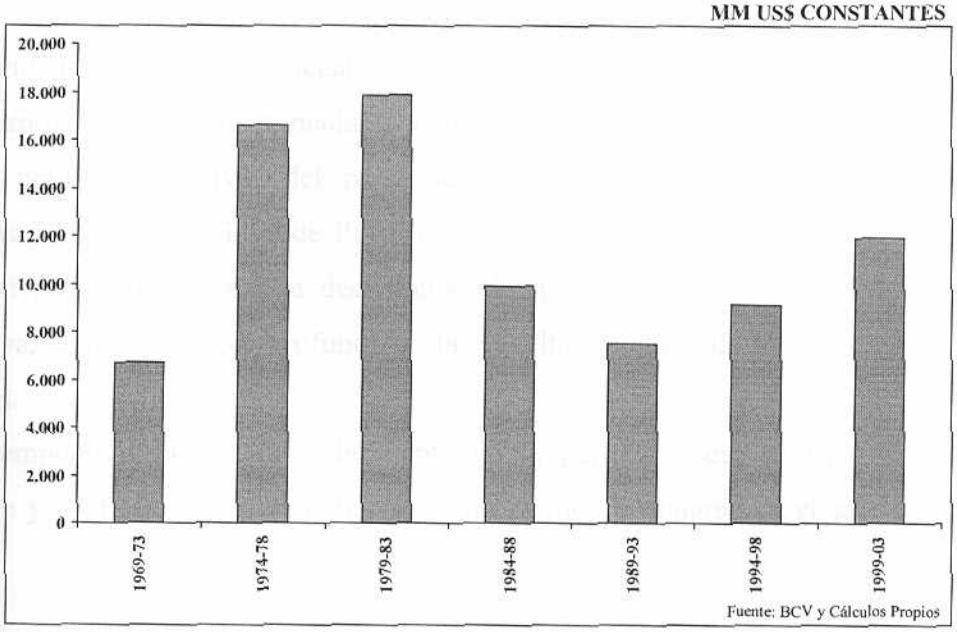
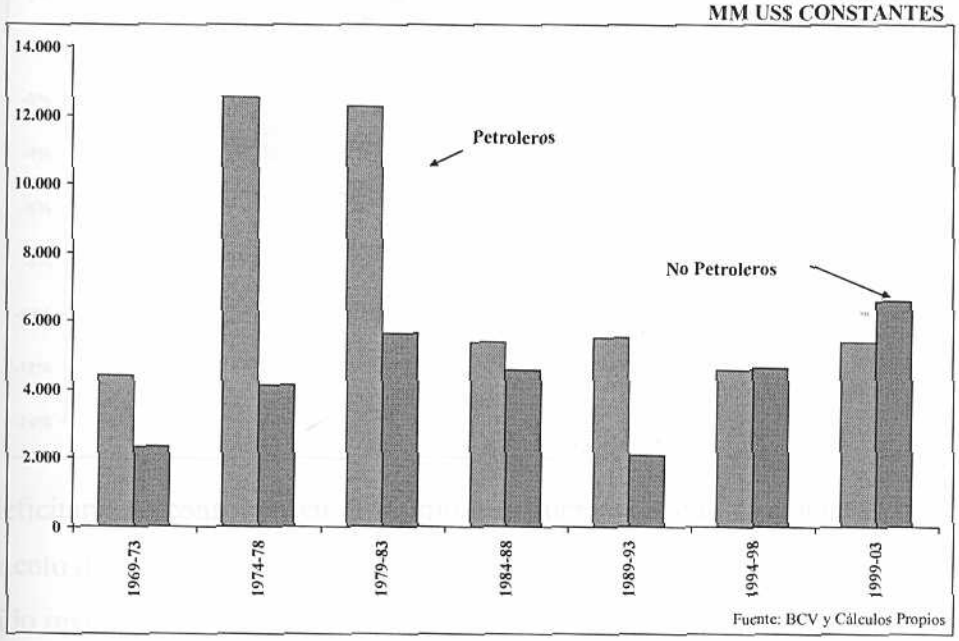


Gráfico 4-10
INGRESOS ORDINARIOS GOBIERNO CENTRAL MM US$ CONSTANTES



En cuarto lugar, a lo largo del periodo, ha venido aumentando la presión tributaria interna (tanto implícita como explícita[84]), según se puede apreciar en los gráficos 4-10 y 4-11, con

Gráfico 4-11
INGRESOS ORDINARIOS PETROLEROS Y NO PETROLEROS MM US$ CONSTANTES



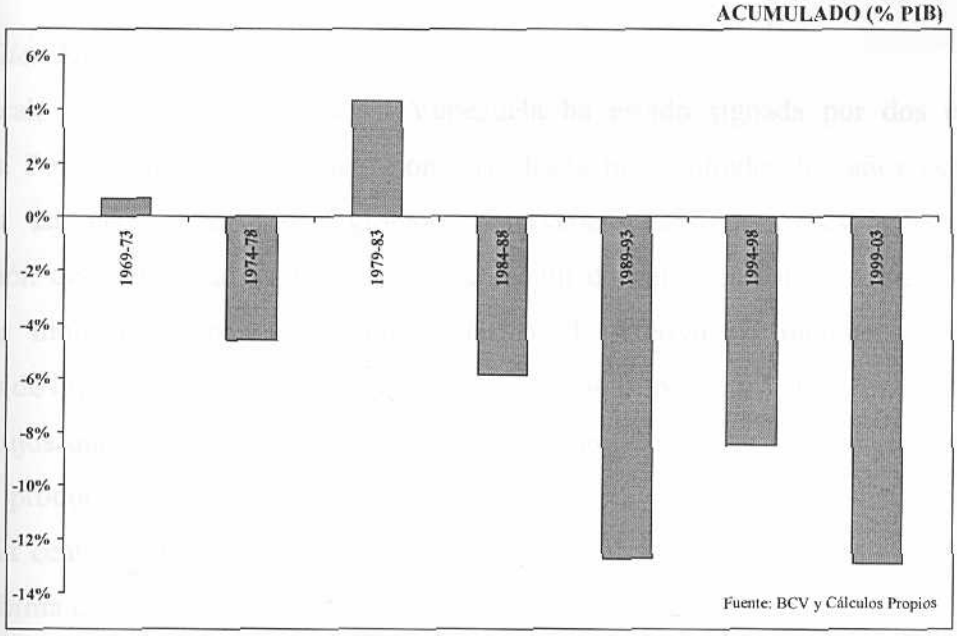
[84] No se eleva sólo el nivel y el número de impuestos domésticos explícitos, sino que durante este lapso se toman más relevantes como fuentes de financiamiento el impuesto-inflación y el señoreaje, así como a partir de 1994 la aplicación de impuestos temporales altamente distorsionantes del mercado financiero doméstico como ha sido el Impuesto al Débito Bancario [Vivancos, Vera y Faust (2000)].

la consecuente reducción del ingreso disponible de los hogares, la creciente dependencia de ingresos fiscales no recurrentes y una superior volatilidad de los ingresos fiscales[85].

Más recientemente otro rasgo negativo viene a sumarse al cuadro de fragilidad financiera del gobierno central y está vinculado a la creciente presión tributaria ejercida sobre la industria petrolera a través del pago de dividendos y regalías. Estas fuentes están comprometiendo la capacidad de PDVSA para, siquiera, efectuar los gastos de inversión necesarios para contrarrestar la declinación del potencial de extracción de crudo y, en perspectiva, amenazan con profundizar la ya alta volatilidad de los ingresos fiscales petroleros.

Este desempeño cada vez más deficiente de la política fiscal se ha traducido en un recurrente y profundizado déficit fiscal, como puede constatarse en el gráfico 4-12. Esta

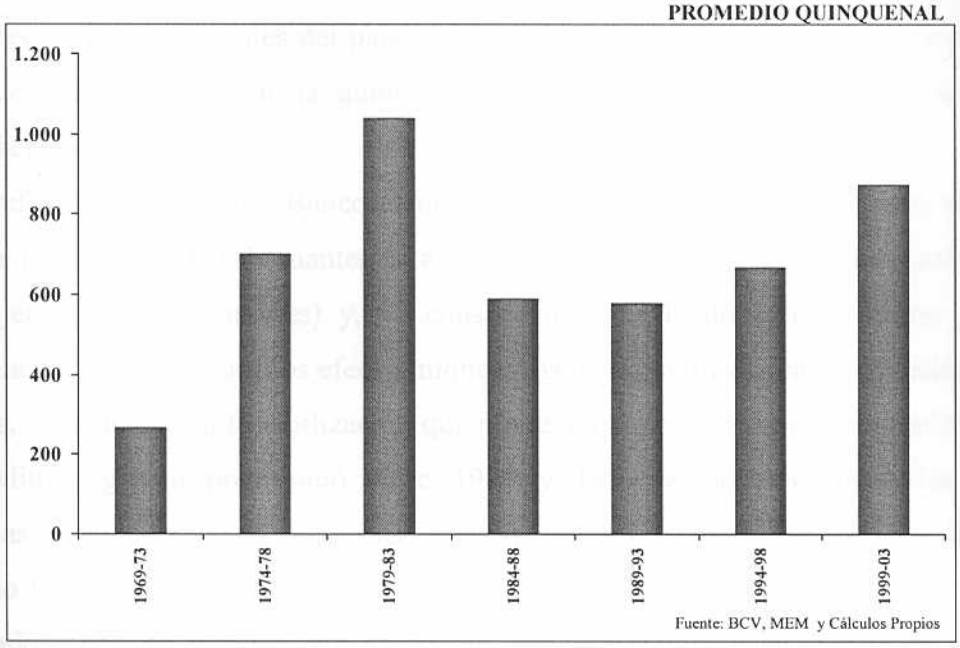
Gráfico 4-12
DÉFICIT FISCAL ACUMULADO (% PIB)



brecha deficitaria se consolida en el último quinquenio sin que ni siquiera el significativo mejoramiento de los ingresos externos del país (según se constata en el gráfico 4-13), haya conseguido revertir.

[85] El desperdicio de un instrumento reconocidamente estabilizador como el FIEM (Fondo de Inversión para la Estabilización Macroeconómica) a través de las sucesivas reformas producidas desde 1999, que primero lo hicieron más discrecional y finalmente terminaron por hacerlo inservible; en parte explica la errática conducta del gasto y la deuda interna de estos últimos 5 años.

Gráfico 4-13
EXPORTACIONES PETROLERAS PER CÁPITA (US$) PROMEDIO QUINQUENAL



3.2. Política Monetaria

En general, la política monetaria en Venezuela ha estado signada por dos elementos centrales. Por una parte, la política monetaria hasta bien entrados los años ochenta fue inspirada en las concepciones globales intervencionistas que prevalecieron en la conducción de la política económica. La actuación del ente emisor (y regulador) en los mercados monetarios-financieros sobre-enfatizó el objetivo de mantener condiciones holgadas de liquidez y amplia participación (cuando no imposición) en el direccionamiento de los flujos que se canalizaron desde el ahorro doméstico hacia la inversión a favor de sectores productivos y de ingresos privilegiados. Esta visión del papel de la política monetaria centrada en la promoción de cierto tipo de crecimiento económico (traducido bajo la forma de "dinero barato" y extensión de crédito al sector público), se vio reforzada por las decisiones adoptadas en el plano cambiario. Así, con regímenes cambiarios de tipo de cambio fijo, complementados en parte de este periodo por restricciones al movimiento de capitales, se debilitó notablemente la capacidad del ente emisor para ejecutar una política monetaria independiente. El papel del BCV, en esas condiciones, por una parte, simplemente validó el signo de la política fiscal y, por otro lado, se ciñó a administrar, con reducidos grados de libertad, el nivel de los activos externos del país.

Sólo bastante avanzado el periodo, y habiéndose consolidado una inflación sistemáticamente por encima de la inflación internacional (y, en particular, de los principales socios comerciales del país), se modifican las creencias dominantes acerca del papel que debe desempeñar la autoridad monetaria y pasa a ejecutarse una política monetaria más activa.

Con la reforma a la Ley del Banco Central de Venezuela (1992), se deposita en el ente emisor la responsabilidad de mantener la estabilidad de los precios internos (así como de otros objetivos más discutibles) y, en consecuencia, se le dota de un cierto grado de autonomía para contrarrestar los efectos monetarios de la política fiscal. Atribución que fue facilitada, además, por la flexibilización que proveyó el nuevo régimen cambiario (primero el "crawling-peg que predominó entre 1989 y 1993 y, posteriormente las "bandas cambiarias" implantadas en el primer semestre de 1994, interrumpidas por el control cambiario 1994-abril 1996, y restablecidas hasta febrero de 2002).

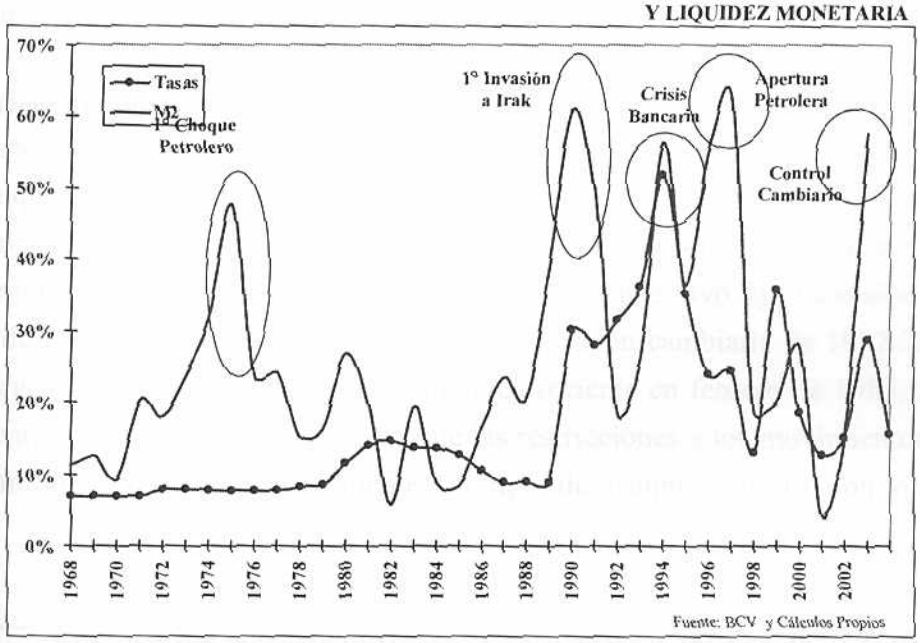
El segundo grupo de factores que explican tanto la orientación de la política monetaria como su eficacia para perseguir los objetivos asignados, en especial el de la estabilidad de precios, está vinculado con las características "estructurales" de la economía venezolana. La presencia de "dominancia fiscal", marcada por la fuerte desproporción en el impacto de los flujos de creación y destrucción de liquidez monetaria por efectos de la ejecución fiscal (y, en la actualidad, por un muy relevante gasto cuasi-fiscal de PDVSA) frente a la reducida potencia de la política monetaria para contrarrestarlos; y, las limitaciones para el activismo monetario en razón del tamaño y escasa diversificación que caracterizan el mercado financiero, constituyen factores que reducen la eficacia de la política monetaria para perseguir sus objetivos primordiales [Zambrano y Vivancos (2002)].

Estos elementos ayudan a explicar el comportamiento de los medios de pago y de las tasas de interés que se incluyen en el gráfico 4-14. En el lapso considerado se observan seis choques de liquidez[86]. En su mayoría, dichos choques se encuentran vinculados al incremento del gasto fiscal que sucedió a los aumentos de precios petroleros e ingresos fiscales recaudados de dicha fuente: 1974-75, 1990-91, 1996-97 (en este caso asociado también al sector petrolero pero más que por vía del efecto-precio, en razón de la ejecución

[86] Se sigue manteniendo la convención de identificar como un "choque" a una variación anual que exceda dos veces la desviación standard calculada para el periodo.

del plan de inversiones de PDVSA y la apertura a la participación de terceros en el negocio petrolero) y 2003 (año en el que la restricción en el acceso a las divisas producida por el control cambiario y la expansión fiscal explican el fuerte incremento de la liquidez). La restante "burbuja" monetaria se produce como resultado de los masivos auxilios financieros entregados en la crisis bancaria (1994-95) una vez implantado el control de cambios (junio, 1994).

Gráfico 4-14
TASAS PASIVAS DE INTERÉS Y LIQUIDEZ MONETARIA



En estas condiciones, la actuación del BCV, al menos hasta entrados los noventa, se limitó al uso, y no muy frecuente, de operaciones de descuento, redescuento y anticipo, a manipular en ocasiones el encaje legal, modificar administrativamente el nivel de las tasas de interés y, fundamentalmente, regular la entrega de divisas como principal instrumento de destrucción de liquidez. Sólo en 1990 con la introducción de los Bonos Cero-Cupón y, más tarde, de los TEM (Títulos de Estabilización Monetaria) y de la posterior activación de la mesa de dinero; las operaciones de mercado abierto adquieren alguna relevancia en la regulación, bajo condiciones de mercado, de la liquidez monetaria.

La evolución de las tasas de interés en el periodo se corresponde con el marco monetario-financiero descrito. Desde 1960 a 1988, con muy pocas excepciones[87], las tasas de interés

[87] La más notoria fue en 1980-81, en el que por algunos meses, se ensayó una política de flexibilización de las tasas de interés a fin de moderar las salidas de capital que venía produciéndose en respuesta al mayor rendimiento de los instrumentos financieros externos.

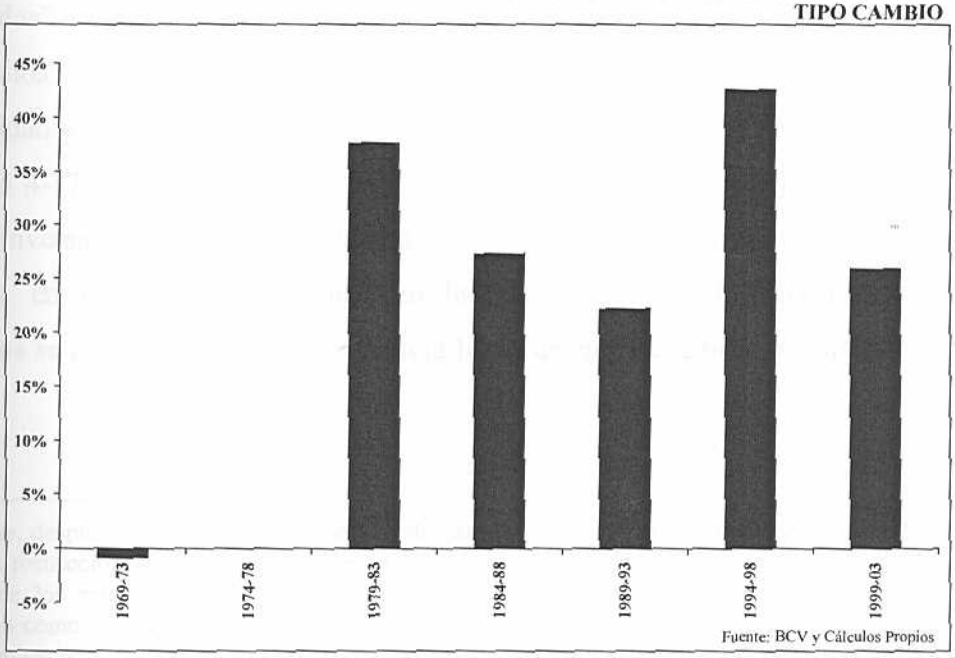
fueron fijadas por el BCV y en niveles que, con la progresiva aceleración de la inflación en los ochenta, terminan quedando en niveles reales negativos con las consecuentes distorsiones sobre el gasto doméstico y sobre la composición del portafolio financiero de los inversionistas.

Tras su desregulación en 1989 y con la excepción de 1994-95, lapso en el que se retomó el control administrativo de las mismas, el comportamiento de las tasas de interés pasa a ser una variable que se ajusta en respuesta a los niveles de liquidez existentes, la evolución de la inflación y de los movimientos de capital a corto plazo, dado el predominio de regímenes cambiarios con objetivos nominales predeterminados y la necesidad de defender su trayectoria con ajustes de las tasas.

3.3. Política Cambiaria

En correspondencia con el desempeño macroeconómico descrito, la notable estabilidad cambiaria que se mantuvo en casi la mitad del periodo considerado se pierde a partir de los ochenta, sin que haya podido recuperarse hasta la fecha, tal como se observa en el gráfico 4-15. Desde 1961, y por 21 años, el tipo de cambio se mantuvo fijo (con sólo los ajustes discretos de Bs/US$ 4,5 a 4,3 vinculados a la unificación cambiaria de 1972-73), hasta la primera crisis cambiaria de la historia económica reciente en febrero de 1983. A partir de ese momento, y salvo en los periodos en que las restricciones a los movimientos de capital han permitido sostener transitoriamente un tipo de cambio fijo (o con movimientos

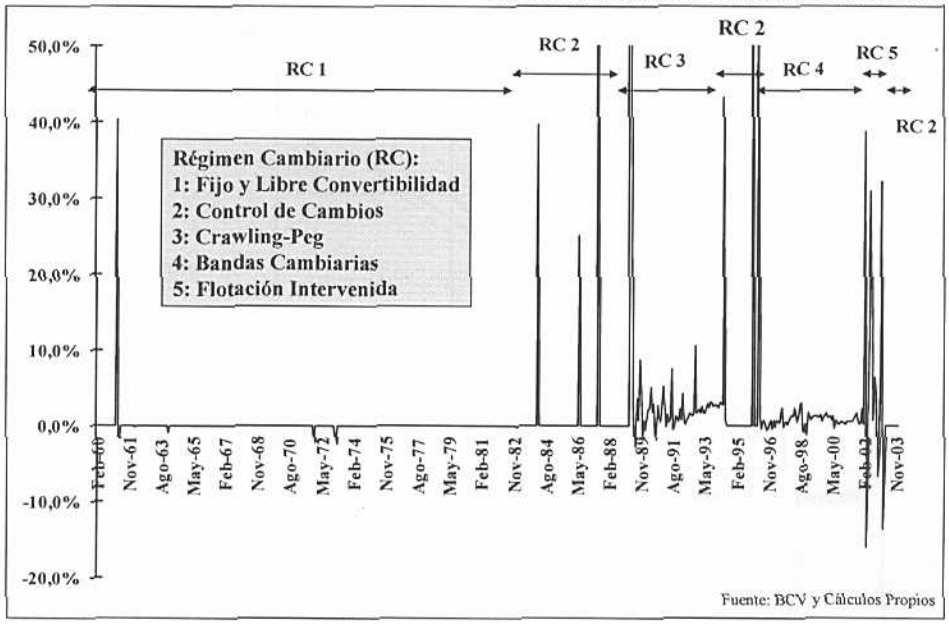
Gráfico 4-15
DEPRECIACIÓN PROMEDIO QUINQUENAL TIPO CAMBIO



Fuente: BCV y Cálculos Propios

discretos, fundamentalmente por razones fiscales); el tipo de cambio ha estado sujeto a constantes devaluaciones, tal como se sintetiza en el gráfico 4-16.

Gráfico 4-16
REGÍMENES CAMBIARIOS Y AJUSTES DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL

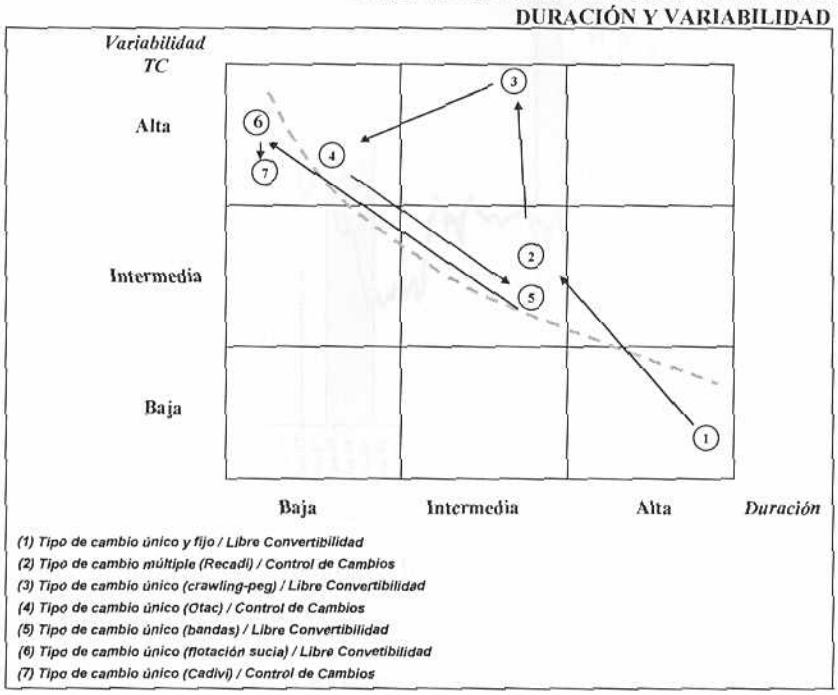


La segunda característica de la política cambiaria en este lapso es que se han experimentado con un numeroso grupo de reglas cambiarias, incluyendo tres controles cambiarios con severas restricciones a los flujos de capital, tendiendo a evolucionar desde regímenes "esquinados" inicialmente (de la variedad tipo de cambio fijo y único) hacia regímenes "intermedios" (crawling-pegs y bandas cambiarias), con resultados en términos de perecibilidad y variabilidad cambiaria cada vez menos apropiados. Esto se ve reflejado en el gráfico 4-17, en el que se muestra una evidente regularidad empírica con la intuitiva relación inversa entre una mayor tasa de devaluación y una inferior duración de la regla cambiaria en cuestión[88]. Por igual, en la información de la sucesión de regímenes cambiarios se aprecia también la tendencia hacia arreglos cambiarios más breves y con un

[88] En efecto, después del largo periodo de tipo de cambio único y fijo con libre convertibilidad (o con muy moderadas restricciones a las transacciones de capital) vigente desde inicios de los sesenta hasta 1983, la duración de los regímenes cambiarios alternativos ha tendido a disminuir y, ya sea bajo regímenes intermedios como el crawling-peg o el sistema de bandas cambiarias, ampliamente utilizados desde 1989, bajo controles de cambio o bajo el efímero e internamente inconsistente breve periodo de flotación administrada [Zambrano y Vivancos (2002)]; todos han sido muy vulnerables a los choques de distinta naturaleza que han prevalecido en el país.

peor desempeño[89] en términos de estabilidad en el tipo de cambio, posiblemente disparados por el peor desempeño económico global y la inestabilidad global de la política económica.

Gráfico 4-17
REGÍMENES CAMBIARIOS ALTERNATIVOS: DURACIÓN Y VARIABILIDAD

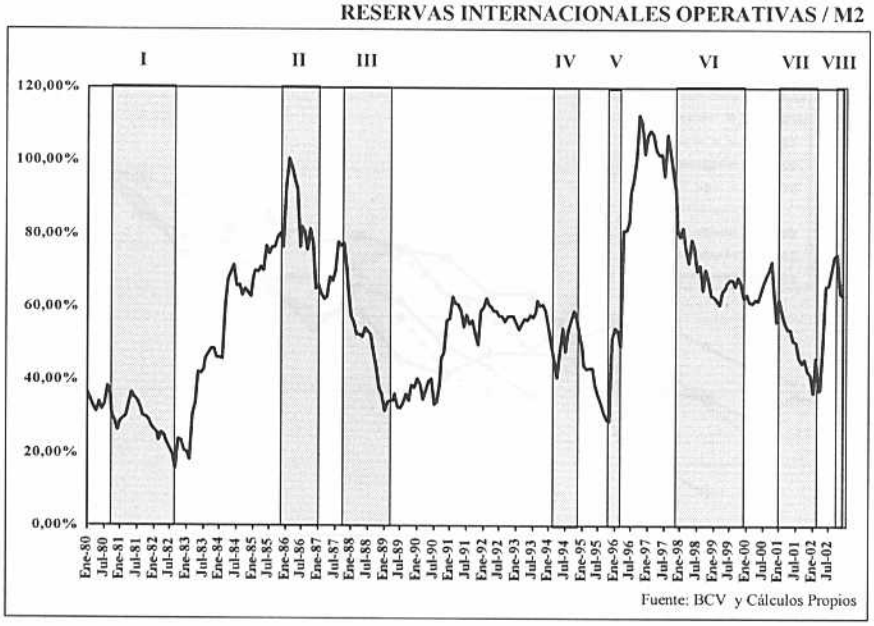


En tercer lugar, bajo cualquiera de los sistemas cambiarios ensayados (de nuevo incluyendo los periodos de restricciones a la libre convertibilidad), se han producido ataques cambiarios y macrodevaluaciones como resultado terminal de la pérdida de reservas internacionales cuando la velocidad e intensidad de dichos ataques, han hecho inevitable el abandono del compromiso cambiario adoptado. Tal como se resume en el gráfico 4-18, de hecho, en los últimos 25 años han sobrevenido ocho episodios de ataques cambiarios[90] y cinco crisis cambiarias, que han producido un notable sacrificio de producto, empleo, bienestar y equidad distributiva, y que se han constato bajo cualquiera de los arreglos cambiarios utilizados, incluyendo los ataques materializados bajo estrictos controles de cambio.

[89] La calificación de peor desempeño se evalúa en términos de los resultados inflacionarios que asociados a los ajustes cambiarios experimentados (el denominado "pass-through" desde devaluación a inflación).

[90] Aquí se define convencionalmente un ataque cambiario como un episodio de pérdida de reservas internacionales durante, al menos, tres meses sucesivos (y no necesariamente vinculado a un choque negativo en los términos de intercambio) que produce una pérdida acumulada de activos externos por sobre los 1,100 millones de dólares (dos veces la desviación típica de la serie de Reservas Internacionales). Dicho ataque deviene crisis cambiaria si el episodio culmina con un cambio en el régimen cambiario.

Gráfico 4-18
ATAQUES Y CRISIS CAMBIARIAS
RESERVAS INTERNACIONALES OPERATIVAS / M2



Por último, deben señalarse dos rasgos adicionales de estos episodios críticos. Por una parte, es preciso constatar que tanto la duración de los ataques como sus costos medidos en términos de pérdidas de activos externos varían ampliamente entre sí, en función, seguramente, del origen del evento crítico y, sobre todo, de la respuesta de política económica que recibieron esos ataques (como se puede ver en la Tabla 4-2 y en el

Tabla 4-2
ATAQUES Y CRISIS CAMBIARIAS EN VENEZUELA

	Duración (meses)	Cambio Régimen	Tipo de Régimen Vigente	Pérdida Total Reservas	Pérdida Mensual Reservas
Ia: 05-1981 / 08-1982	15 m	NO	(1)	36%	2,8%
Ib: 11-1982 /03-1983	5 m	SI	(1)	15%	0,7%
II: 02-1986 / 03-1987	14 m	NO	(2)	31%	2,6%
III: 10-1987 / 03-1989	18 m	SI	(2)	35%	2,3%
IV: 10-1993 / 06-1994	9 m	SI	(3)	30%	3,8%
V: 05-1995 / 10-1995	5 m	NO	(4)	19%	4,2%
VI: 11-1997 / 03-1999	16 m	NO	(5)	29%	2,0%
VII: 02-2001 / 03-2002	14 m	SI	(5)	44%	3,9%
VIII: 12-2002 / 01-2003	2 m	SI	(6)	12%	6,2%

Notas:

(1) Tipo de cambio único y fijo / Libre Convertibilidad
(2) Tipo de cambio múltiple (Recadi) / Control de Cambios
(3) Tipo de cambio único (crawling-peg) / Libre Convertibilidad
(4) Tipo de cambio único (Otac) / Control de Cambios
(5) Tipo de cambio único (bandas) / Libre Convertibilidad
(6) Tipo de cambio único (flotación sucia) / Libre Convetibilidad
(7) Tipo de cambio único (Cadivi) / Control de Cambios

Fuente: BCV y Cálculos Propios

Gráfico 4-19
ATAQUES Y CRISIS CAMBIARIAS

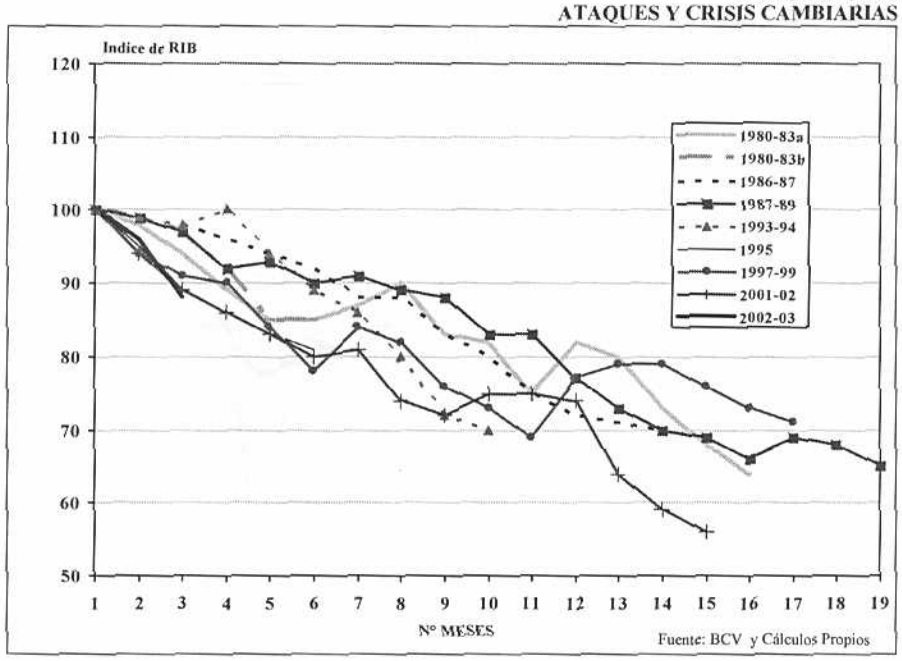
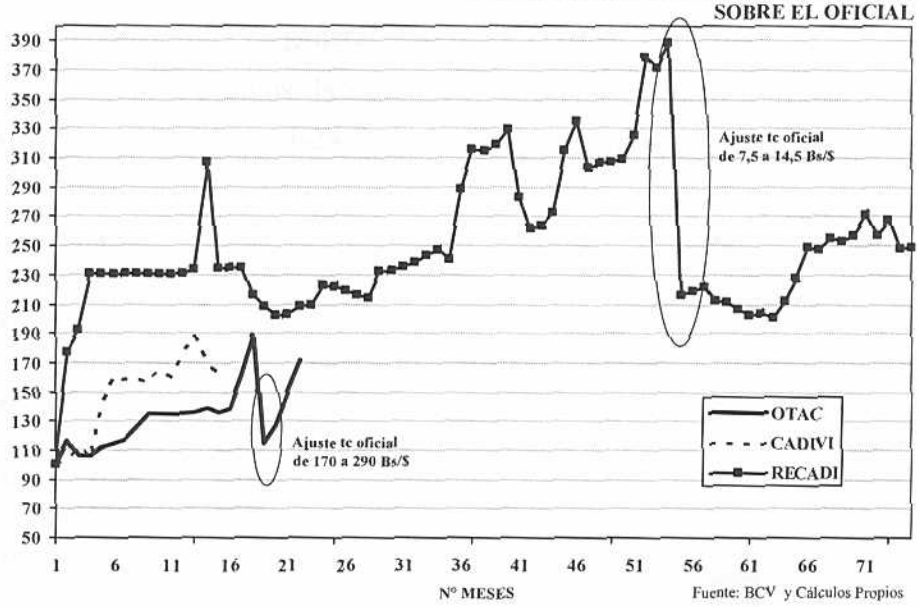


gráfico 4-19); siendo lo más prolongados y costosos los que precedieron a los controles de cambios administrados, respectivamente, bajo los regímenes de RECADI (Oficina de Régimen de Cambios Diferenciales) y OTAC (Oficina Técnica de Administración Cambiaria). Esta relación puede visualizarse en el gráfico 4-20.

Por otra parte, el diferencial que se produjo entre el tipo de cambio oficial y el tipo de cambio paralelo (sea reconocido abiertamente como ocurrió en el periodo de control cambiario comprendido entre 1983 y 1988 o primero prohibido y luego tolerado, como en los dos restantes regímenes de control) ha tendido a abrirse de forma muy rápida en los primeros meses de implantación de los controles[91] y no obstante la posterior flexibilización en el acceso a las divisas con propósitos distintos a las importaciones y/o los propios ajustes en el tipo de cambio preferencial; tienden a mantenerse altos.

[91] La velocidad con la que se ha abierto la brecha, en todos los casos, parece obedecer al hecho de que los niveles de tipo de cambio a los que se han entrado en esos periodos de control han sido inferiores a los que las expectativas del mercado parecían establecer como niveles esperados de equilibrio (entre otras razones por la propia debilidad de los gobiernos que han suspendido la libre convertibilidad) y, en segundo lugar, pero no menos relevante, al hecho de que las transacciones cambiarias oficiales fueron suspendidas explícita o implícitamente por un periodo relativamente largo, mientras se afinaban el marco legal y los procesos administrativos de autorización y entrega de divisas.

Gráfico 4-20
INDICE DE LA PRIMA DEL TIPO DE CAMBIO LIBRE O PARALELO SOBRE EL OFICIAL



Fuente: BCV y Cálculos Propios

4. El Balance Macroeconómico del Periodo

La combinación de frecuentes "sorpresas" externas, agradables y menos agradables, y de políticas públicas de baja calidad estabilizadora son, como se ha visto en este capítulo, una importante clave en la explicación de la pérdida de persistencia en el crecimiento, el ingreso real y el nivel de empleo en el caso venezolano.

Si bien nuestra economía, en razón de su perfil productivo e inserción comercial y financiera internacional, ha estado sistemáticamente expuesta a las "innovaciones" internas y externas y, consecuentemente, ha visto afectado su desempeño macroeconómico; el saldo de las dos últimas décadas, es notablemente pobre. Entre 1989 y 2003, se contabilizan:

a) una crisis financiera que, junto con la destrucción del 47% del patrimonio bancario y de 54 % de los depósitos del sistema, costó fiscalmente el equivalente a 17% puntos del PIB;

b) cinco macrodevaluaciones;

c) tres episodios inflacionarios severos, incluyendo el mayor registro histórico de aumento anual de precios (103% en 1996);

d) fuertes variaciones de la liquidez monetaria (episodios de expansión y contracción de los medios de pagos) con tasas reales de interés extremas, oscilando entre 66% puntos

por debajo y 22% por sobre la inflación doméstica, pero con una tendencia sistemática a remunerar negativamente los depósitos; y,

e) tres programas de ajuste, en general, con fuertes costos recesivos.

Como resultado de esos eventos, la economía venezolana combina, según puede verse en los gráficos 4-21, 4-22, 4-23 y 4-24, bajo crecimiento o, incluso, una fase recesiva severa

Gráfico 4-21
PIB TOTAL
VAR. %
PROMEDIO QUINQUENAL

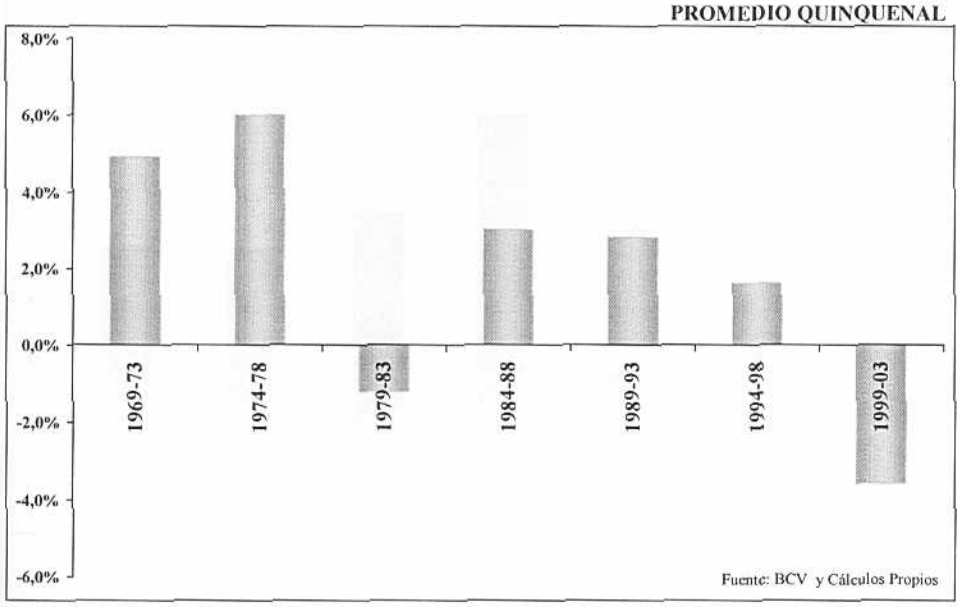
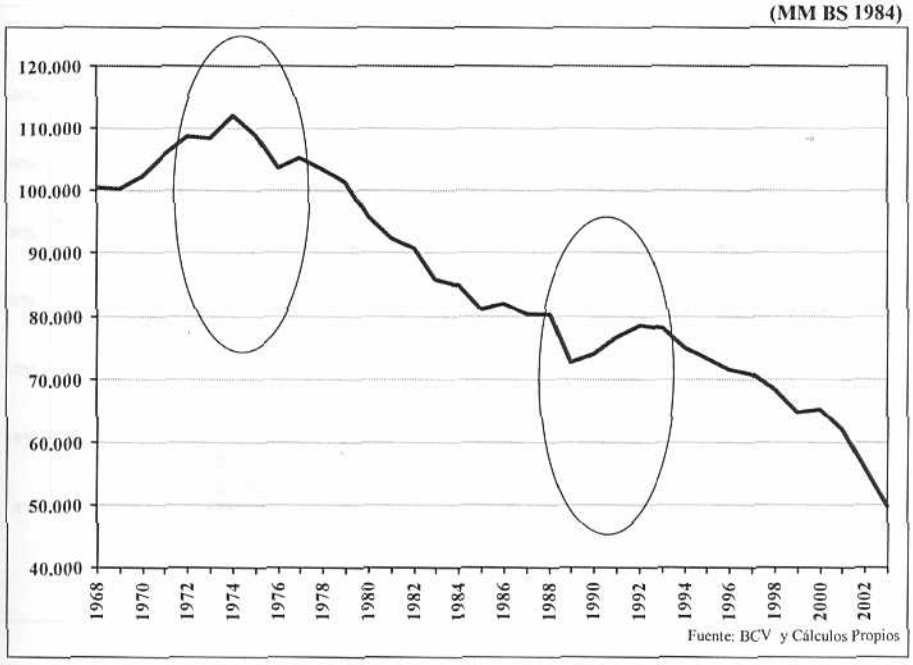


Gráfico 4-22
PIB TOTAL POR OCUPADO
(MM BS 1984)



que induce a caídas sostenidas de la productividad laboral (y del ingreso laboral consecuentemente), alto desempleo e inflaciones altas y persistentes; que dejan al venezolano promedio en 2003 con un ingreso laboral por ocupado que es inferior en un 73% al que recibía en 1978 (el año de máximo ingreso en el lapso analizado).

Gráfico 4-23
TASA DE DESEMPLEO

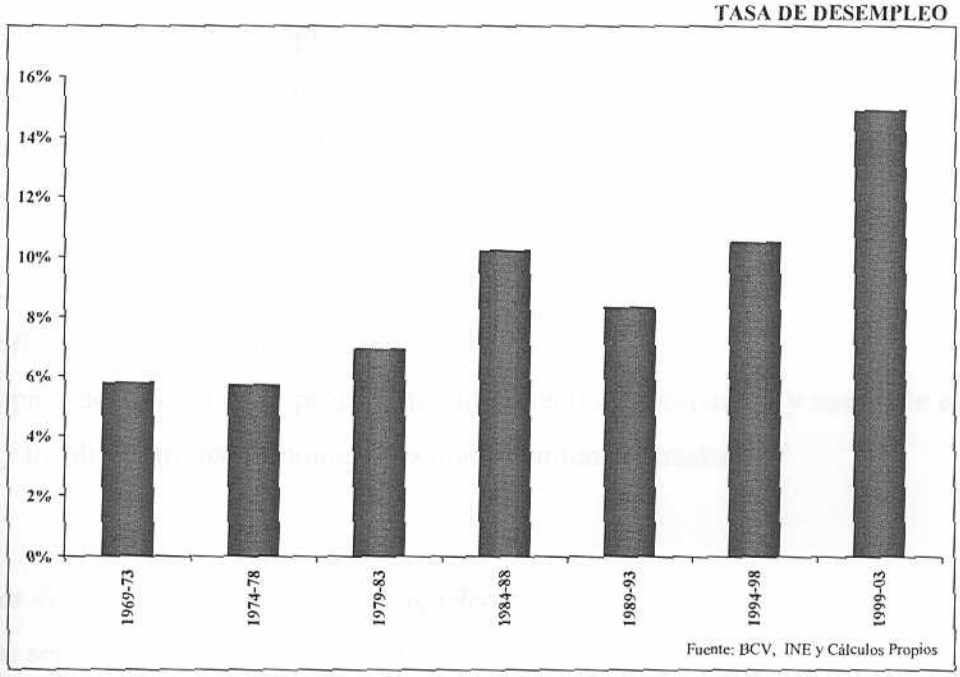
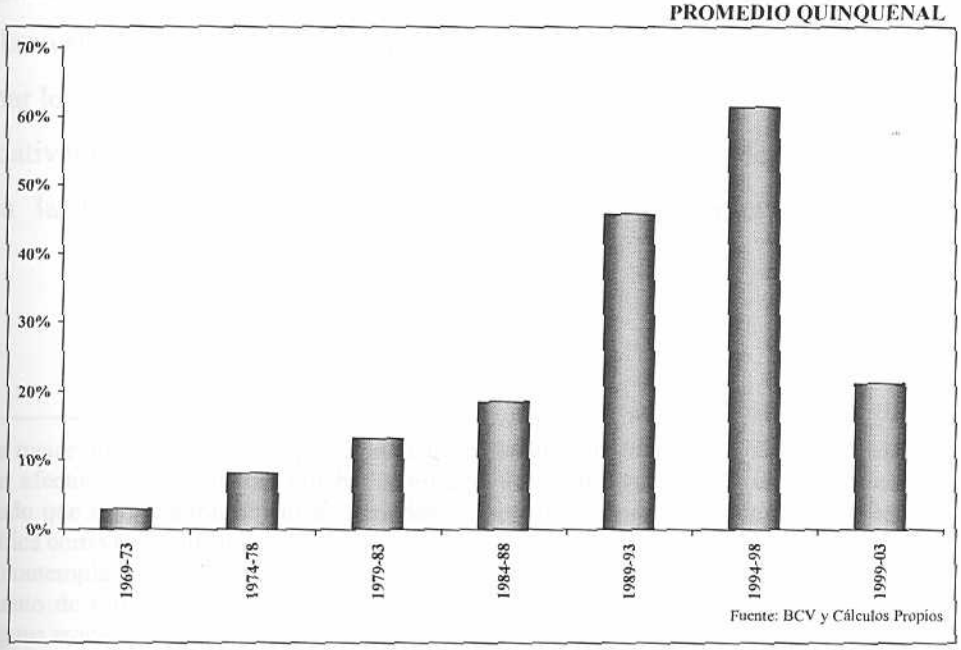


Gráfico 4-24
TASA DE INFLACIÓN PROMEDIO QUINQUENAL



CAPITULO V

DETERMINACION DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO PARA VENEZUELA: APLICACION Y RESULTADOS DEL MODELO EMPÍRICO

El propósito de este capítulo es construir una especificación empíricamente contrastable de las relaciones que median entre el tipo de cambio real y sus determinantes macroeconómicos con una aplicación del modelo al caso venezolano y obtener las potenciales desalineaciones entre el tipo de cambio real corriente y el tipo de cambio real estimado como de equilibrio a largo plazo. Para el logro de estos objetivos se sigue un enfoque uniecuacional como bien se estableció en el tercer capítulo.

1. Especificación del Modelo Empírico

En este apartado se explica el procedimiento general de estimación y contraste del tcre de acuerdo y los dispositivos econométricos que permiten contrastarlo.

1.1. Pasos del Contraste del Modelo Empírico

Los pasos seguidos en este contraste son[92]:

a) determinación de las características estadísticas de las series de tiempo que integran el modelo, en la que se destaca la identificación de su estacionariedad y del orden de integración;

b) con las variables integradas [I(0)] o [I(1)], se construyen los modelos que permiten estimar los parámetros de largo plazo siguiendo el enfoque de Engle-Granger[93];

c) alternativamente, en el esfuerzo de identificación de las relaciones de cointegración se aplica la Prueba de Johansen procediendo con la estructuración de un Vector

[92] Para una mejor ordenación en la exposición de los hallazgos empíricos no se sigue el verdadero orden en el que fueron efectuadas las distintas pruebas y estructuración de los modelos econométricos a lo largo del trabajo, dado que éstos fueron objeto de variadas re-especificaciones e iteraciones hasta resultar aceptables tanto analítica como estadísticamente.

[93] Como contempla la prueba se contrasta la presencia de estacionariedad en los residuos a través del procedimiento de estimación de la estacionariedad de los residuos (u_t). En caso de ser éstos estacionarios existirá alguna evidencia de la presencia de una relación de cointegración entre las variables regresionadas.

AutoRegresivo (VAR) irrestricto[94], que permite determinar la estructura óptima de rezagos al que se le aplica la prueba de Johansen-Juselius de cointegración[95];

d) un tercer procedimiento para establecer las relaciones de cointegración es a través de un Modelo de Corrección de Errores, que captura la relación de corto plazo (y los ajustes desde posiciones de desequilibrio hacia el equilibrio) y que permite a través del Test de Wald[96], contrastar directamente la hipótesis nula de ausencia de una relación de cointegración;

e) a las estimaciones obtenidas se les aplica la tradicional batería de pruebas para evaluar la significación individual y conjunta de los regresores, la bondad del ajuste y la posible existencia de problemas de correlación serial y heteroscedasticidad;

f) por último, con los modelos obtenidos se cuantifica el grado de desalienamiento que media entre el tipo de cambio actual y el de equilibrio, simulando distintos valores posibles (de equilibrio de largo plazo) en el comportamiento de los fundamentos.

1.2. Relaciones Fundamentales

El modelo ecuacional que aquí se propone consiste en derivar una serie de tiempo para el tcre a partir de los datos disponibles sobre el *tcr* actual (y observable) y de los macrofundamentos, tal que:

(5.1) $tcre^{E\text{-}S}_{t}=\beta' F^{E\text{-}S}_{t}$

con $F^{E\text{-}S}$ representando el vector de los valores permanentes de los fundamentos. Esto supone, en primer lugar, estimar este vector de largo plazo y, en segundo lugar, identificar valores apropiados en el periodo t para esos fundamentos "permanentes".

El cálculo de β (los parámetros o regresores de la ecuación) demanda utilizar variables observables y expresarlas en términos estocásticos de modo que:

---

[94] La no imposición de restricciones al VAR implica que todas las variables se asumen como endógenas, es decir, no se colocan condiciones ni para la estructura de los rezagos ni para la endogeneidad o exogeneidad de las variables explicativas.

[95] Con el VAR que se estructura, se aplica el test de cointegración, a través de las distintas realizaciones que admite (con o sin tendencia lineal determinística, con o sin drift en los datos dependiendo de las características previamente identificadas en las series de tiempo) y se identifica el número de vectores de cointegración existentes.

[96] La Prueba de Wald es una forma directa de probar hipótesis sobre alguno de los coeficientes de los regresores, o el conjunto de ellos, sobre restricciones que pudieran imponerse sobre dichos coeficientes.

(5.2) $\ln tcre_t = \beta' F_t + \omega_t$

con ω_t recogiendo las perturbaciones entre los valores actuales y los estimados[97].

Las ecuaciones (5.1) y (5.2) son intercambiables si $ln\ tcre^*$ y F^p se interpretan como valores originados por las expectactivas condicionales existentes sobre estas variables.

Además, dado que se postula que el estado estacionario es dinámicamente estable[98] puede capturarse el proceso de ajuste en el equilibrio ante potenciales disturbios en los fundamentos o choques aleatorios de cualquier índole. La forma standard de expresar econométricamente este supuesto es a través de un Modelo General de Corrección de Errores (MCE) que se expresa como:

(5.3) $\Delta \ln tcre_t = \alpha(\ln tcre_{t-1} - \beta' F_{t-1}) + \sum_{j=0}^{p} \mu_j \Delta \ln tcre_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \gamma' j \Delta F_{t-j} + \upsilon_t$

donde $F_t = [g_{NT}, g_T, sbc, \phi, \eta, \tau^*]'$ es el vector de fundamentos, tanto en valores contemporáneos (t) como en sus rezagos (t-1), los términos β', μ, y γ' son los regresores de las variables explicativas y υt es el término de error de la regresión, con media cero y varianza finita.

De ser todas las variables relevantes estacionarias en niveles o integradas de orden 1 [I(1)] la ecuación (5.3) implica a la ecuación (5.2) y si $\alpha < 0$ el equilibrio de largo plazo será estable.

Lo anterior constituye el núcleo del enfoque metodológico que aquí se presenta: el *tcre* es determinable econométricamente como una función no observada de los fundamentos, con el *tcr* corriente oscilando alrededor de su senda temporal. Por supuesto, esta relación de largo plazo no restringe su dinámica de corto plazo, tal y como se establece en la ecuación (5.3), al representarse $\Delta \ln tcre_t$ como una serie autoregresiva de rezagos distribuidos (ADL: Autoregresive Distributed Lag) de orden p$^{\text{-ésimo}}$:

[97] A este término de error se le solicita el cumplimiento de algunas condiciones convenientes desde el punto de vista estadístico: tener una varianza condicional finita y un valor esperado nulo en un horizonte temporal lo suficientemente distante, es decir se le exige ser una variable aleatoria estacionaria. En otros términos, se pretende probar la existencia de una o varias relaciones posibles de cointegración.

[98] Esto supone que potenciales choques que desvien el *tcr* de su valor de equilibrio a largo plazo producirán la convergencia hacia este último en ausencia de nuevos choques o en la expectativa condicional de que éstos se produzcan.

$$(5.4)\ \ln tcre_t = \sum_{j=1}^{p} \mu^*_j \ln e_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \gamma' j F_{t-j} + \upsilon_t$$

bajo la restricción que garantiza la estabilidad : $\sum j = 1, p\mu^* j < 1$ [99]y la asunción de que el *tcr* entra en la relación de largo plazo[100].

Aunque se ha experimentado con distintas especificaciones de la ecuación (5.3), su forma general admite la inclusión de variables que, sin entrar directamente en el vector de fundamentos, permiten describir con mayor propiedad la dinámica de corto plazo del tipo de cambio (por ejemplo, simulando cambios en el propio *tcn*), o variables dicotómicas para representar choques aleatorios (políticos, naturales o de otro tipo) o cambios en el régimen de política económica.

2. El Modelo Uniecuacional y el Supuesto de Exogeneidad Débil

Existen varias estrategias alternativas para abordar la estimación del tipo de cambio real de equilibrio. La adoptada en este documento, el modelo uniecuacional de forma reducida en el que se integran las variables representativas de los equilibrios interno, externo y del régimen de política económica; obedece al esfuerzo de evitar los señalados problemas de dimensionalidad que enfrentan las muestras con un número reducido de observaciones, aunque se está consciente de la superior consistencia analítica que podría derivar un modelo de equilibrio general. Sin embargo, con las restricciones de información existentes no parece viable aplicar ese enfoque metodológico. La especificación uniecuacional, aplicada en este trabajo, además, puede arrojar estimaciones eficientes e información valiosa sobre las relaciones de equilibrio de largo plazo si se cumple, entre otras, con las condiciones de exogeneidad débil en los fundamentos o, en caso de incumplimiento, corregir las estimaciones a través de variables instrumentales [Engle, Hendry y Richard (1983)].

[99] En efecto, el signo de los coeficientes pueden ser interpretados como la dirección del desequilibrio (si es positivo o negativo el valor corriente se encontrará por encima o por debajo, respectivamente, del valor de equilibrio). Por igual, su valor absoluto indicará la magnitud del ajuste requerido para reestablecer el equilibrio.

[100] Nótese que no se impone ninguna restricción particular sobre la naturaleza de las rigideces nominales o reales ni sobre los mecanismos de optimización de los agentes de manera que el verdadero patrón o dinámica de corto plazo pueda ser revelada a partir de las propiedades observadas en el set de datos utilizado.

2.1 Tipos de Exogeneidad

Generalmente se distinguen tres tipos de exogeneidad: débil, fuerte y superexogeneidad. Para un caso simple (se regresiona Y_t sobre X_t), se dice que X_t es una variable débilmente exógena si Y_t no explica la existencia de X_t (las variables explicativas no están correlacionadas con el término de error). Se dice que es fuertemente exógena en el caso de que ni los valores corrientes ni rezagados de Y_t expliquen a X_t (no existen efectos de retroalimentación). En el caso de la superexogeneidad si los parámetros en la regresión de Y y X no cambian a pesar de que los valores de X sí lo hagan. Cuando el propósito del análisis es la explicación y no la predicción, bastará que se cumpla la exogeneidad débil. Para pronósticos se precisará la exogeneidad fuerte[101] y la superexogeneidad en el caso de que se evalúen políticas económicas alternativas [Gujarati (2003)].

2.2. Pruebas de Exogeneidad

En un sentido amplio, las regresiones uniecuacionales exigen un análisis de precedencia estadística, propiedad que no necesariamente implica causalidad en el sentido económico de este término. Si, por ejemplo, se consideran dos variables como el $litcr_t$ y ga_t. ¿Es la primera variable un determinante estadísticamente relevante de la segunda o a la inversa? Puesto en los términos del modelo teórico que aquí se contrasta, la dirección de la causalidad queda establecida desde los fundamentos (uno de los cuales, a priori es ga_t) hacia $litcr_t$, por lo que debería preservarse la condición de que el grado de apertura explica estadísticamente, en parte, al tipo de cambio real y no al revés. En forma intuitiva ello indicaría que la variable $litcr_t$ es endógena y ga_t es exógena.

[101] En el caso de cumplirse esta condición, se debilitaría notablemente la famosa "Crítica de Lucas" [Lucas (1976)], según la cual, la validez de los parámetros estimados dependen del régimen de política económica vigente en el periodo de estimación de modo que al modificarse éste, dejan de representar apropiadamente la relación causal entre las variables.

Una de las pruebas más utilizadas para captar los problemas de endogeneidad es la Prueba de Granger. Dicha prueba intenta aportar información sobre el tipo de vinculación que existe entre ambas variables[102] y propone una estimación de las siguientes dos regresiones:

$$(5.5)\ litcr_1 = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i ga_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \beta_j litcr_{t-j} + u_{1t}$$

$$(5.6)\ ga_1 = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i ga_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \delta_j litcr_{t-j} + u_{2t}$$

asumiendo que u_{1t} y u_{2t} no están correlacionadas.

Estas regresiones pueden producir cuatro casos alternativos:

a) causalidad unidireccional (*ga* Granger-causa a *lictr* y *lictr* no Granger-causa a *ga*)[103];
b) causalidad unidireccional inversa (*lictr* Granger-causa a *ga* y *ga* no Granger-causa a *lictr*);
c) causalidad bilateral o retroalimentación (ambas variables son Granger-causadas por las otras); y,
d) independencia (ninguna variable es Granger-causada por las otras).

La prueba de Granger se aplica estimando por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) la regresión entre el *litcr*, sus valores rezagados[104], y la *ga* contemporánea. Con esta regresión se obtiene la Suma de los Residuos Restringidos al cuadrado (*SRCR*). A continuación se

[102] Otra prueba que puede ser aplicada para identificar la exogeneidad es la Prueba de Hausman. Sea, por ejemplo, un modelo de tres ecuaciones con tres variables endógenas (Y_1, Y_2 y Y_3), y tres variables, presumiblemente, exógenas (X_1, X_2 y X_3). La primera ecuación del modelo es: $Y_{1i} = \beta_0 + \beta_2 Y_{2i} + \beta_3 Y_{3i} + \alpha_1 X_{1i} + u_{1i}$. Si las variables Y_2 y Y_3 son realmente endógenas, el modelo no podría estimarse por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Para resolver esta dificultad, primero se calculan la ecuaciones de forma reducida para Y_2 y Y_3 (en estas ecuaciones la variables explicativas están formadas sólo por variables predeterminadas) obteniéndose $\hat{Y}_{2i}$ y $\hat{Y}_{3i}$. La Prueba de Hausman propone estimar por MCO por medio de: $Y_{1i} = \beta_0 + \beta_2 Y_{2i} + \beta_3 Y_{3i} + \alpha_1 X_{1i} + \lambda_2 \hat{Y}_{2i} + \lambda_3 \hat{Y}_{3i} + u_{1i}$. Con la prueba F se contrasta la hipótesis de que $\lambda_2 = \lambda_3 = 0$. Si la hipótesis nula es rechazada, Y_2 y Y_3 pueden considerarse variables endógenas y si se acepta H_0 como exógenas.

[103] Este es el caso en que la causalidad (a la Granger) entre *ga* y *litcr* es la presumible (por razones del modelo teórico o por información previa disponible): los valores rezagados de *ga* considerados en grupo son estadísticamente significativos ($\sum \alpha_i \neq 0$) y el conjunto de coeficientes estimados sobre el *litcr* rezagado no es estadísticamente diferente de cero ($\sum \delta_j = 0$).

[104] Los actuales paquetes econométricos admiten pruebas con un número variable de rezagos en las variables regresionadas. Por tratarse de datos anuales se asumió que dos rezagos es un número razonable y permite aplicar una prueba no sólo de exogeneidad débil, sino también de exogeneidad fuertes, como se deriva de la clasificación establecida más arriba.

efectúa la regresión incluyendo los rezagos de *ga* y se calcula la Suma de los Residuos No Restringidos al cuadrado (*SRCNR*). Siendo la hipótesis nula $H_0 : \sum \alpha_i = 0$ (los rezagos de *ga* no pertenecen a la regresión), se aplica una prueba que utiliza la distribución del estadístico-*F* de modo que:

$$F = \frac{(SRC_R - SRC_{NR}) / m}{SRC_{NR} / (n-k)}$$

con *m*, el número de rezagos de *ga*, y (*n-k*) el número de parámetros estimados, que determina los grados de libertad del modelo. Si el *F* estimado supera el valor crítico de *F* (al nivel de significación escogido) se rechaza la hipótesis nula (H_0), lo que indica que los valores rezagados o precedentes de *ga* pertenecen a la regresión. Es decir, que *ga* Granger-causa a *lictr*.

Para las distintas estimaciones del tipo de cambio real, intuitivamente no es difícil aceptar la exogeneidad de variables tipo "términos de intercambio" o precios externos, dada la naturaleza de economía precio-aceptante del país[105].

Sin embargo, otras variables como el gasto público en bienes no transables o la tasa de inflación, deben ser determinadas conjuntamente con el tipo de cambio real, al depender dichas variables del "estado de naturaleza" doméstico y, por consecuencia, seguramente de los valores contemporáneos y rezagados de otras variables, incluso de aquellas que no están incorporadas al modelo.

En todos los casos, es recomendable, y así se ha hecho en este trabajo, la aplicación de las pruebas de exogeneidad a todas las variables utilizadas en las distintas especificaciones de los modelos propuestos para la explicación del tipo de cambio real.

3. Características de la Base de Datos

Es tradicional la escasez de series estadísticas lo suficientemente largas, homogéneas y de suficiente calidad metodológica, especialmente, en las economías emergentes. Las observaciones suelen estar disponibles sólo de forma anual (o a lo sumo trimestral) y para periodos relativamente cortos. Estas restricciones pueden imponer una baja confianza en la

[105] Sin embargo, lo anterior no significa que dichas variables no estén afectadas por las expectativas condicionales acerca de su estado futuro y, por consecuencia, podrían violar la condición de exogeneidad débil.

robustez de los parámetros estimados y un bajo poder conclusivo en las pruebas y tests estadísticos para evaluar la calidad de la especificación[106].

3.1. Problemas Generales de la Base de Datos

La construcción de la Base de Datos para el caso venezolano enfrenta los típicos obstáculos de información limitada y algunos obstáculos adicionales e idiosincráticos por la debilidad estadística peculiar que aqueja a las estadísticas venezolanas.

Como era previsible, se constataron problemas por la insuficiente disponibilidad de series largas que podían haber reducido los problemas de "dimensionalidad", en especial para cierto tipo de macrovariables cuya frecuencia es, a lo sumo, anual. Es conocido que en muestras pequeñas, además de los problemas de robustez, se dificulta también (o imposibilita en determinadas circunstancias) la incorporación de cambios estructurales que pudieran estar presentes en el periodo considerado al no disponerse de suficientes grados de libertad para pasar las correspondientes pruebas. De manera que presumir, como es obligante en estos casos, la constancia de los parámetros estimados pudiera ser una asunción extremadamente exigente[107].

Además, este tipo de muestras limitadas restringe la riqueza y la variedad de variables a ser incluidas en el vector de fundamentales y en las propias relaciones causales que podían simularse. Por otro lado, el número de parámetros desconocidos crece geométricamente con la inclusión de un mayor número de rezagos y/o de variables explicativas generando el ya citado problema de la "dimensionalidad".

También se debe destacar que la ausencia de información sobre determinadas variables, especialmente en el área real[108], o las discontinuidades que pueden presentar a lo largo del periodo muestral (como ocurre con las variables que componen las diversas formas en que pueden expresarse los términos de intercambio o el propio tipo de cambio real); limitó la riqueza analítica del modelo a ser estimado.

---

[106] Es de notar que economías con baja persistencia en sus fundamentos, o en la combinación de política económica, sufrirán "quiebres" estructurales con cierta frecuencia. Esto podría afectar la eficiencia de los estimadores, especialmente en muestras de mucha longitud temporal.

[107] Se da por descontado que esta es una dificultad menor en el caso de que los choques sean transitorios. Por lo demás, puesto que el enfoque de cointegración pretende capturar las relaciones de largo plazo entre las variables de interés que son de carácter no estacionario, se permite reducir el riesgo de mala especificación que la reducida magnitud de las observaciones supone.

[108] Por ejemplo, no está disponible la composición de varios de los agregados macroeconómicos de gasto de inversión y consumo (públicos y privados) entre bienes transables y no transables por lo cual deben asumirse hipótesis más o menos plausibles a través del uso de otras especificaciones estadísticas para contrarrestar esta limitación.

Otro problema enfrentado es el de la homogeneidad de las series. Puesto que el periodo seleccionado es cronológicamente muy amplio, éste incorpora inevitablemente varios cambios de año base. Esto implica numerosas modificaciones metodológicas en la recolección, definición, tratamiento muestral y construcción de las cuentas nacionales; frente a las cuales, lamentablemente, poco pueden hacer los analistas.

En todo caso, se ha considerado que incluso las muestras relativamente pequeñas contienen información valiosa que puede explotarse siempre que las conclusiones analíticas a derivar sean cautelosas.

3.2. Datos

En este trabajo se ha hecho el máximo esfuerzo por construir las series estadísticas lo más extensas y homogéneas posibles a fin de reducir los riesgos asociados a los problemas de dimensionalidad y, en consecuencia, mejorar la confianza en la robustez de los parámetros estimados y el poder conclusivo en las pruebas y tests estadísticos para evaluar la calidad de la especificación .

3.2.a. Frecuencia de los Datos

Las series utilizadas en este trabajo abarcan el periodo 1960-2003. La considerable amplitud del periodo eleva la probabilidad (casi la certeza) de que en dicho lapso se hayan producido cambios estructurales (y de regímenes de política económica), econométricamente relevantes, que afecten la relación de largo plazo entre la variable explicada y sus determinantes.

Esta decisión, en primer lugar, se tomó para atenuar los problemas de robustez en la estimación de los parámetros. El uso de datos anuales, en lugar de frecuencias superiores, pretende evitar, por otra parte, que las estimaciones empíricas se basen en series

estadísticas, en gran proporción, "construidas"[109] y, por tanto, tratar de preservar la mayor calidad y consistencia posibles en las series de tiempo.

3.2.b. Fuentes Estadísticas

Las series utilizadas en la estimación del modelo tienen como fuentes estadísticas: el Banco Central de Venezuela (Anuario de Cuentas Nacionales e Informe Económico Anual), el Instituto Nacional de Estadísticas (diversas publicaciones), el Fondo Monetario Internacional (Estadísticas Financieras Internacionales), la Comisión Económica para América Latina (CEPAL) (Balance Preliminar y Anuario Estadístico) y el United Nations Conference on Trade And Development (UNCTAD), (Base de Datos de Comercio Exterior). En la medida de lo posible, se ha evitado efectuar estimaciones propias más allá de las que inevitablemente había que producir (por ejemplo, la estimación del Efecto Harrod-Balassa-Samuelson) o manipulaciones de las series estadísticas[110].

3.3. Comportamiento de las Series de Tiempo Utilizadas

A continuación se explican las variables utilizadas en el trabajo y el comportamiento que han seguido en el periodo muestral. En la Tabla 5-1 se resumen las principales características estadísticas de dichas series de tiempo.

---

[109] Una gruesa porción de las variables identificadas en el modelo teórico como de conveniente inclusión, en especial las derivadas de las cuentas nacionales, no están disponibles en frecuencias que no sean anuales. Para salvar esta limitación podían generarse matemáticamente (con el paquete econométrico "RATS-CATS" o similares), a través de dos procedimientos: distribución e interpolación según se trate de variables flujo o variables stock. En ese sentido, dichas variables son calculadas o construidas matemáticamente, en lugar ser "observadas" o provistas directamente por la institución que genera los datos primarios. Este tipo de procedimiento introduce "regularidades" o realizaciones estadísticas que no necesariamente se corresponden con el verdadero comportamiento empírico de la variable, eventualmente, sesgando la muestra y reduciendo la confiabilidad de las estimaciones. Aunque se está consciente que la disponibilidad de un mayor número de observaciones genera un alto retorno en la potencia de las pruebas cuando se puede extender el periodo muestral y que también ésta se eleva cuando dentro del mismo periodo de prueba se logra disponer de datos de mayor frecuencia [Maddala y Kim (2001)]; se decidió mantener la frecuencia anual para evitar los problemas asociados a la producción "artificial" de las series de tiempo.

[110] Las únicas modificaciones que se han realizado en las series son transformaciones de las variables para ser expresadas, donde ha sido posible, en logaritmos y/o en índices que permiten interpretar como elasticidades o semi-elasticidades la relación entre la variable explicada y las variables explicativas, con las consecuentes ganancias en el análisis de los coeficientes de regresión estimados.

TABLA 5-1: CARACTERISTICAS ESTADISTICAS DE LAS SERIES					
Variable	Media	Mediana	Valor Máximo	Valor Mínimo	Desv. Standard
LITCR1	4,14	4,07	4,73	3,76	0,27
LITCR2	4,54	4,55	4,81	4,21	0,13
LITCR4a	4,51	4,49	5,33	4,03	0,25
LITCR4b	4,16	4,15	5,22	3,40	0,39
LTDI1	1,75	1,89	2,14	1,38	0,28
LTDI2	1,98	1,98	2,34	1,68	0,17
LTDI3	1,72	1,92	2,30	0,97	0,49
SBC	0,09	0,10	0,23	-0,04	0,06
LCPUB1	-2,39	-2,37	-2,06	-2,68	0,17
LCPUB2	1,05	1,07	1,11	9,40	0,53
LCPUB3	-1,89	-1,90	-1,66	-1,99	0,06
LIBRUTA1	-1,48	-1,47	-1,01	-2,11	0,25
LIBRUTA3	-1,48	-1,47	-1,01	-2,11	0,25
LIBRUTA4	-3,13	-2,92	-2,15	-4,45	0,68
I1	9,46	2,94	4,86	-0,81	1,24
I2	2,38	1,18	1,49	1,02	3,06
I3	5,98	5,39	1,27	-0,01	2,83
I4	0,02	0,02	0,08	-0,05	0,02
I5	-0,03	0,00	0,13	-0,40	0,11
TASAINFLA	0,19	0,11	1,00	-0,08	0,23
LGA1	-1,92	-1,95	-1,31	-2,49	0,25
LGA2	-0,93	-0,93	-0,65	-1,22	0,15
LPFT1F	4,75	4,73	4,91	4,59	0,09
LPFT3F	4,64	4,62	4,83	4,45	0,10
LDIFPFT1	4,72	4,73	4,86	4,51	0,09
LDIFPFT2	4,49	4,48	4,70	4,35	0,09

Fuente: BCV y Cálculos Propios

3.3.a Medidas de Tipo de Cambio Real

Para la variable explicativa, el tipo de cambio real, se han utilizado distintas especificaciones estadísticas. Aunque ex ante se privilegiase la definición de tipo de cambio real interno o tcr_2 (relación de precios entre los bienes transables y los no transablles), también se experimentó con medidas alternativas como: el tipo de cambio real externo o, aproximadamente, el de Paridad del Poder de Compra (tcr_1) y tres definiciones más de este precio básico: tcr_3 (Indice Precio Petróleo / IPC general), tcr_{4a} (IPM productos Importados / IPC general); y, tcr_{4b} (IPM productos Importados / IPC sólo servicios –excluyendo de la cesta, los bienes-).

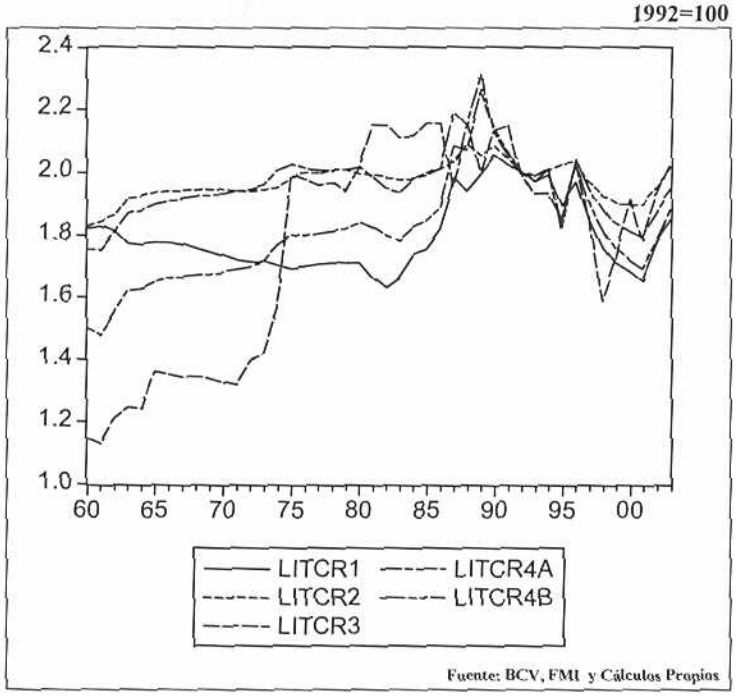
El comportamiento de estas series[111], salvo en el caso del tcr_3[112], mantienen un alto grado de correlación, al menos desde el punto de vista estadístico. Esto se debe a la utilización de índices de precios similares o que han trazado una trayectoria similar en el periodo

TABLA 5-2: MATRIZ DE CORRELACIONES

	TCR1	TCR2	TCR4A	TCR4B
TCR1	1.000.000	0.899220	0.945688	0.948348
TCR2	0.899220	1.000.000	0.974772	0.958652
TCR3	0.667694	0.621515	0.629437	0.623881
TCR4A	0.945688	0.974772	1.000.000	0.994326
TCR4B	0.948348	0.958652	0.994326	1.000.000

Fuente: BCV y Cálculos Propios

Gráfico 5-1
MEDIDAS DE INDICE DE TIPO DE CAMBIO REAL
1992=100



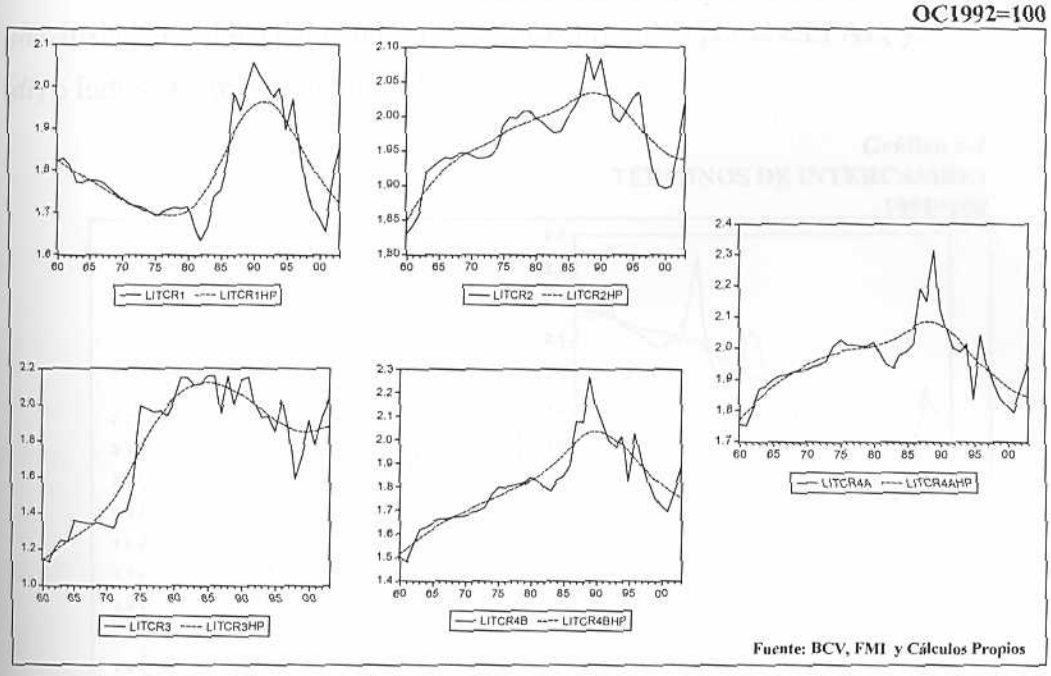
[111] Convencionalmente se utiliza como año base (con un valor del indice igual a 100) el año 1992. Si bien se reconoce que la selección del año base (que a priori debería cumplir algunas propiedades convenientes en términos de "normalidad" y "equilibrio" en los valores correspondientes a ese año) es relevante para la estimación del margen de desalineamiento del tipo de cambio nominal; no existe consenso acerca de cuál debería ser ese periodo. Aquí se adoptó la decisión de fijar el nivel observado en octubre de 1992 como periodo base en atención al ajuste provocado por el Banco Central de Venezuela durante esa fase a fin de corregir la manifiesta brecha cambiaria (sobrevaluación) que venía acumulando el precio de la divisa y que, de acuerdo al propio ente emisor, fue corregida en ese lapso. Por supuesto esta decisión puede ser objeto de un amplio debate.

[112] En general, los esfuerzos de estimación del tcr_3 no dieron resultados econométricamente satisfactorios y, por consecuencia, debieron ser desechados.

analizado, como se muestra en la Tabla 5-2[113] y en los gráficos 5-1 y 5-2[114].

En todos los casos (con la excepción de tcr_1), estas variables[115] tendieron a elevarse en el periodo 1960-88 (depreciación cambiaria). Desde 1995 y hasta al menos 2002, el tipo de cambio real tiende a disminuir (apreciación cambiaria) para repuntar en el último año considerado en este análisis.

Gráfico 5-2
MEDIDAS DE INDICE DE TIPO DE CAMBIO REAL
OC1992=100



Fuente: BCV, FMI y Cálculos Propios

3.3.b. Medidas de las Variables Explicativas

Desde el lado de los fundamentos, se consideraron varias definiciones de las variables que pretenden recoger los determinantes de los equilibrios interno y externo así como de las variables de política económica.

[113] La Matriz de Correlación muestra el grado de correlación tanto de una variable consigo mismo y como de cada una de ellas con otra variable tomadas par a par.

[114] En estos gráficos así como en todos los restantes de esta sección, se incluye junto con la variable observada la estimación de la tendencia de dicha serie a través de la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott, cuyo cálculo se explica en el próximo apartado.

[115] Todas las medidas de tipo de cambio real están expresadas en el logaritmo de los índices.

- Equilibrios Externos

El sector externo fue examinado a través de dos tipos de variables: los términos de intercambio y el saldo de la balanza comercial.

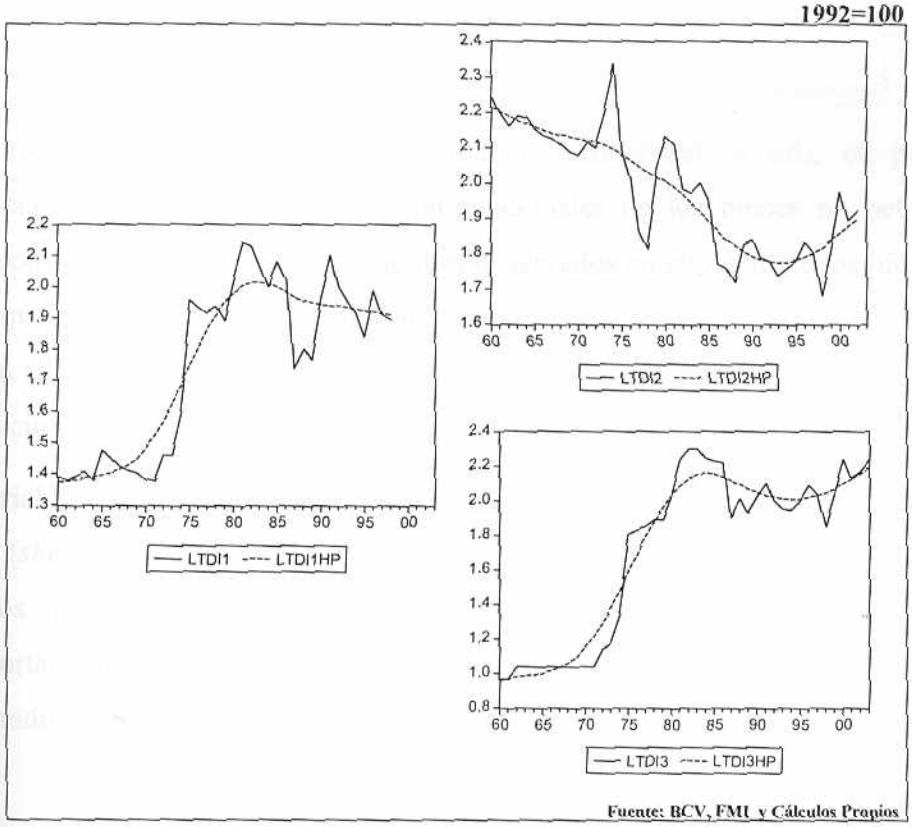
Los Términos de Intercambio (*tdi*), expresados como el cociente entre el Indice de Valor de las Exportaciones (IVE) y el Indice de Valor de las Importaciones (IVM), se especificaron bajo tres modalidades:

a) tdi_1: ipx/ipm con los índices reportados por el BCV;

b) tdi_2: ipxcepal / ipmcepal con las estadísticas provistas por la CEPAL; y,

c) tdi_3 o índice del precio petrolero[116].

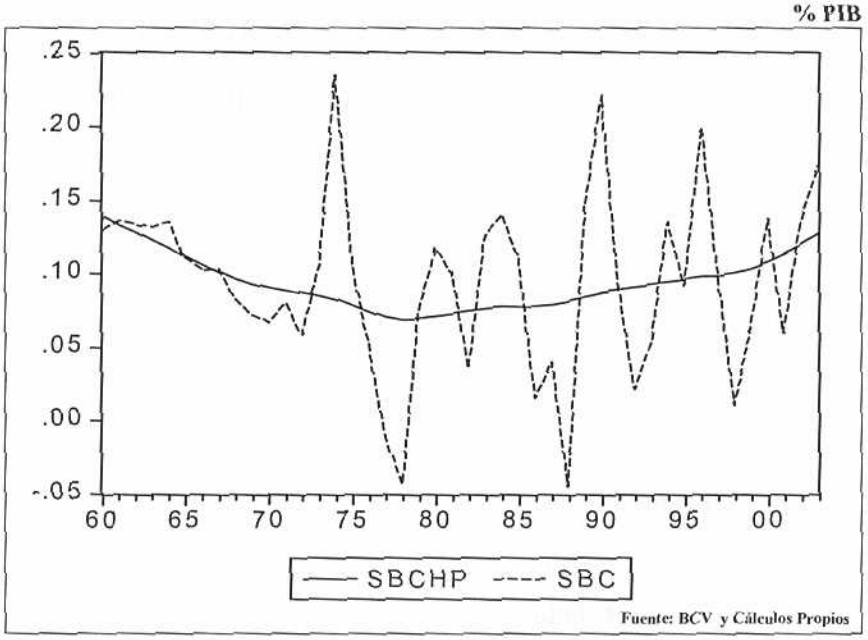
Gráfico 5-3
TÉRMINOS DE INTERCAMBIO
1992=100



Fuente: BCV, FMI y Cálculos Propios

[116] Con relación a esta última medida, es de advertirse que expresa de modo muy comprimido y posiblemente incompleto los términos de intercambio, al no incorporar el precio de otras exportaciones ni la inflación internacional en la canasta representativa de las importaciones. Sin embargo, dicha medida puede ser lo suficientemente representativa del comportamiento de nuestro sector externo por la ampliamente reconocida concentración de los flujos de comercio en la cesta petrolera.

Gráfico 5-4
SALDO BALANZA COMERCIAL
% PIB



Fuente: BCV y Cálculos Propios

De estas tres medidas, la que presenta mayor variabilidad es tdi_3, en parte, como consecuencia de los ajustes de precios internacionales de los bienes no petroleros que siguieron como respuesta a los varios choques observados en el precio de los hidrocarburos. Debido a que las series $tdi_{1,2}$ presentaron signos y variaciones difícilmente justificables a partir de la evidencia empírica y estar sólo disponibles hasta 1998; se decidió descartarlas en la operacionalización de los modelos.

La otra variable vinculada al estado del sector externo venezolano es el saldo de la balanza comercial (sbc)[117]. Esta variable, con las únicas excepciones de 1977-78 y 1988, exhibe sistemáticos superávits si bien hasta inicios de los noventa, el exceso de exportaciones sobre importaciones tendió a reducirse sistemáticamente y, en las dos últimas décadas, se ha recuperado notoriamente hasta generar exportaciones netas cercanas a 11 puntos del PIB.

- Equilibrios Internos

Para recoger el estado de los equilibrios internos se incluyeron, en primer lugar, un bloque de variables con distintas versiones estadísticas de los gastos de inversión:

[117] Esta variable es el resultado de la cuenta neta de la Balanza Comercial, es decir, Exportaciones en dólares constantes (x) menos Importaciones en dólares constantes (m) (incluye bienes y servicios) expresado como porcentaje del PIB Total en dólares corrientes (PIB Total en $).

a) *ibruta*$_1$ [inversión bruta /(ibt+cpriv+cpub)][118],

b) *ibruta*$_2$ (Formación Bruta de Capital Fijo total / PIB),

c) *ibruta*$_3$ (FBCF privada / PIB); y,

d) *ibruta*$_4$ (FBCF pública / PIB).

Estas medidas pretenden recoger la composición de la demanda interna entre bienes transables y no transables. En la mayor parte de las aplicaciones de modelos uniecuacionales se presume que en la inversión bruta global (en particular la privada) predominan las importaciones, lo que presiona sobre la balanza comercial y obliga a depreciar el tipo de cambio real.

En otras ocasiones también se interpreta como una proxy para el efecto Harrod-Balassa-Samuelson (H-B-S). Si la mayor inversión (en especial pública) eleva la productividad el sector transable doméstico y viene, en adición, incorporada en las tecnologías de equipos y maquinarias importadas[119], las mejoras de productividad del sector transable reducirán los costos y los precios relativos de los productos de dicho sector. Por tanto, el tipo de cambio real, en especial el "interno", se apreciará.

Por supuesto, no todo gasto de inversión es, por necesidad, de origen importado. En el caso venezolano, y hasta donde existe información desagregada (1968-98), se constata que en lo fundamental la Formación Bruta de Capital Fijo (FBKF) se ha dirigido a demandar bienes y servicios predominantemente de origen doméstico[120]. Las proporciones relevantes, de acuerdo a la Serie de Cuentas Nacionales 1950-1998 del BCV, se muestran en la Tabla 5-3.

TABLA 5-3: INVERSION BRUTA

	Promedio 68-98
Participación Importaciones / FBKF Total	30%
Participación Produc. Nacional / FBKF Total	70%
Participación Construc. / FBKF Total	55%

Fuente: BCV y Cálculos Propios

[118] Como era de esperarse por las definiciones con un fuerte acento contable de esta variable, la correlación entre las distintas medidas es alta (entre 0.89 y 0.94).

[119] Este 2° elemento del argumento es más dudoso. Mayores importaciones de capital no necesariamente fluyen hacia el sector transable (o predominantemente hacia él), derramando las externalidades tecnológicas sobre ambos sectores.

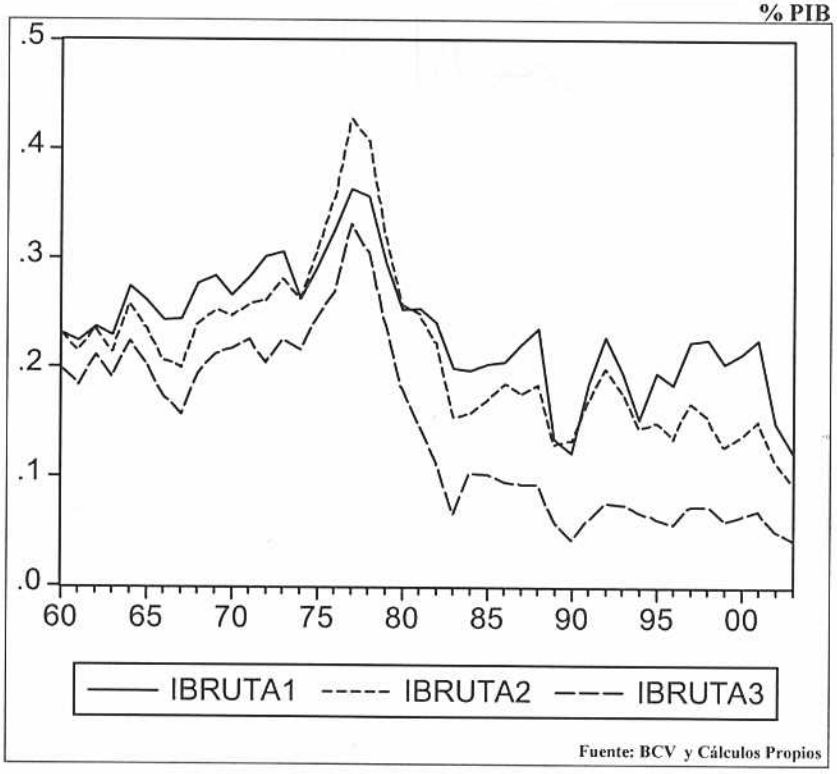
[120] Si para la totalidad de la FBKF esa es la composición típica de ese componente del gasto interno, seguramente con mayor razón, el gasto público en inversión tenderá a registrar un similar, o incluso superior, contenido local.

Incluso algunas de las variables operativas de ese gasto (*ibruta*$_1$ e *ibruta*$_4$), que reflejan la inversión del sector público total (gobierno general y empresas públicas) deberían implicar una demanda superior de no transables, dado que la composición interna/externa de ese tipo de gasto de las Empresas Públicas[121] sería razonable esperar que reprodujera la del sector privado y la del Gobierno General superior al promedio de la economía por su alta concentración en los rubros de Construcción y Mejoras (básicamente, materiales de construcción de abastecimiento local y servicios).

Así, la relación que se esperaría mediara entre inversión y tipo de cambio real sería negativa en lugar de positiva, como se señalan en otros trabajos [Abdel-Motaal (1998); Baffes, Elbadawi, y O´Connell (1999); Blyde (1999)].

Como sea quiera que se exprese esta variable, según se aprecia en el gráfico 5-5, este componente de la demanda interna crece sostenidamente desde 1960 hasta fines de los setenta. A partir de los ochenta, retrocede continuamente hasta llegar incluso a valores, en

Gráfico 5-5
INVERSIÓN BRUTA FIJA
% PIB



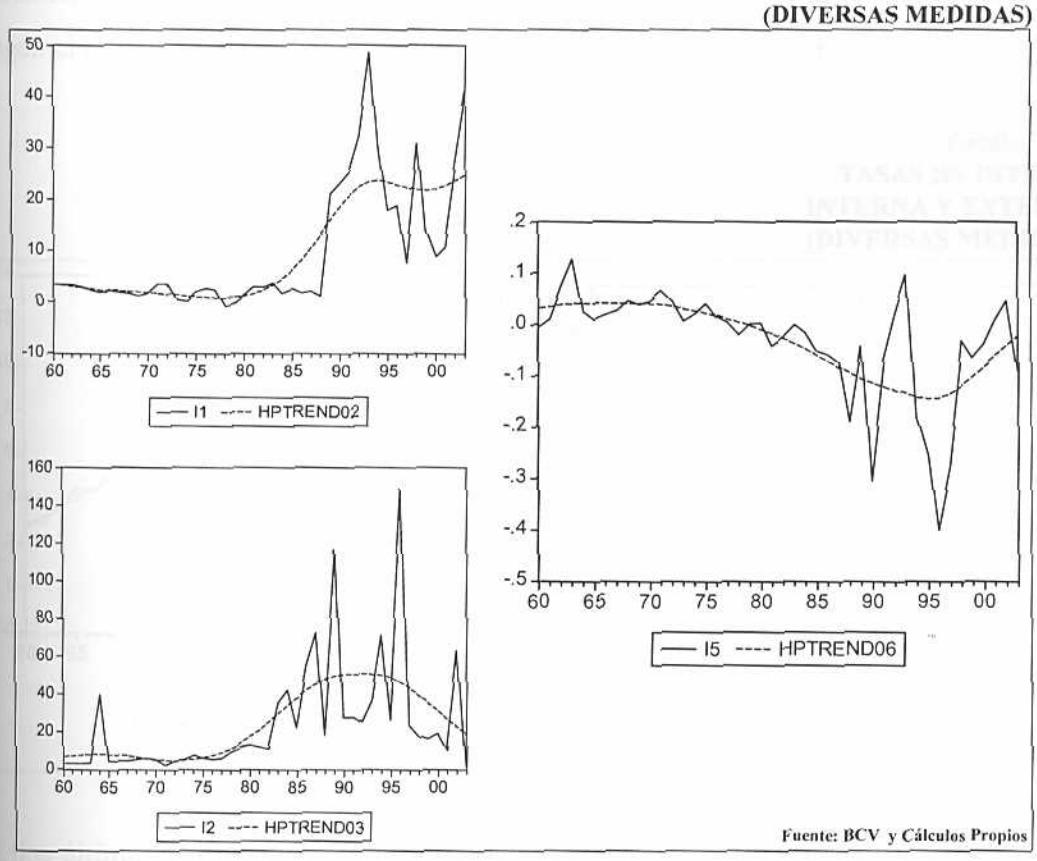
Fuente: BCV y Cálculos Propios

[121] Del gasto en FBKF del Sector Público Total, el Gobierno General participa en promedio de ese periodo es de 21%.

promedio, menores al de los inicios de la serie y teniendo como puntos críticos 1990 y 2003, años en los que la variable cae a poco más de 12% del PIB.

También se incluyeron en los modelos las tasas internas y externas de interés[122] y la demanda final de bienes transables de los hogares (sector privado), a través de cambios en los costos transaccionales, tal como son definidos en el Anexo A, del consumo transable privado y el costo de financiamiento (o los diferenciales entre los tipos de interés locales y externos)[123].

Gráfico 5-6a
TASAS DE INTERÉS INTERNA Y EXTERNA (DIVERSAS MEDIDAS)



[122] En todos los casos, la variable operativa que corresponde a las variables teóricas señaladas son, respectivamente, la tasa de interés de los depósitos de plazo fijo a 90 días pagadas por la banca venezolana y las tasas redituadas por los Certificados de Depósito a 30 días en Estados Unidos.

[123] Una caída de las tasas de interés externas (o aumentos en el diferencial entre el costo crediticio doméstico y foráneo), al reducir los costos transaccionales del consumo privado, tienden a elevar su demanda y a depreciar el tipo de cambio real.

Las distintas medidas utilizadas para reflejar el costo del financiamiento son:

a) i_1 (diferencia absoluta entre las tasas de interés domésticas y las externas);

b) i_2 (paridad de intereses[124]);

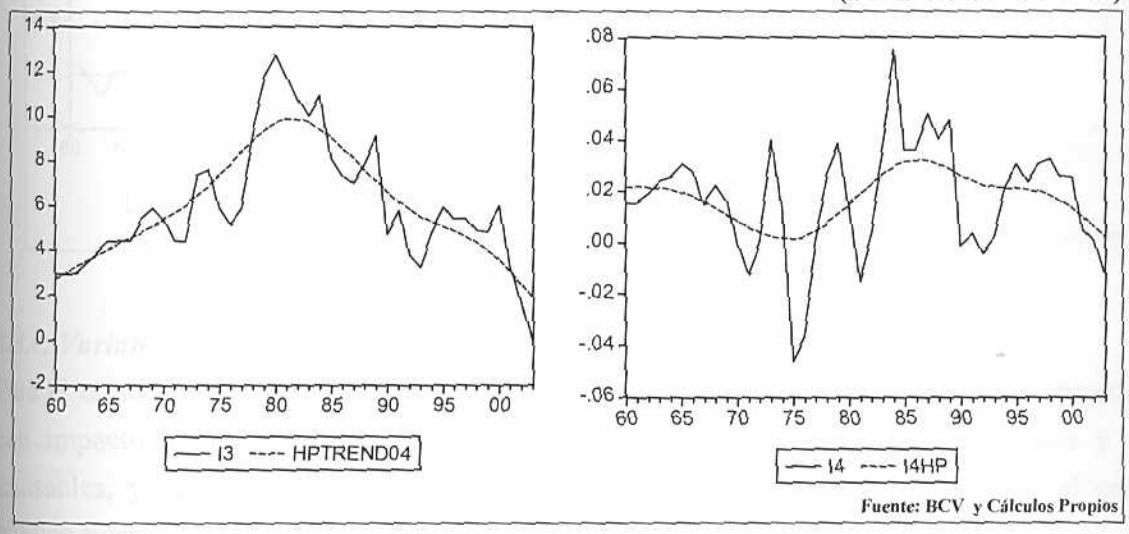
c) i_3 (tasa nominal de interés externa);

d) i_4 (tasa real de interés externa); y,

e) i_5 (diferencia entre las tasas reales de interés interna y externa).

En general, las tasas nominales de interés domésticas, y sus diferenciales con las externas, mostraron niveles muy estables en las dos primeras décadas consideradas en este trabajo y posteriores ajustes bruscos a mediados de los ochenta, manteniéndose altas o moderándose sólo lentamente, tal como se aprecia en los gráficos 5-6a y 5-6b. En términos reales, naturalmente, muestran un comportamiento más volátil en la medida que en dicho lapso, recogen el efecto de los variados choques de precios operados en este periodo.

Gráfico 5-6b
TASAS DE INTERÉS INTERNA Y EXTERNA (DIVERSAS MEDIDAS)



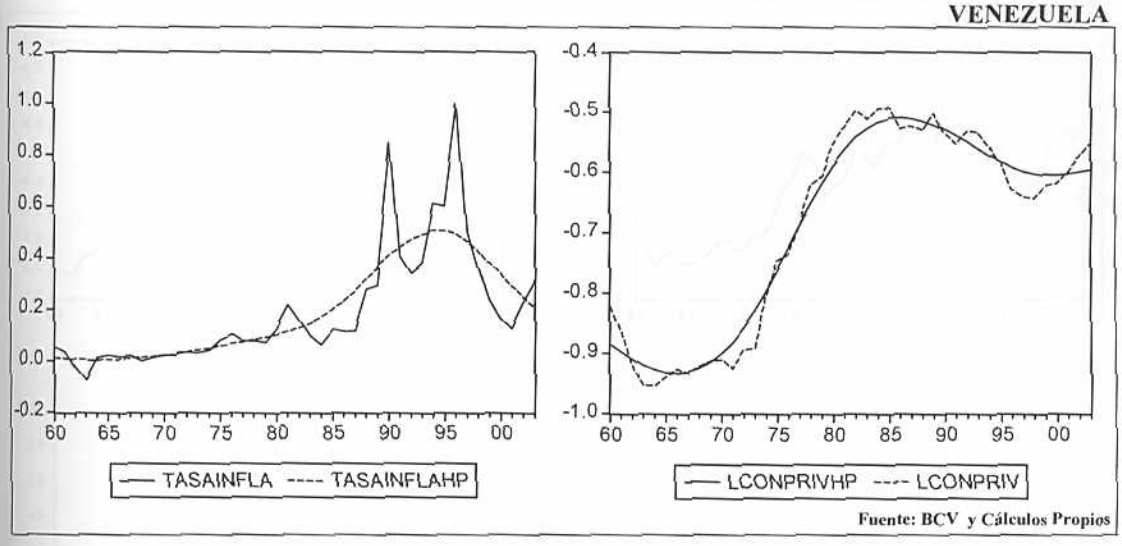
Fuente: BCV y Cálculos Propios

Las dos últimas variables vinculadas al estado del balance interno de la economía son la tasa doméstica de inflación (*tasainfla*) y el consumo privado (*conpriv*), tal como se observan en el gráfico 5-7. Alzas persistentes en los precios domésticos (choques

[124] Compara el rendimiento de los instrumentos financieros domésticos con la tasa equivalente (expresada en bolívares) del instrumento sustituto externo, incluyendo el rendimiento por devaluación esperada (asumiendo anticipación perfecta en la trayectoria del tipo de cambio nominal) de dichos instrumentos.

nominales internos) no acompañados de ajustes proporcionales en los niveles nominales del tipo de cambio tenderían a apreciarlo y, por consecuencia, este tipo de perturbaciones, por circunstancias que no se prueban en este trabajo, tenderían a no ser neutrales[125]. Por su parte, el consumo privado mantuvo una línea ascendente hasta inicios de los ochenta, fase a partir de la cual tiende a mantenerse sólo con ligeras modificaciones en su nivel (expresado en puntos del PIB) y, por tanto, no representando un factor relevante en el cambio de presiones de demanda sobre los bienes no transables y, por esa vía, sobre el tipo de cambio real.

Gráfico 5-7
CONSUMO PRIVADO Y TASA DE INFLACIÓN ANUAL VENEZUELA



Fuente: BCV y Cálculos Propios

3.3.c. Variables de Política

Para el estado de las variables de política económica se usaron algunas variables fiscales, con impacto sobre el gasto doméstico y su composición en bienes transables y no transables, y de política comercial. Las cuatro especificaciones ensayadas para el gasto público fueron:

a) $lcpub_1$ (cpub/pib en %PIB), que contabiliza el gasto corriente del gobierno central (en rigor es el denominado gasto primario, que excluye el pago de intereses de deuda);

[125] Por lo general, variables vinculadas a choques nominales internos o externos, como la inflación o ajustes en el nivel del tipo de cambio, se presume que tengan tan sólo efectos transitorios sobre el tipo de cambio real. La inclusión de esta variable pretende generar alguna evidencia (si bien definitivamente no concluyente por la tecnología econométrica aplicada en este trabajo) acerca de esta hipótesis.

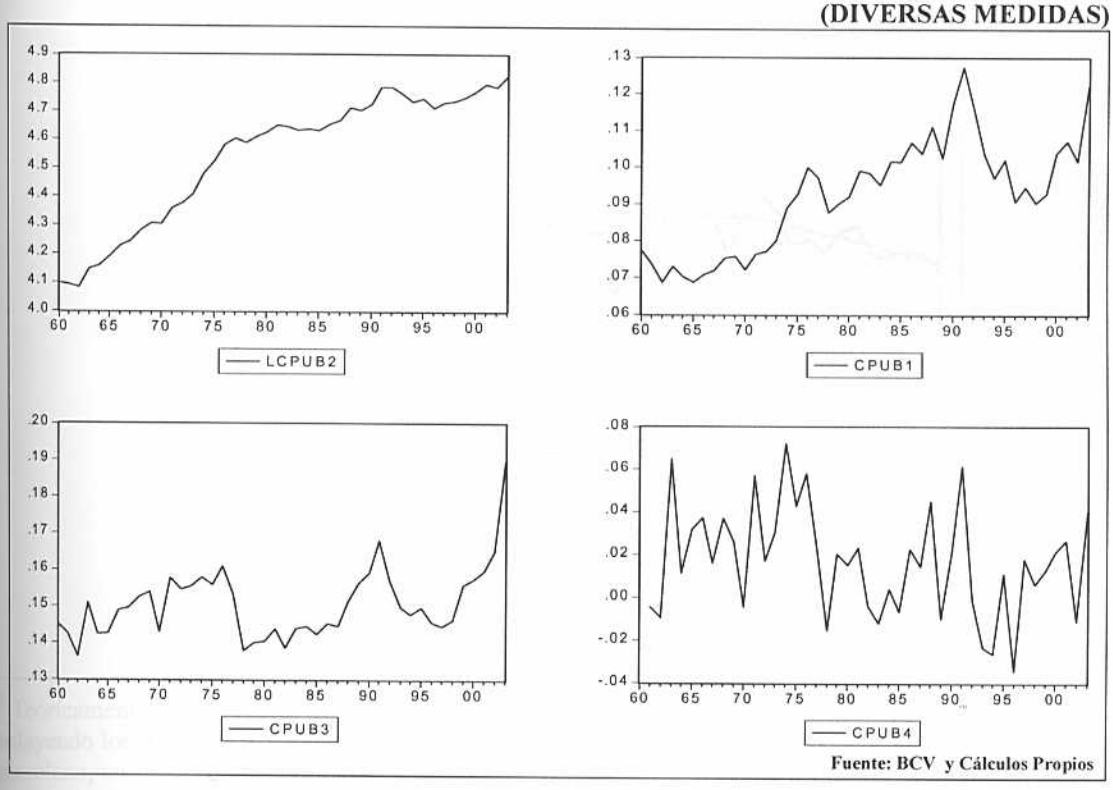
b) *lcpub₂* expresado como el logaritmo del gasto público real (en MM Bs a precios constantes) en niveles;

c) *lcpub₃*: cpub/(cpub+cpriv), en porcentajes, que refleja la participación del consumo público (al menos en su componente central), sobre el consumo doméstico total;

d) *cpub₄*: calculado como las primeras diferencias de la variable *lcpub₂*.

El gasto público total real interrumpe su continua expansión desde el inicio de la serie, al reducirse en términos absolutos entre 1981 y 1985 y que se prolonga, tras una leve recuperación, entre 1992 y 1996. A partir de 1997 ha venido creciendo de modo sostenido, como ilustra el gráfico 5-8.

Gráfico 5-8
CONSUMO PÚBLICO TOTAL
(DIVERSAS MEDIDAS)



Fuente: BCV y Cálculos Propios

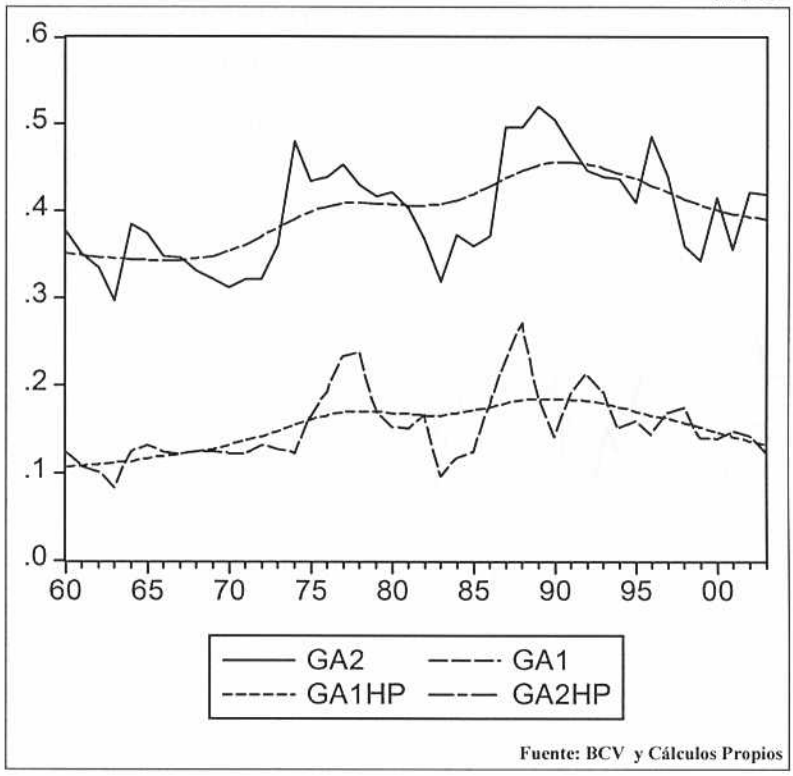
El consumo público corriente, en el que predomina la demanda de bienes no transables, creció sostenidamente entre 1960 y mediados de los 80, tras lo cual cae en los noventa y se expande vigorosamente en el último quinquenio.

Para reflejar el estado de la política comercial[126], se probaron las variables:

a) ga_1 (relación entre el valor de las Importaciones y el PIB Total en dólares corrientes);

b) ga_2 (relación entre la suma del valor de las Importaciones y de las Exportaciones y el PIB Total en dólares corrientes).

Gráfico 5-9
GRADO DE APERTURA
% PIB



Fuente: BCV y Cálculos Propios

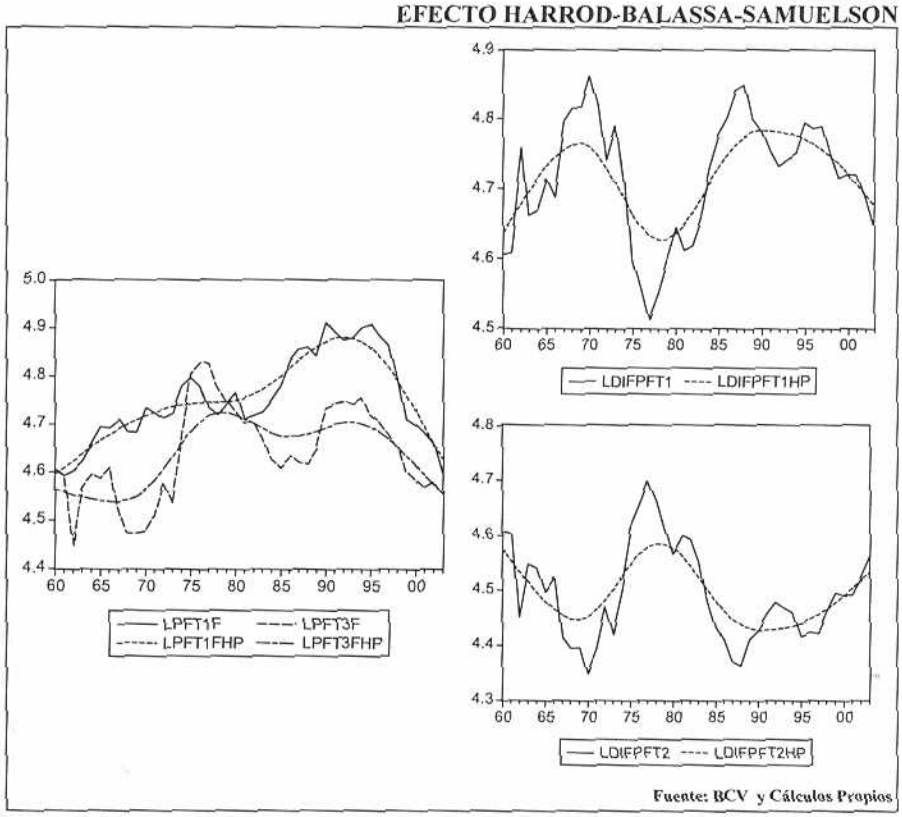
[126] Teóricamente, para reflejar el nivel de protección efectiva se debería usar el nivel arancelario promedio (incluyendo los derechos arancelarios equivalentes para el conjunto de medidas para-arancelarias). En el caso venezolano, en línea con las políticas comerciales aplicadas por el resto de los países de la región antes de la primera oleada aperturista de mediados de los ochenta, los instrumentos de protección fueron muy prolijos. Hasta 1989, las autoridades aplicaban nueve notas arancelarias (que abarcaban todo el espectro de restricciones cuantitativas: prohibiciones, delegaciones, cupos, permisos y autorizaciones de distinta índole) y mantenían una estructura notablemente dispersa de niveles nominales tanto para bienes finales, como de capital y productos intermedios no exentos de inconsistencias, que generaban niveles de protección efectiva negativos. Por igual, la presencia de "perforaciones" al arancel externo común (entre los países integrantes de la Comunidad Andina de Naciones) desde los noventa hasta hoy y la caída en la efectividad recaudatoria en aduanas es muy posible que distorsionen y compliquen el esfuerzo de estimación directa de la política comercial. Por su parte, las exportaciones (no tradicionales) antes de 1989 recibían un conjunto de estímulos explícitos, vía créditos a tasas preferenciales (aplicados a través de Promoexport) y Bonos de Exportación, y, por un lapso reducido, también de origen cambiario. Sobre estos incentivos aún existen mayores dificultades para construir una serie estadística confiable que en el caso de las importaciones. Sin embargo, las fuertes limitaciones de información impidieron esta especificación de la variable.

Como se refleja en el gráfico 5-9, ambas medidas del grado de apertura muestran sus máximos en torno a los inicios de los noventa y trayectorias declinantes a partir de ese momento[127].

3.3.d. Choques Tecnológicos

Los potenciales choques tecnológicos y el denominado Efecto Harrod-Balassa-Samuelson[128], fueron estimados y generaron las variables *lpft₁*, *lpft₃*, *difpft₁* y *difpft₂*, para el sector transable no petrolero y el sector no transable, respectivamente. El comportamiento de estas medidas se ilustra en el gráfico 5-10. Los choques de productividad en el sector

Gráfico 5-10
EFECTO HARROD-BALASSA-SAMUELSON



Fuente: BCV y Cálculos Propios

[127] Esto es contra-intuitivo, conociendo que la política comercial experimenta un quiebre estructural en 1989-90 con el Programa de Ajuste Estructural de la Administración Pérez (II). En este periodo, la política comercial se vuelve considerablemente mucho más flexible, al eliminar las restricciones cuantitativas y reducir los niveles arancelarios nominales. Asimismo en 1996-97, y vinculadas a los programas de inversiones petroleras, las importaciones de ese sector experimentaron un incremento notable. Sin embargo, estos hechos no se reflejan apropiadamente en las series señaladas y, por tanto, potencialmente podrían ofrecer un ajuste econométrico insatisfactorio.

[128] Para seguir la estimación e interpretación de estas variables puede consultarse el Anexo C: Estimación del Efecto Harrod-Balassa-Samuelson,

transable no petrolero presentan sus máximos en la primera mitad de los noventa, como era de esperarse como resultado de los efectos sobre dicho sector del Programa de Inversiones petroleras directas de PDVSA y de la Apertura Petrolera; el sector no transable hasta mediados de los ochenta experimenta un crecimiento sostenido que se detiene y se revierte parcialmente con posterioridad.

3.4. Signo Esperado de las Variables

Las relaciones de causalidad que median entre la variable explicada y las variables explicativas, ya establecidas en el Capítulo 3, se resumen en los signos esperados que se reportan en la Tabla 5-4. Aquí se introducen algunos comentarios adicionales para ajustarlos a la operacionalización particular que se hizo de las variables teóricas.

Tabla 5-4: SIGNOS ESPERADOS

Variable		Signo Esperado
TERMINOS INTERCAMBIO	*LTDI3*	(?)
SALDO BALANZA COMERCIAL	*SBC*	(-)
GASTO NO TRANSABLE	*LOG(IBRUTA1)*	(-)
	LOG(IBRUTA3)	(-)
INFLACIÓN LOCAL	*TASAINFLA*	(-)
GRADO DE APERTURA	*LGA1*	(+)
EFECTO H-B-S	*LDIFPFT2*	(+)
	LPFT3F	(+)

Fuentes: BCV y Cálculos Propios

La relación entre variaciones de los términos de intercambio y el tipo de cambio real es ambigua. Un choque positivo puede apreciar el tipo de cambio si elevando el ingreso nacional y estimulando un mayor consumo doméstico de toda la cesta de bienes, induce un exceso en la demanda interna de bienes no transables. Sin embargo, pueden presentarse efectos-sustitución que, dado el propio mejoramiento de los términos de intercambio, provoque cambios tanto desde el lado de la demanda como de la oferta doméstica, que tiendan a depreciar el tipo de cambio. Dependiendo de cuál de ambos efectos predomine, el ajuste en el tipo de cambio real tendrá un signo u otro (haciendo ambiguo a priori el signo de la derivada parcial). Si se asume la hipótesis de predominio del efecto-ingreso [como en Zambrano (1991), que la postula como más realista debido a que los bienes exportables suelen tener poco peso en la cesta de consumo local], la relación entre términos de intercambio y tipo de cambio real será positiva.

Con las variables de política fiscal se debe señalar que si en la composición del gasto público predomina la demanda de bienes y servicios no transables, su expansión debe inducir a una apreciación en el tipo de cambio real; aunque debe advertirse que esa expansión se financia con endeudamiento interno, se presionará sobre las tasas de interés y se acumularán activos financieros domésticos, que sólo se detendría si el tipo de cambio real se deprecia[129]. El financiamiento del gasto con nuevos o mayores impuestos, hace que su impacto cambiario sea ambiguo (la mayor presión tributaria y la caída del ingreso privado disponible contrarresta el incremento del gasto).

El signo esperado de las tasas de interés depende de que expresión se utilice. Para las tasas externas de interés, reales o nominales, se predice un signo negativo, vía variaciones en los costos transaccionales del consumo privado de transables[130]. Al incluir las tasas domésticas, sea como su diferencial respecto a las externas o bien como paridad de intereses, el signo esperado de la relación debe invertirse, al considerar el costo relativo de endeudarse doméstica o externamente.

3.5. Determinación del Orden de Integración

La aplicación de las pruebas de estacionariedad[131] se reporta en la Tabla 5-5 en detalle, y se sintetiza en la Tabla 5-6. En ellas se concluye que la mayor parte de las variables presentadas como candidatos a operacionalizar el modelo de regresión, son no estacionarias y su orden de integración es 1 (exhiben una sola raíz unitaria)[132].

---

[129] En caso de no producirse esta acumulación, el efecto de apreciación cambiaria operará de manera completa.

[130] No escapan al autor, la superior complejidad del canal de transmisión que opera entre dicha variable exógena y la composición doméstica del consumo, inversión y ahorro [Zambrano (1991)]. También es relevante el impacto de los efectos riqueza y de balance sobre una economía con posiciones crediticias netas en activos externos muy asimétricamente distribuidas entre el sector público y el sector privado. El signo esperado negativo (una reducción de tasas externas tiende a depreciar el tcr) presume que predominan los efectos sustitución intra e intertemporales sobre el consumo de bienes transables del sector privado.

[131] Se pueden consultar los detalles econométricos sobre estacionariedad, orden de integración y cointegración de las series de tiempo en el Anexo B: Consideraciones Básicas sobre Estacionariedad, Orden de Integración y Cointegración de las Series de Tiempo.

[132] El procedimiento de aplicación de las pruebas ha seguido los siguientes pasos. En primer lugar, se pasa el test del Augmented Dickey-Fuller (ADF) con intercepto y tendencia a cada una de las series como pre-prueba de estacionariedad. En caso de no ser significativa estadísticamente la tendencia, se pasa el test sólo con intercepto. De tampoco ser éste estadísticamente significativo, se aplica la prueba sin tendencia y sin intercepto, lo que permite identificar si la propia variable rezagada en un periodo es estadísticamente significativa. Esto permite interpretar la serie como una MCA sin tendencia determinista y sin drift. Con esa información, y en caso de contener tendencia o drift la serie, se prueba con el test Dickey-Fuller Test with Generalized Least Squares Detrending (DFGLS) el orden de integración, prueba que es la más adecuada para determinar si la serie es o no estacionaria.

TABLA 5-5: PRUEBAS DE RAICES UNITARIAS

Variable	Pruebas	Variable	Estadístico-t	tau	Valores Críticos al 5%	Orden de Integración	Conclusión
	ADF				Probabilidad		
litcr1	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	2,408593	NA	0,0219		
1960-2003	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Tendencia*
	-Intercepto con Tendencia			-1,674416	-3,1900		
	ADF				Probabilidad		
litcr2	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	1,522486	NA	0,1366		
1960-2003	-Intercepto sin Tendencia	C	2,758329	NA	0,0088		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Variaciones*
	-Intercepto sin Tendencia			-1,161821	-1,9487		
	ADF				Probabilidad		
litcr3	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	0,343063	NA	0,3512		
1960-2003	-Intercepto sin Tendencia	C	1,946206	NA	0,0585		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Variaciones*
	-Intercepto sin Tendencia			-1,430908	-1,9487		
	ADF				Probabilidad		
litcr4a	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	0,088319	NA	0,9301		
1960-2003	-Intercepto sin Tendencia	C	2,809828		0,0076		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(0)*	*Estacionaria*
	-Intercepto sin Tendencia			-2,289577	-1,9487		
	ADF				Probabilidad		
litcr4b	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	0,851339	NA	0,3996		
1960-2003	-Intercepto sin Tendencia	C	2,144737	NA	0,0379		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Variaciones*
	-Intercepto sin Tendencia			-1,781745	-1,9487		
	ADF				Probabilidad		
litdi1	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	1,092316	NA	0,2822		
1960-1998	-Intercepto sin Tendencia	C	1,788184	NA	0,0822		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Variaciones*
	-Intercepto sin Tendencia			-1,462755	-1,9429		
	ADF				Probabilidad		
litdi2	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	-2,275909	NA	0,0284		
1960-2002	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(0)*	*Estacionaria*
	-Con Intercepto y Tendencia			-3,347005	-3,1900		
	ADF				Probabilidad		
litdi3	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	1,586343	NA	0,1205		
1960-2003	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Tendencia*
	-Con Intercepto y Tendencia			-2,087560	-3,1900		

H_0 = la serie presenta una raíz unitaria

Fuente: Cálculos propios

TABLA 5-5 Cont.: PRUEBAS DE RAICES UNITARIAS

Variable	Pruebas	Variable	Estadístico-t	tau	Valores Críticos al 5%	Orden de Integración	Conclusión
	ADF				Probabilidad		
ga1	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	1,003926	NA	0,3218		
1960-2003	-Intercepto sin Tendencia	C	3,298990	NA	0,0021		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(0)*	*Estacionaria*
	-Intercepto sin Tendencia			-2,517358	-1,9487		
	ADF				Probabilidad		
ga2	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	1,396158	NA	0,1704		
1960-2003	-Intercepto sin Tendencia	C	2,554712	NA	0,0144		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(0)*	*Estacionaria*
	-Intercepto sin Tendencia			-2,549232	-1,9487		
	ADF				Probabilidad		
sbc	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	-0,052577	NA	0,9583		
1960-2003	-Intercepto sin Tendencia	C	4,818214	NA	0,0000		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(0)*	*Estacionaria*
	-Intercepto sin Tendencia			-4,338257	-1,9487		
	ADF				Probabilidad		
ibruta1	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	-2,561463	NA	0,0145		
1960-2003	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Tendencia*
	-Con Intercepto y Tendencia			-2,426841	-3,1900		
	ADF				Probabilidad		
ibruta2	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	-2,182481	NA	0,0353		
1960-2003	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Tendencia*
	-Con Intercepto y Tendencia			-2,458425	-3,1900		
	ADF				Probabilidad		
ibruta3	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	-2,314727	NA	0,026200		
1960-2003	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Tendencia*
	-Con Intercepto y Tendencia			-2,364347	-3,1900		
	ADF				Probabilidad		
cpub $_1$	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	2,322966	NA	0,025400		
1960-2003	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Tendencia*
	-Con Intercepto y Tendencia			-2,523566	-3,1900		
	ADF				Probabilidad		
icpub $_2$	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	1,943319	NA	0,059000		
1960-2003	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Tendencia*
	-Con Intercepto y Tendencia			-2,022735	-3,1900		
	ADF				Probabilidad		
cpub $_3$	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	1,664185	NA	0,103900		
1960-2003	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Tendencia*
	-Con Intercepto y Tendencia			-1,953724	-3,1900		
	ADF				Probabilidad		
cpub $_4$	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	-0,043706	NA	0,965400		
1960-2003	-Intercepto sin Tendencia	C	2,970579	NA	0,0050		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(0)*	*Estacionaria*
	-Con Intercepto y Tendencia			-5,842667	-1,9489		

H_0 = la serie presenta una raíz unitaria

Fuente: Cálculos propios

TABLA 5-5 Cont.: PRUEBAS DE RAICES UNITARIAS

Variable	Pruebas	Variable	Estadístico-t	tau	Valores Críticos al 5%	Orden de Integración	Conclusión
	ADF				Probabilidad		
tasainfla	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	2,218116	NA	0,032300		
1960-2003	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(0)*	*Estacionaria*
	-Con Intercepto y Tendencia			-3,328276	-3,1900		
	ADF				Probabilidad		
i1	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	2,019301	NA	0,050200		
1960-2003	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Tendencia*
	-Con Intercepto y Tendencia			-3,092303	-3,1900		
	ADF				Probabilidad		
i2	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	3,268908	NA	0,0022		
1960-2003	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(0)*	*Estacionaria*
	-Con Intercepto y Tendencia			-6,823836	-3,1900		
	ADF				Probabilidad		
i3	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	-1,386088	NA	0,1734		
1960-2003	-Intercepto sin Tendencia	C	1,264520	NA	0,2132		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Tendencia*
	-Con Intercepto y Tendencia			-1,401175	-3,1900		
	ADF				Probabilidad		
i4	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	0,207211	NA	0,8370		
1960-2003	-Intercepto sin Tendencia	C	2,790011	NA	0,0081		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(0)*	*Estacionaria*
	-Con Intercepto y Tendencia			-4,409293	-3,1900		
	ADF				Probabilidad		
i5	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	-2,221345	NA	0,0321		
1960-2003	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(0)*	*Estacionaria*
	-Intercepto sin Tendencia			-3,991999	-3,1900		
	ADF				Probabilidad		
lpft1f	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	-2,336824	NA	0.0245		
1962-2003	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Tendencia*
	-Con Intercepto y Tendencia			-1,006745	-3,1900		
	ADF				Probabilidad		
lpft3f	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	0.182123	NA	0.8565		
1962-2003	-Intercepto sin Tendencia	C	2,012011		0.0512		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Variaciones*
	-Con Intercepto y Tendencia			-2,003505	-1,9489		
	ADF				Probabilidad		
ldifpft1	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	-0.468727	NA	0.6419		
1962-2003	-Intercepto sin Tendencia	C	2,313703		0.0260		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Variaciones*
	-Intercepto sin Tendencia			-1,870523	-1,9489		
	ADF				Probabilidad		
ldifpft2	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	0.468727	NA	0.6419		
1962-2003	-Intercepto sin Tendencia	C	2,309658		0.0263		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Variaciones*
	-Con Intercepto y Tendencia			-1,870523	-1,9489		

H_0 = la serie presenta una raíz unitaria

Fuente: Cálculos propios

TABLA 5-6: SINTESIS PRUEBAS DE RAICES UNITARIAS MODELOS			
Variable	Periodo	Tipo de Serie	Orden de Integración
litcr1	1960-2003	*MCA con Tendencia*	*I(1)*
litcr2	1960-2003	*MCA con Variaciones*	*I(1)*
litcr3	1960-2003	*MCA con Variaciones*	*I(1)*
litcr4a	1960-2003	*Estacionaria*	*I(0)*
litcr4b	1960-2003	*MCA con Variaciones*	*I(1)*
ltdi1	1960-1998	*MCA con Variaciones*	*I(1)*
ltdi2	1960-2002	*Estacionaria*	*I(0)*
ltdi3	1960-2003	*MCA con Tendencia*	*I(1)*
ga1	1960-2003	*Estacionaria*	*I(0)*
ga2	1960-2003	*Estacionaria*	*I(0)*
sbc	1960-2003	*Estacionaria*	*I(0)*
ibruta1	1960-2003	*MCA con Tendencia*	*I(1)*
ibruta2	1960-2003	*MCA con Tendencia*	*I(1)*
ibruta3	1960-2003	*MCA con Tendencia*	*I(1)*
cpub1	1960-2003	*MCA con Tendencia*	*I(1)*
lcpub2	1960-2003	*MCA con Tendencia*	*I(1)*
cpub3	1960-2003	*MCA con Tendencia*	*I(1)*
cpub4	1960-2003	*Estacionaria*	*I(0)*
tasainfla	1960-2003	*Estacionaria*	*I(0)*
di1	1960-2003	*MCA con Tendencia*	*I(1)*
di2	1960-2003	*Estacionaria*	*I(0)*
di3	1960-2003	*MCA con Tendencia*	*I(1)*
di4	1960-2003	*Estacionaria*	*I(0)*
di5	1960-2003	*Estacionaria*	*I(0)*
lpft1f	1962-2003	*MCA con Tendencia*	*I(1)*
lpft3f	1962-2003	*MCA con Variaciones*	*I(1)*
ldifpft1	1962-2003	*MCA con Variaciones*	*I(1)*
ldifpft2	1962-2003	*MCA con Variaciones*	*I(1)*

Fuentes: BCV y Cálculos Propios

Además de la tendencia estocástica, aproximadamente la mitad de ellas, presentan una tendencia determinística, en tanto que para las restantes variables el intercepto (drift) es estadísticamente significativo. Las excepciones son: el $litcr_{4a}$, la inflación, algunas expresiones de las tasas de interés y las variables vinculadas al sector externo (ga_1, ga_2, $ltdi_2$, *sbc*, *di2*) que muestran ser estacionarias [I(0)].

No todas las series que mostraron raíces unitarias y pasaron las pruebas al valor crítico del 5%, nivel generalmente utilizado en este trabajo, son de la misma naturaleza. Algunas de ellas pasan la prueba claramente al 1% (presentan *fuertemente* raíces unitarias) en tanto otras si bien pasan al 10%, no superan el nivel mínimo de confianza exigido (presentan *débilmente* una sola raíz), es decir presentan comportamientos más cercanos a órdenes de integración superiores.

4. Resultados Empiricos

Las ecuaciones (5.2) y (5.3) se han operacionalizado para distintas especificaciones posibles de la variable dependiente y de las variables exógenas que pueden formar parte del vector de fundamentos[133]. Los modelos con el mejor ajuste y cumplimiento de las distintas pruebas a los que se sujetaron se describen en la Tabla 5-7[134].

TABLA 5-7: MODELOS EVALUADOS

LARGO PLAZO

MODELO	VARIABLE EXPLICADA	VARIABLES EXPLICATIVAS
1	LITCR1	C LOG(ITCR1(-1)) LOG(ITCR1(-2)) LOG(GA1) LOG(TDI3) LOG(IBRUTA1) DUM96 DUMMY99
2	LITCR2	C LOG(GA1) LOG(PFT3F) LOG(IBRUTA1) DUMMY92 DUMMY63 DUM60
3	LITCR4A	C LOG(ITCR4A(-1)) LOG(IBRUTA1) SBC(-1) LOG(GA1) DUM89 DUMMY92 DUM96
4	LITCR4B	C LOG(GA1) LOG(PFT3F) LOG(IBRUTA1) DUMMY92 DUM60

CORTO PLAZO

MODELO	VARIABLE EXPLICADA	VARIABLES EXPLICATIVAS
1	D(LITCR1)	LOG(ITCR1(-1)) D(LOG(GA1)) LOG(GA1(-1)) LOG(DIFPFT2(-1)) D(LOG(TDI3)) LOG(TDI3(-1)) DLOG((IBRUTA1)) LOG(IBRUTA1(-1))
2	D(LITCR2)	LOG(ITCR2(-1)) LOG(GA1(-1)) LOG(PFT3F(-1)) LOG(IBRUTA1(-1)) D(TASAINFLA) TASAINFLA(-1)
3	D(LITCR4A)	LOG(ITCR4A(-1)) D(LOG(PFT3F)) LOG(PFT3F(-1)) LOG(IBRUTA3(-1)) SBC(-1) DUM89 DUMMY89
4	D(LITCR4B)	LOG(ITCR4B(-1)) D(LOG(GA1)) LOG(GA1(-1)) LOG(PFT3F(-1)) D(LOG(IBRUTA1)) LOG(IBRUTA1(-1)) DUMMY92 dum96 sbc(-1)

Fuente: Cálculos propios

En la estructuración de los modelos se hizo el máximo esfuerzo para que contuviesen, al menos, una variable de política, de equilibrio interno, externo, y de choque tecnológico.

Para cada una de las variables regresadas se escogió la mejor especificación a fin de aplicarles el conjunto de pruebas y estimaciones que se presentan a continuación.

[133] En el Anexo Base de Datos se puede observar en la Tabla 5.6 algunas de las principales especificaciones

[134] Por consideraciones al lector de este documento, ya bastante maltratado especialmente en los primeros capítulos, no hemos incluido las innumerables especificaciones alternativas que se han explorado. Como suele ser frecuente en el campo de la economía empírica, el proceso de aproximación a los mejores modelos es lento y laborioso, y si bien existen algunas recomendaciones ingeniosas para abordarlo, parece inevitable tener que dedicar una valiosa cantidad de tiempo a dichos ensayos y errores. Algunas sensatas recomendaciones pueden consultarse en Hendry y Krozlig (2004) en respuesta a Sala-i-Marti (1997).

4.1. Modelos Estructurales de Largo Plazo

Si bien existen varios enfoques posibles para probar la presencia de relaciones de cointegración, en el marco de los modelos uniecuacionales, en este documento se utilizaron los dos principales enfoques: el método de "Dos Pasos" de Engle-Granger y el Modelo de Corrección de Errores.

El primer método procede de la siguiente manera. Con los resultados iniciales provistos por las pruebas de raíces unitarias, se seleccionaron las variables que cumpliendo con la condición de ser estacionarias [I(0)] o integradas de orden uno [I(1)], además se correspondieran con las prioridades establecidas por el marco analítico (tratando al máximo de evitar la inclusión/exclusión ad-hoc de variables e incluir al menos una variable de cada uno de los grupos de los determinantes teóricos arriba establecidos).

4.1.a Prueba de Engle-Granger para la Estacionariedad de los Residuos

Con las mencionadas variables se produjeron las estimaciones estáticas por MCO y se identificaron las características estadísticas de los residuos obtenidos por dichas regresiones. De cumplirse la condición de la estacionariedad de los residuos, y basados en el Teorema de Representación de Granger[135], se obtendría alguna evidencia de una relación cointegrante entre regresores y variable regresionada, incluso aún usando variables que en niveles sean no estacionarias[136].

Los resultados de este procedimiento se reportan en la Tabla 5-8 y muestra que, en todos los casos, los residuos estimados son claramente realizaciones estadísticas estacionarias[137].

[135] Ver Anexo B.

[136] La presencia de tendencias estocásticas en las variables explicativas determina que los regresores de la regresión estática sean super-consistentes, es decir se aproximen asintóticamente a los verdaderos valores de los regresores a medida que se amplía la muestra, incluso aunque se incumpla la condición de exogeneidad débil [Baffes y otros (1999)].

[137] En sus cuatro variantes, las pruebas de raíces unitarias rechazan la hipótesis nula de existencia de raíces unitarias, incluso para valores críticos del 1%, denotando en adición, la ausencia de relevancia estadística para la tendencia determinística y para el coeficiente (drift).

TABLA 5-8: PRUEBA DE ENGLE-GRANGER PARA ESTACIONARIEDAD DE LOS RESIDUOS

Residuos	Pruebas	Variable	Estadístico-t	tau	Valores Críticos al 5%	Orden de Integración	Conclusión
	ADF				Probabilidad		
MODELO 1	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	-0.156980	NA	0.8761		
	-Con Intercepto sin Tendencia	C	-0.123211	NA	0.9027		
	ADF	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	I(0)	Estacionaria
	-Sin Intercepto y sin Tendencia			-5,467378	-1,9491		
	ADF				Probabilidad		
MODELO 2	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	0.509057	NA	0.6145		
	-Con Intercepto sin Tendencia	C	1,483457	NA	0.1481		
	ADF	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	I(0)	Estacionaria
	-Sin Intercepto y sin Tendencia			-4,890703	-1,9491		
	ADF				Probabilidad		
MODELO 3	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	-0.459963	NA	0.6482		
	-Con Intercepto sin Tendencia	C	0.422981	NA	0.6747		
	ADF	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	I(0)	Estacionaria
	-Sin Intercepto y sin Tendencia			-6,123897	-1,9493		
	ADF				Probabilidad		
MODELO 4	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	0.417298	NA	0.6788		
	-Con Intercepto sin Tendencia	C	-0.036425	NA	0.9712		
	ADF	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	I(0)	Estacionaria
	-Sin Intercepto y sin Tendencia			-4,854833	-1,9493		

Fuentes: BCV y Cálculos Propios

Aunque la simplicidad es siempre un atributo valorado en la discusión no académica y en los espacios de decisión pública, se reconoce que la estimación de cointegración obtenida por este método puede ser sesgada para muestras pequeñas [Banerjee y otros (1990)]. Adicionalmente, y por lo menos en los intentos iniciales, las estimaciones por MCO de los cuatro modelos observaron problemas de correlación serial (denotados por valores estimados para el estadístico "*d*" Durbin-Watson[138]). Por estas razones, y a pesar de las evidencias recolectadas en materia de la estacionariedad de los residuos (que en rigor es más una pre-prueba que un test robusto de cointegración) se consideró pertinente utilizar otros métodos para identificar las relaciones de cointegración y se procedió a corregir los problemas de autocorrelación en las regresiones estáticas.

[138] Este estadístico mide la posible asociación lineal entre residuos adyacentes (correlación serial de primer orden) en un modelo de regresión y se especifica como: $u_t = pu_{t-1} + \varepsilon_t$. Aunque no existe una distribución de probabilidad exacta del estadístico *d*, se admite que un valor cercano a 2 haría aceptar la H_0 de ausencia de correlación serial positiva. También se acepta que con n = 50 ó más observaciones y un número reducido de variables independientes, un valor del "*d*" de 1.5 ó menos indica de manera fuerte la existencia de correlación serial de primer orden. Debe advertirse que para que pueda tener validez la prueba se deben preservar algunas condiciones: la regresión incluye intercepto, la potencial correlación serial debe ser de primer orden y no de un orden superior y las variables explicativas no deben incluir como regresor la propia variable explicada rezagada, entre otras. En caso de incumplimiento de estas condiciones, deben utilizarse otras pruebas como la del estadístico Q_{LB} o el test de Breusch-Godfrey Lagrange Multiplier.

4.1.b. Prueba de Johansen

Por lo anterior, se aplicó un método alternativo para probar la presencia de cointegración a través de la llamada Prueba de Johansen. Este método busca la presencia de una (o más) relaciones de contegración basadas en la construcción de un Vector Autoregresivo (VAR) de orden p:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \ldots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t$$

con y_t siendo un k-vector de las variables no estacionarias [I(1)], x_t siendo un vector "d" de las variables determinísticas y ε_t representando el vector de innovaciones.

Con este VAR irrestricto[139] se aplica, en primer lugar, la prueba de la estructura óptima de rezagos. Como puede constatarse en la Tabla 5-9, el número recomendado de rezagos para las variables explicativas varía modelo a modelo y está comprendido entre 1 y 3, dependiendo del criterio estadístico que se utilice[140].

TABLA 5-9: ESTRUCTURA OPTIMA DE REZAGOS

Nº Rezagos	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
MODELO 1						
1	1.504.301	2.549.675	2.35E-10	-5.163.338	-3.425668*	-4.526.413
2	1.994.511	67.69561*	1.41E-10*	-5.783384*	-2.556.283	-4.600524*
MODELO 2						
1	2.519.886	2.396.474	1.46E-12	-1.024.335	-8.487980*	-9.604139*
2	2.946.966	58.33283*	1.18E-12*	-1.057.056	-7.310.598	-9.383.464
3	3.334.422	4.158.066	1.43E-12	-10.70450*	-5.939.930	-8.969.504
MODELO 3						
3	1.652.629	1228.112*	1.01E-40*	-73.10386*	-66.66752*	-70.76010*
MODELO 4						
1	1.775.549	222.2231*	5.20E-10*	-7.197.802	-5.943969*	-6.741225*
3	2.305.796	3.645.280	5.53E-10	-7.345346*	-4.001.791	-6.127.808

(*) Indica el orden del rezago seleccionado por cada criterio

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Fuente: Cálculos propios

[139] Esto significa que todas las variables se definen como endógenas, salvo el intercepto que se trata como variable exógena, y tampoco se impone ninguna condición apriorística acerca del número de rezagos a ser aplicados.

[140] El paquete econométrico utilizado, el E-Views 4.1 ofrece cinco criterios alternativos: a) el test estadístico de Máxima Verosimilitud secuancial modificada (LR: Likelihood Ratio sequential modified), b) el Error de Predicción Final (FPE: Final prediction error), c) el criterio de información de Akaike (AIC: Akaike information criterion), d) el criterio de información de Schwarz (SC: Schwarz information criterion), y e) el criterio de información de Hannan-Quinn (HQ: Hannan-Quinn information) con valores críticos reportados al 5%. Como se observa en la tabla, la recomendación del número óptimo de rezagos varía de acuerdo a cuál sea el criterio utilizado. En este trabajo se ha considerado prudente utilizar en cada modelo particular el rezago que cuente con el mayor número de criterios avalándolo, siempre que los grados de libertad disponibles lo permitan.

El VAR, estructurado de esta forma, puede re-escribirse como:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t$$

$$\Pi = \sum_{i=1}^{p} A_i - I \text{ y } \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} A_j$$

Si el coeficiente de la matriz Π tiene un rango reducido $\tau < k$, entonces existirán k x τ matrices, α y β, cada una con rango τ tal que: $\Pi = \alpha\, \beta'$ y $\beta' y_t$ son I(0), donde τ es el número de relaciones cointegrantes y cada columna de β es el vector de cointegración.

Este método propone dos pruebas de cointegración:

a) la prueba de la Traza que se basa en la hipótesis de que existen al menos r vectores de cointegración; y,
b) la prueba del Máximo Eigen-Valor, que utiliza como hipótesis el que existen $r+1$ vectores de cointegración contra la hipótesis de que existen r vectores[141].

TABLA 5-10a: PRUEBA DE JOHANSEN

Muestra (ajustada): 1962 2003
Observaciones: 42
Tendencia Lineal Determinística
Modelo 1
Intervalo Rezagos (en 1° diferencias): 1 a 1

Prueba del Rango de Cointegración Irrestricta

Hipótesis N° EC(s)	Eigenvalor	Estadístico Traza	Valor Crítico al 5%	Valor Crítico al 1%
Ninguno **	0.688191	103,86	94.15	103.18
Al menos 1	0.419380	54,91	68.52	76.07
Al menos 2	0.289573	32,08	47.21	54.46
Al menos 3	0.222598	17,72	29.68	35.65

*(**) indica rechazo de la hipótesis al 5%(1%)
Test de Traza indica 5 ecuaciones de cointegración al 5%

Hipótesis N° EC(s)	Eigenvalor	Estadístico Max-Eigen	Valor Crítico al 5%	Valor Crítico al 1%
Ninguno **	0.688191	48,95	39.37	45.10
Al menos 1	0.419380	22,83	33.46	38.77
Al menos 2	0.289573	14,36	27.07	32.24
Al menos 3	0.222598	10,58	20.97	25.52

*(**) indica rechazo de la hipótesis al 5%(1%)
Test de Max-eigenvalor indica 1 ecuación de cointegración al 5% y 1%
Fuente: Cálculos propios

[141] Con el VAR obtenido se pasa el test de cointegración, utilizando algunas de las posibles especificaciones para representar las series que se regresionan. En particular, los paquetes econométricos más populares permiten optar por representaciones alternativas acerca del comportamiento de los datos: con o sin tendencia determinística, con o sin intercepto, tendencias cuadráticas o la combinación de estas características. De acuerdo a la información disponible a partir de las pruebas de raíces unitarias obtenidas, se consideró razonable utilizar la opción de asumir tendencias determinísticas e intercepto tanto en las variables como en las ecuaciones de cointegración.

TABLA 5-10b: PRUEBA DE JOHANSEN

Muestra (ajustada): 1963 2003
Observaciones: 41
Tendencia Lineal Determinística
Modelo 2
Intervalo Rezagos (en 1° diferencias): 1 a 1

Prueba del Rango de Cointegración Irrestricta

Hipótesis N° EC(s)	Eigenvalor	Estadístico Traza	Valor Crítico al 5%	Valor Crítico al 1%
Ninguno **	0.711608	150,106	94.15	103.18
Al menos 1**	0.594761	99,125	68.52	76.07
Al menos 2**	0.558216	62,091	47.21	54.46
Al menos 3	0.391880	28,597	29.68	35.65

*(**) indica rechazo de la hipótesis al 5%(1%)
Test de Traza indica 2 ecuaciones de cointegración al 5%

Hipótesis N° EC(s)	Eigenvalor	Estadístico Max-Eigen	Valor Crítico al 5%	Valor Crítico al 1%
Ninguno **	0.711608	50,9808	39.37	45.10
Al menos 1*	0.594761	37,0344	33.46	38.77
Al menos 2**	0.558216	33,4943	27.07	32.24
Al menos 3	0.391880	20,3927	20.97	25.52

*(**) indica rechazo de la hipótesis al 5%(1%)
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 1% level
Fuente: Cálculos propios

TABLA 5-10c: PRUEBA DE JOHANSEN

Muestra (ajustada): 1962 2003
Observaciones: 42
Tendencia Lineal Determinística
Modelo 3
Intervalo Rezagos (en 1° diferencias): 1 a 1

Prueba del Rango de Cointegración Irrestricta

Hipótesis N° EC(s)	Eigenvalor	Estadístico Traza	Valor Crítico al 5%	Valor Crítico al 1%
Ninguno **	0.813954	177,11	124.24	133.57
Al menos 1 **	0.620223	106,47	94.15	103.18
Al menos 2	0.467558	65,81	68.52	76.07
Al menos 3	0.361196	39,34	47.21	54.46

*(**) indica rechazo de la hipótesis al 5%(1%)
Test de Traza indica 5 ecuaciones de cointegración al 5%

Hipótesis N° EC(s)	Eigenvalor	Estadístico Max-Eigen	Valor Crítico al 5%	Valor Crítico al 1%
Ninguno **	0.813954	70,63	45.28	51.57
Al menos 1 *	0.620223	40,66	39.37	45.10
Al menos 2	0.467558	26,47	33.46	38.77
Al menos 3	0.361196	18,82	27.07	32.24

*(**) indica rechazo de la hipótesis al 5%(1%)
Test de Max-eigenvalor indica 5 ecuaciones de cointegración al 5%
Fuente: Cálculos propios

TABLA 5-10d: PRUEBA DE JOHANSEN				
Muestra (ajustada): 1964 2003				
Observaciones: 40				
Tendencia Lineal Determinística				
Modelo 4				
Intervalo Rezagos (en 1° diferencias): 1 a 3				
Prueba del Rango de Cointegración Irrestricta				
Hipótesis N° EC(s)	**Eigenvalor**	**Estadístico Traza**	**Valor Crítico al 5%**	**Valor Crítico al 1%**
Ninguno **	0.697260	84,696	68.52	76.07
Al menos 1	0.307986	35,706	47.21	54.46
Al menos 2	0.246570	20,612	29.68	35.65
Al menos 3	0.195631	9,004	15.41	20.04

*(**) indica rechazo de la hipótesis al 5%(1%)
Test de Traza indica 4 ecuaciones de cointegración al 5%

Hipótesis N° EC(s)	**Eigenvalor**	**Estadístico Max-Eigen**	**Valor Crítico al 5%**	**Valor Crítico al 1%**
Ninguno **	0.697260	48,99007	33.46	38.77
Al menos 1	0.307986	15,09413	27.07	32.24
Al menos 2	0.246570	11,60789	20.97	25.52
Al menos 3	0.195631	8,925577	14.07	18.63

*(**) indica rechazo de la hipótesis al 5%(1%)
Test de Max-eigenvalor indica 1 ecuación de cointegración al 5%
Fuente: Cálculos propios

La aplicación de las pruebas de cointegración[142], sugeridas por Johansen-Juselius [Johansen-Juselius (1990)], se resumen en las Tablas 5-10a, 5-10b, 5-10c y 5-10d e indican, en todos los casos, la identificación de al menos un vector de cointegración. En efecto, mientras que los modelos 1 y 4 ofrecen un solo vector de cointegración, los modelos 2 y 3 ofrecen respectivamente 3 y 2 vectores alternativos.

Estos resultados muestran una de las limitaciones básicas que tienen este tipo de pruebas. Se reconoce que el procedimiento de Johansen identifica un "espacio" de cointegración, más que los vectores de cointegración, debido a que la combinación lineal de los vectores de cointegración están ellos mismos cointegrados, de modo que la selección de alguno de los vectores identificados como representativo de la relación de largo plazo entre las variables del modelo requiere de la introducción de otro tipo de criterios, con el riesgo de imponer métodos ad-hoc o creencias que a priori se tienen sobre la causalidad de la representación estadística [Maddala y Kim (1998)].

[142] La hipótesis nula es $H_0 = r \leq 1$ y queda aceptada cuando el estadístico de la traza (Trace Statistic) es menor a su valor crítico (en este caso al 5%). Cuando las pruebas arrojan el mismo resultado según el criterio de la Traza o del Máximo Eigenvalor, puede utilizarse sin mayor problema, el n° de ecuaciones de cointegración que sugiere la prueba de la Traza. Cuando no coinciden hay que aceptar el n° de vectores que sugiere la prueba del Máximo Eigenvalor, ya que esta prueba dispone de una potencia superior a la de la Traza [Johansen-Juselius (1990)].

También en ocasiones, las pruebas de Johansen tienden a conseguir relaciones cointegrantes espurias cuando, o bien las variables cuentan con "memoria larga" por no ser procesos puros de tipo I(1), o bien cuando se usan variables de tipo I(1) cuya representación en VAR tiene una matriz de covarianza singular o cerca de serlo. En estos casos el enfoque Engle-Granger, a pesar de las observaciones antes efectuadas, puede resultar más robusto que las pruebas de Johansen.

Bajo estas consideraciones, y la evidencia reforzada acerca de la presencia de relaciones de largo plazo entre las variables tipo de cambio real y variables constitutivas de los fundamentos, a continuación, se procedió a corregir, hasta donde fue posible, los modelos estáticos obtenidos por Mínimos Cuadrados Ordinarios.

4.1.c. Modificación de los Modelos Estructurales

A los cuatro modelos propuestos, con problemas de correlación serial, de signo y significación individual de los parámetros, se les intentó corregir estas deficiencias, bien introduciendo la variable explicada rezagada en uno o dos periodos, o bien utilizando variables dicotómicas (dummies[143]).

Previo a la corrección de estos modelos, se cuidó evaluar la precedencia estadística de las distintas variables que podían constituir los fundamentos de los modelos uniecuacionales para garantizar la presencia de exogeneidad débil y, en caso, de no cumplirse ésta, aplicar variables instrumentales a fin de corregir los problemas de causalidad estadística.

Tal como se refleja en la tabla 5-11, en cada modelo se aplicó la Prueba de Granger-Causalidad entre las variables que se seleccionaron como parte de los fundamentos y la variable teóricamente seleccionada como explicada, tal como fue establecida previamente.

[143] Por convención se han identificado como dum_t las variables dicotómicas del tipo 0,0...1,...0 para recoger un choque impredecible y como $dummy_t$ las variables que buscan recoger un cambio estructural haciendo, por ejemplo, 0,0,0,...,1,1,1.

TABLA 5-11: PRUEBA GRANGER-CAUSALIDAD					
MODELO 1					
Hipótesis Nula:	**Obs**	**Estadístico F**	**Probabilidad**	**Resultado**	**Decisión**
ITCR1 does not Granger Cause GA1	42	4,83	0.01364	Direccionalidad	Uso
GA1 does not Granger Cause ITCR1		0,89	0.42111	Inversa	Instrumento
TDI3 does not Granger Cause ITCR1	42	2,12	0.13383	Independencia	Uso
ITCR1 does not Granger Cause TDI3		0,35	0.70517		Instrumento
ITCR1 does not Granger Cause IBRUTA1	42	1,93	0.15981	Independencia	Uso
IBRUTA1 does not Granger Cause ITCR1		0,99	0.37982		Instrumento
MODELO 2					
Hipótesis Nula:	**Obs**	**Estadístico F**	**Probabilidad**	**Resultado**	**Decisión**
LGA1 does not Granger Cause LITCR2	42	1,04	0.36316	Direccionalidad	Uso
LITCR2 does not Granger Cause LGA1		4,97	0.01225	Inversa	Instrumento
LITCR2 does not Granger Cause LPFT3F	42	1,54	0.22835	Independencia	Uso
LPFT3F does not Granger Cause LITCR2		0,12	0.89016		Instrumento
LITCR2 does not Granger Cause LIBRUTA1	42	0,09	0.91195	Independencia	Uso
LIBRUTA1 does not Granger Cause LITCR2		2,27	0.11787		Instrumento
MODELO 3					
Hipótesis Nula:	**Obs**	**Estadístico F**	**Probabilidad**	**Resultado**	**Decisión**
ITCR4A does not Granger Cause GA1	42	4,36	0.01987	Direccionalidad	Uso
GA1 does not Granger Cause ITCR4A		5,26	0.00979	Doble	Instrumento
LIBRUTA1 does not Granger Cause ITCR4A	42	1,33	0.27810	Independencia	Uso
ITCR4A does not Granger Cause LIBRUTA1		0,00	0.99507		Instrumento
SBC does not Granger Cause ITCR4A	42	4,19	0.02285	Direccionalidad	
ITCR4A does not Granger Cause SBC		1,14	0.33045	Correcta	
MODELO 4					
Hipótesis Nula:	**Obs**	**Estadístico F**	**Probabilidad**	**Resultado**	**Decisión**
ITCR4B does not Granger Cause GA1	42	3,76	0.03266	Direccionalidad	Uso
GA1 does not Granger Cause ITCR4B		5,06	0.01139	Inversa	Instrumento
ITCR4B does not Granger Cause IBRUTA1	42	0.50818	0.60573	Independencia	Uso
IBRUTA1 does not Granger Cause ITCR4B		0,21184	0.81007		Instrumento
ITCR4B does not Granger Cause PFT3F	42	1,67	0.20175	Independencia	
PFT3F does not Granger Cause ITCR4B		0,30	0.74058		

(*) Se usa el estadístico F: probabilidad alta se acepta H_0

H_0 = No existe Granger-causalidad

Fuente: Cálculos Propios

Como era de preverse por el uso de agregados macroeconómicos sujetos a múltiples impactos en y sobre otros agregados, las pruebas de causalidad arrojaron resultados mixtos: predominaron los casos de "independencia" o de "doble direccionalidad" en lugar de la conveniente "unidireccionalidad"[144] que cumpliría la condición de exogeneidad débil y que haría, en ausencia de otro tipo de violaciones a los supuestos clásicos de los modelos de Mínimos Cuadrados Ordinarios, que las estimaciones derivadas de ellos fueran consistentes (se obtuvieran los mejores estimadores linealmente insesgados). Para estas variables en cada uno de los modelos fueron utilizadas "variables instrumentales", como se sugiere de

[144] Debe insistirse que la Prueba de Causalidad de Granger estrictamente contrasta la precedencia estadística no económica.

manera standard [Liviatan (1963)] y que consiste en la búsqueda de variables sustitutas (instrumentales)[145] que se regresionan en lugar de las variables originales[146].

Con respecto a la modificación de los modelos, se procedió a identificar, con base al comportamiento de los residuos de las regresiones (a priori cuando los residuos con mucho exceden las desviaciones standard), la existencia de posibles choques aleatorios o cambios en el régimen de política económica[147].

Analíticamente la primera variable dicotómica simula artificialmente un choque transitorio, en tanto que la segunda trata de reproducir un choque permanente o cambio en el régimen de política económica.

Las regresiones corregidas a través de ambos mecanismos se resumen en la tabla 5-12.

Todos los modelos exhiben un comportamiento econométrico satisfactorio en signo, significación y bondad del ajuste. En adición, como más adelante se precisa con mayor detalle, el valor de las elasticidades (y semielasticidades[148]) se mantiene en rangos

---

[145] Dicha sustitución se produce bien con la propia variable a intercambiarse con uno o más rezagos (lo cual puede ser recomendable en series que, como las aquí utilizadas, son representaciones estadísticas no estacionarias), o con variables connotadamente correlacionadas estadísticamente.

[146] Las ecuaciones que se estiman son:

$$\sum Y_t = n\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \sum X_t + \hat{\alpha}_2 \sum Y_{t-1}$$

$$\sum Y_t X_t = \hat{\alpha}_0 \sum X_t + \hat{\alpha}_1 \sum X_t^2 + \hat{\alpha}_2 \sum Y_{t-1} X_t$$

$$\sum Y_t X_{t-1} = \hat{\alpha}_0 \sum X_{t-1} + \hat{\alpha}_1 \sum X_t \, X_{t-1} + \hat{\alpha}_2 \sum Y_{t-1} X_{t-1}$$

Si bien la aplicación de esta corrección es sencilla y puede generar estimaciones consistentes, tampoco está exenta de problemas. En particular se reconoce que es posible que mantenga problemas de multicolinealidad en la medida que algunas de las variables que comprenden los vectores X_t y X_{t-1} estén altamente correlacionadas.

[147] Las consecuencias prácticas, por supuesto, son distintas según se haga una u otra especificación. En el primer caso, se decide "eliminar" la observación porque no puede explicarse (reduciendo, por supuesto, en un grado de libertad el modelo); mientras que bajo la otra alternativa, se modifica el intercepto (sin eliminar grados de libertad).

[148] Las variables *sbc* y *tasainfla* por razones evidentes (presentan valores negativos en algunas observaciones) no pudieron ser transformadas a partir de la aplicación de sus logaritmos. En estos casos, el valor del β_i debe ser interpretado como una semielasticidad. Este tipo de modelos "semilog" (identificados en la literatura también como modelos log-lin) deben ser interpretados cuidadosamente. Por ejemplo, en el caso de *tasainfla*, en el Modelo 3 de la tabla 5-11, el coeficiente (igual a 0,18) puede ser interpretado como: $\beta_{tasainfla}$ = d(ln *LITCR4a*)/d(*tasainfla*) = (1/ *LITCR4a*)(d *LITCR4a*/ d(*tasainfla*)=(d *LITCR4a*/ *LITCR4a*)/ d(*tasainfla*), que supone: $\beta_{tasainfla}$ = cambio relativo en *tasainfla* / cambio relativo absoluto en *tasainfla*, que para variaciones relativamente pequeñas es equivalente a: $[(LITCR4a_t - LITCR4a_{t-1}) / LITCR4a_{t-1}] / (tasainfla_t - tasainfla_{t-1})$.

TABLA 5-12: RESULTADOS MODELOS LARGO PLAZO

Variable Exógena	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4
	Variable Endógena			
	LITCR1	*LITCR2*	*LITCR4a*	*LITCR4b*
C	2,43	2,89	2,91	1,70
	(6,80)	(4.61)	(5,25)	(1,03)
LOG(ITCR1(-1))	0,65	...	0,42	...
	(5,23)	...	(4,22)	...
LOG(ITCR1(-2))	-0,21	...	...	...
	(-1,98)	...	...	...
LOG(GA1)	0,40	0,22	0.31	0,96
	(5,31)	(4,16)	(3,07)	(7,50)
LOG(PFT3F)	...	0,33	...	0,60
	...	(2,75)	...	(1,88)
LOG(TDI3)	-0,08	...	...	...
	(-4,45)	...	...	...
TASAINFLA	...	...	0.18	...
	...	...	(2.62)	...
LOG(IBRUTA1)	-0,65	-0,28	-0.26	-1,06
	(-7,59)	(-6,49)	(-2,80)	(-9,27)
SBC(-1)	...	...	-0,49	...
	...	...	(1,67)	...
DUM60	...	-0,18	...	-0,56
	...	(-2,43)	...	(-3,36)
DUMMY63	...	0,14	...	...
	...	(3,32)	...	...
DUM89	...	...	0,30	...
	...	...	(2,40)	...
DUMMY92	...	-0,12	-0,22	-0,19
	...	(4,99)	(-4,41)	(-2,95)
DUM96	0,27	...	0,44	...
	(3,36)	...	(4,13)	...
DUMMY99	-0,12	...	...	...
	(-2,67)	...	...	...
R^2 ajustado	0,93	0,78	0.84	0,82
Estad.-F	75,71	26,37	31,48	40,59
Estad.-DW	1,69	1,47	1,63	1,45

(*) El valor reportado entre paréntesis es del estadístico t que mide la significación individual de la variable

Fuente: Cálculos propios

razonables (menores a 1) y similares a otras estimaciones efectuadas en países en desarrollo [Baffes y otros (1999); Atiqur y Abul (2000); Chand (2001); entre otros].

Para todos los modelos fueron aplicadas las pruebas de correlación serial y heteroscedasticidad[149] (o igual varianza) a fin de elevar el nivel de confianza provisto por estas regresiones.

[149] Como es ampliamente conocido en presencia de heteroscedasticidad aunque se mantiene la propiedad de insesgamiento en los parámetros estimados, pero dejarán de ser eficientes al establecerse intervalos de confianza innecesariamente amplios y pruebas *t* y *F* imprecisos.

Los resultados de estas pruebas se presentan en las tablas 5-13, 5-14, 5-15 y 5-16.

TABLA 5-13: PRUEBAS DE AUTOCORRELACION (MLP)							
MODELO 1	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	. |*. |	. |*. |	1	0.140	0.140	0.8798	0.348
	.*| . |	.*| . |	2	-0.123	-0.145	1,5746	0.455
	.*| . |	.*| . |	3	-0.120	-0.084	2,2593	0.520
	.*| . |	.*| . |	4	-0.147	-0.140	3,3061	0.508
MODELO 2	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	. |** |	. |** |	1	0.245	0.245	2,8220	0.093
	.*| . |	.*| . |	2	-0.082	-0.151	3,1471	0.207
	**| . |	.*| . |	3	-0.194	-0.145	4,9982	0.172
	**| . |	.*| . |	4	-0.236	-0.177	7,8155	0.099
MODELO 3	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	. |*. |	. |*. |	1	0.083	0.083	0.3176	0.573
	.*| . |	.*| . |	2	-0.115	-0.122	0.9382	0.626
	.*| . |	.*| . |	3	-0.093	-0.074	1,3600	0.715
	.*| . |	.*| . |	4	-0.073	-0.074	1,6216	0.805
MODELO 4	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	. |** |	. |** |	1	0.268	0.268	33709,0000	0.066
	. |*. |	. | . |	2	0.091	0.021	37683,0000	0.152
	. | . |	. | . |	3	0.018	-0.012	37843,0000	0.286
	. |*. |	. |*. |	4	0.138	0.145	47460,0000	0.314

H_0 = No hay autocorrelación serial

Fuente: Cálculos Propios

TABLA 5-14: PRUEBA DE BREUSCH-GODFREY CORRELACION SERIAL LM (MLP)				
MODELO 1	Estadístico F	1,962137	Probability	0.157106
	R-cuadrado Obs	4,587971	Probability	0.100864
MODELO 2	Estadístico F	1,183686	Probabilidad	0.282961
	R-cuadrado Obs	1,206592	Probabilidad	0.272008
MODELO 3	Estadístico F	0,800086	Probabilidad	0.457814
	R-cuadrado Obs	1,988.644	Probabilidad	0.369974
MODELO 4	Estadístico F	1,568847	Probabilidad	0.222193
	R-cuadrado Obs	3,527509	Probabilidad	0.171400

H_0 = No hay autocorrelación serial

Fuente: Cálculos Propios

TABLA 5-15: PRUEBAS DE HETEROSCEDASTICIDAD (MLP)							
MODELO 1	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	. |*. |	. |*. |	1	0.142	0.142	0.9127	0.339
	.*| . |	.*| . |	2	-0.098	-0.121	13592	0.507
	. | . |	. | . |	3	-0.035	-0.002	14.182	0.701
	. | . |	. | . |	4	0.009	0.003	14.222	0.840
MODELO 2	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	. |*. |	. |*. |	1	0.166	0.166	12987	0.254
	. |*. |	. |*. |	2	0.130	0.105	21.128	0.348
	. |*. |	. |*. |	3	0.113	0.079	27.435	0.433
	. |*. |	. |*. |	4	0.129	0.092	35.867	0.465
MODELO 3	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	. | . |	. | . |	1	-0.022	-0.022	0.0220	0.882
	.*| . |	.*| . |	2	-0.119	-0.119	0.6873	0.709
	. | . |	. | . |	3	-0.008	-0.013	0.6902	0.875
	.*| . |	.*| . |	4	-0.065	-0.081	0.9015	0.924
MODELO 4	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	. | . |	. | . |	1	-0.047	-0.047	0.1034	0.748
	.*| . |	.*| . |	2	-0.077	-0.079	0.3884	0.824
	.*| . |	.*| . |	3	-0.083	-0.091	0.7274	0.867
	. | . |	. | . |	4	-0.013	-0.028	0.7353	0.947

H_0 = No hay autocorrelación serial

Fuente: Cálculos Propios

TABLA 5-16: PRUEBA DE HETEROSCEDASTICIDAD DEL MULTIPLICADOR DE LAGRANGE (MLP)				
MODELO 1	Estadístico F	0.807967	Probabilidad	0.374238
	R-cuadrado Obs	0.832161	Probabilidad	0.361648
MODELO 2	Estadístico F	1.183.686	Probabilidad	0.282961
	R-cuadrado Obs	1.206.592	Probabilidad	0.272008
MODELO 3	Estadístico F	0.029178	Probabilidad	0.865230
	R-cuadrado Obs	0.030614	Probabilidad	0.861104
MODELO 4	Estadístico F	0.091044	Probabilidad	0.764379
	R-cuadrado Obs	0.095274	Probabilidad	0.757576

H_0 = Existe Homoscedasticidad

Fuente: Cálculos Propios

En el caso de las pruebas de correlación serial, fueron utilizadas tanto la representación gráfica de los residuos como el estadístico-Q de Ljung-Box[150] como la Prueba de Breusch-Godfrey de Correlación Serial (Lagrange Multiplier). Aunque existen dudas sobre la ausencia de correlación serial de los resíduos a partir de las primeras pruebas para los modelos 2 y 4, la Prueba de Breusch-Godfrey muestra indiscutiblemente que puede sostenerse con suficiente confianza la no correlación serial.

4.2. Modelo de Corrección de Errores

En segundo lugar, se utiliza el Modelo de Corrección de Errores para establecer la dinámica del ajuste de corto plazo frente a choques aleatorios. Además mediante este modelo, se puede conseguir (en caso de pasar la correspondiente Prueba de Wald) un contraste alternativo y más confiable para la hipótesis de existencia de relaciones de cointegración y, en consecuencia, para establecer las relaciones de largo plazo entre las variables determinantes y la variable explicada; según se mostró ampliamente al inicio de este capítulo.

[150] En las dos últimas columnas de la tabla se reporta el estadístico-Q de Ljung-Box y sus probabilidades asociadas. Este test del rezago utiliza como hipótesis nula que no existe autocorrelación hasta el orden que se selecciona (en este caso se utilizan 4 rezagos que es un lapso suficiente para realizaciones anuales) y se expresa como: $Q_{LB} = T(T+2)\sum_{j=1}^{k}\frac{\tau_j^{\,2}}{T-J}$ donde τ_j es la la j-ésima autocorrelación y T es el número de observaciones. Un valor bajo del estadístico-QLB (o una probabilidad alta) permite aceptar la hipótesis nula de no autocorrelación.

Estos modelos son comparables con los establecidos a través de los modelos estructurales estáticos de la sección precedente por lo que, hasta donde las condiciones de las pruebas lo permitieron, se incluyó el mismo set de determinantes[151].

TABLA 5-17: RESULTADOS MODELOS CORTO PLAZO

	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4
	Variable Endógena			
Variable Exógena	LITCR1	LITCR2	LITCR4a	LITCR4b
LITCR1(-1)	-0.33	-0,12	-0,50	-0,26
	(-3.37)	(-1,89)	(-5,30)	(-2,77)
LOG(GA1(-1))	0,25	0,02	...	0,10
	(2,10)	(0,53)	...	(0,81)
LOG(DIFPFT2(-1))	0,29	...	...	...
	(2,70)	...	...	...
LOGPFT3f(-1)	...	0,09	0,43	0,17
	...	(1,47)	(4,99)	(1,79)
LOGTDI3(-1)	-0,06	...	...	...
	(-2,17)	...	...	...
TASAINFLA(-1)	...	-0,17	...	...
	...	(-3,40)	...	...
LOG(IBRUTA1(-1))	-0,51	-0,13	...	-0,38
	(-3,37)	(-2,98)	...	(-2,90)
LOG(IBRUTA3(-1))			-0,20	...
			(-3,18)	...
sbc(-1)	...	...	-0,92	-0,90
	...	...	(-2,55)	(-2,07)
DUM89	...	...	0,57	-0,15
	...	...	(4,07)	(-4,08)
DUMMY89	...	...	-0,28	0,24
	...	...	(-3,81)	(3,67)
DUMMY92	...	...	...	-0,16
	...	...	...	(-3,74)
DUM96	...	...	...	0,52
	...	...	...	(4,86)
R^2 ajustado	0,44	0,54	0,50	0,67

(*) El valor reportado entre paréntesis es del estadístico t que mide la significación individual de la variable

Fuente: Cálculos propios

Los resultados computados en la tabla 5-17 indican que la utilización de este enfoque produce resultados razonables en capacidad explicativa, signo y significación individual de las variables. De particular relevancia para la estabilidad del modelo de corto plazo es el signo y significación del primer rezago de la variable explicada. En todos los modelos,

[151] En un primer momento, los diferentes MCE se definieron con las mismos fundamentos. Por supuesto, en la medida que algunas de esas variables claramente no contribuían a la explicación del comportamiento del tipo de cambio, fueron excluidos de la función de regresión. Un vez "purgadas" esas estimaciones se mejoraron ajustando la regresión con variables dicotómicas adecuadas o con rezagos estadísticamente significativos en los regresores.

mantuvo signo negativo (como se esperaba), menor a uno (en términos absolutos) y estadísticos-t altos[152].

4.2.a. Prueba de Wald

Esta prueba es definitiva para la demostración de la hipótesis de cointegración conjunta (no individual)[153]. Si el estadístico-F tiene un *p*-valor alto (probabilidad $\Rightarrow$ 0) se rechaza H_0 y se aceptan los regresores no restringidos. En otros términos, se está diciendo que las restricciones impuestas: $c_1=0,\ c_2=0,\ \ldots c_n=0,$ no mejoran, sino que empeoran el ajuste: $\bar{R}^2_{NR} > \bar{R}^2_{NR}$ [154]

En la tabla 5-18 se resumen los resultados del Test de Wald. Para todos los modelos

TABLA 5-18: PRUEBA DE WALD

Residuos	Test Estadístico	Valor	df	Probabil.
MODELO 1	Estadístico F	2,78	(5, 35)	0.0324
	Chi-cuadrado	1,39	5	0.0163
MODELO 2	Estadístico F	4,98	(5, 37)	0.0014
	Chi-cuadrado	2,49	5	0.0001
MODELO 3	Estadístico F	6,24	(7, 29)	0.0002
	Chi-cuadrado	4,37	7	0.0000
MODELO 4	F-statistic	3,26	(5, 34)	0.0164
	Chi-square	1,63	5	0.0060

Fuente: Cálculos Propios

[152] En los modelos de corto plazo definitivos que aparecen en la tabla 5-17 se excluyeron las variables (en diferencias) que no resultaran ser significativas (es decir, se hizo una "parametrización parsimoniosa") o que mantuviesen signos contrarios a los esperados (en el caso de las variables rezagadas).

[153] El test computa los estadísticos que prueban la bondad del ajuste de la regresión no restringida en el valor de los coeficientes, bajo la hipótesis nula de que las restricciones son, conjuntamente, iguales a cero cuando que de manera no restringida pueden y son distintas de cero. Para ello, computa los valores de distribuciones tipo F y Chi-cuadrado. En el caso de restricciones lineales basta fijarse en los valores críticos de F, pero en todo caso, deben atenderse a las indicaciones de ambos tests. La no constatación de H_0 prueba que se debe rechazar que no hay una relación de cointegración.

[154] Por ejemplo, con un modelo de regresión lineal simple como: $y = x\beta + \varepsilon$ bajo la restricción lineal $H0{:}R\beta - \tau = 0$. Con R siendo una matriz: q x k; y τ siendo un vector-q. El test de Wald se reduce a:

$$W = (Rb-\tau)'(R_{s^2}(x'x)^{-1}R')^{-1}$$

con $(Rb-\tau)$ distribuyendose como χ^2

Con residuos N e I distribuidos, se tiene la prueba F (equivalente a W):

$$F = \frac{W}{q} = \frac{(\tilde{u}'\tilde{u} - u'u)/q}{(u'u)/(T-k)}$$

con $\tilde{u}$ siendo el vector de residuos de la regresión restringida. La prueba F compara $SRC_R \gtreqless SRC_{RN}$

especificados existe una relación cointegrativa como, intuitivamente, se podía ya observar a partir de los valores de la variable regresada con un rezago en los MCE de la tabla 5-17.

Las pruebas de autocorrelación y heteroscedasticidad de los modelos de corrección de errores se presentan en las tablas 5-19, 5-20, 5-21 y 5-22.

TABLA 5-19: PRUEBAS DE AUTOCORRELACION (MCE)

	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
MODELO 1	. |*. |	. |*. |	1	0.072	0.072	0.2408	0.624
	. | . |	. | . |	2	0.045	0.040	0.3371	0.845
	. |*. |	. |*. |	3	0.162	0.157	1,6057	0.658
	. |** |	. |** |	4	0.221	0.205	4,0291	0.402
MODELO 2	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	. |*. |	. |*. |	1	0.154	0.154	10,8770	0.297
	.*| . |	.*| . |	2	-0.078	-0.104	13,7750	0.502
	.*| . |	.*| . |	3	-0.087	-0.060	17,4510	0.627
	***| . |	***| . |	4	-0.365	-0.363	83,6020	0.079
MODELO 3	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	.*| . |	.*| . |	1	-0.116	-0.116	0.6239	0.430
	. | . |	. | . |	2	0.033	0.020	0.6754	0.713
	.*| . |	.*| . |	3	-0.128	-0.124	14,6820	0.690
	**| . |	**| . |	4	-0.254	-0.291	46,7350	0.322
MODELO 4	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	**| . |	**| . |	1	-0.275	-0.275	34790,0000	0.062
	. |*. |	. | . |	2	0.078	0.003	37691,0000	0.152
	.*| . |	.*| . |	3	-0.094	-0.078	41996,0000	0.241
	. | . |	. | . |	4	0.030	-0.017	42436,0000	0.374

H_0 = No hay autocorrelación serial

Fuente: Cálculos Propios

TABLA 5-20: PRUEBA DE BREUSCH-GODFREY CORRELACION SERIAL LM (MCE)

MODELO 1	Estadístico F	0.255038	Probability	0.776400
	R-cuadrado Obs	0.654375	Probability	0.720949
MODELO 2	Estadístico F	0.678399	Probabilidad	0.513975
	R-cuadrado Obs	1.604.641	Probabilidad	0.448288
MODELO 3	Estadístico F	0.381148	Probabilidad	0.685958
	R-cuadrado Obs	0.942902	Probabilidad	0.624096
MODELO 4	Estadístico F	2,269583	Probabilidad	0.119746
	R-cuadrado Obs	5,341347	Probabilidad	0.069206

H_0 = No hay autocorrelación serial

Fuente: Cálculos Propios

Con la excepción del modelo 4, los restantes pasaron con mucha holgura los distintos tests aplicados para evaluar la presencia de problemas que hicieran que los estimadores no fuesen insesgados y eficientes[155].

[155] En el caso del modelo 4 debe advertirse que si bien las pruebas del estadístico-Q_{LB} le otorga relevancia al primer rezago de los residuos (al 10%), el test de Breusch-Godfrey rechaza la presencia de correlación serial de primer orden. Un caso similar ocurre con la prueba de homoscedasticidad. Por la superior potencia de las segundas pruebas, continuó mereciendo ser postulado dicho modelo.

TABLA 5-21: PRUEBAS DE HETEROSCEDASTICIDAD (MCE)							
MODELO 1	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	. |*. |	. |*. |	1	0.196	0.196	17656	0.184
	. |** |	. |*. |	2	0.205	0.173	37405	0.154
	. |*. |	. | . |	3	0.086	0.021	41.016	0.251
	.*| . |	.*| . |	4	-0.076	-0.138	43.872	0.356
MODELO 2	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	. |*. |	. |*. |	1	0.097	0.097	0.4328	0.511
	. | . |	.*| . |	2	-0.057	-0.067	0.5844	0.747
	. | . |	. | . |	3	0.019	0.032	0.6017	0.896
	. |** |	. |*. |	4	0.201	0.195	26.045	0.626
MODELO 3	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	.*| . |	.*| . |	1	-0.116	-0.116	0.6239	0.430
	. | . |	. | . |	2	0.033	0.020	0.6754	0.713
	.*| . |	.*| . |	3	-0.128	-0.124	14.682	0.690
	**| . |	**| . |	4	-0.254	-0.291	46.735	0.322
MODELO 4	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	**| . |	**| . |	1	-0.275	-0.275	34790	0.062
	. |*. |	. | . |	2	0.078	0.003	37.691	0.152
	.*| . |	.*| . |	3	-0.094	-0.078	41.996	0.241
	. | . |	. | . |	4	0.030	-0.017	42.436	0.374

H_0 = No hay autocorrelación serial

Fuente: Cálculos Propios

TABLA 5-22: PRUEBA DE HETEROSCEDASTICIDAD DEL MULTIPLICADOR DE LAGRANGE (MCE)				
MODELO 1	Estadístico F	1,604842	Probabilidad	0.212545
	R-cuadrado Obs	1,620084	Probabilidad	0.203080
MODELO 2	Estadístico F	0.465775	Probabilidad	0.498871
	R-cuadrado Obs	0.483434	Probabilidad	0.486871
MODELO 3	Estadístico F	0.381148	Probabilidad	0.685958
	R-cuadrado Obs	0.942902	Probabilidad	0.624096
MODELO 4	Estadístico F	0.014291	Probabilidad	0.905442
	R-cuadrado Obs	0.015000	Probabilidad	0.902523

H_0 = Existe Homoscedasticidad

Fuente: Cálculos Propios

4.3 Estabilidad y Errores de Proyección de los Modelos

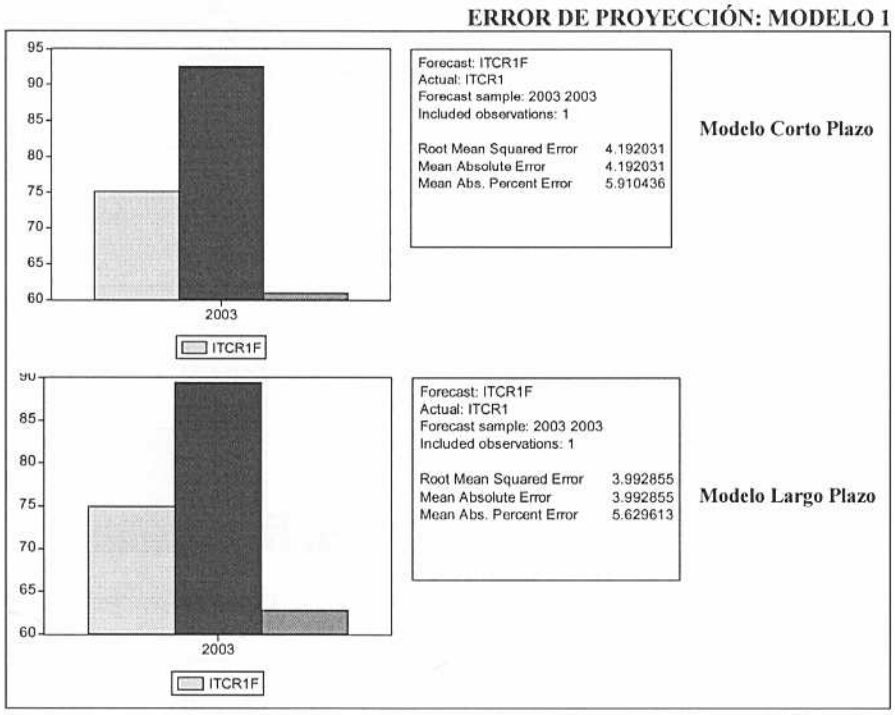
Para mantener un adecuado nivel de confianza sobre la capacidad explicativa de los modelos postulados siempre es recomendable probar la estabilidad de los modelos sometiéndolos a las distintas pruebas disponibles de cambio estructural[156].

Aunque en este trabajo se hizo el esfuerzo de identificar dichos quiebres potenciales, salvo en algunas especificaciones que contaron con mayores grados de libertad, no pudieron aplicarse conclusivamente las pruebas. Ello debido a que este tipo de contrastes en muestras reducidas eliminan, comenzando con los datos iniciales de las series, tantas observaciones

[156] El procedimiento standard sigue la siguiente rutina. Primero se identifica el periodo en el que puede haber un quiebre a través de la prueba del CUSUM of Squares. Esta prueba, si hay suficientes grados de libertad, permite identificar uno o más quiebres estructurales. En caso de existir se pasa la Prueba de Chow con Quiebre (breakpoint) si existen suficientes observaciones. De no ser así, se aplica el test de Chow de Proyección (forecast). Estas pruebas expresan la hipótesis nula, con una distribución del estadístico-F, de no existencia de cambio estructural. Por formularse en H_0 que no existe cambio estructural, un F bajo o una probabilidad muy alta hará aceptar la hipótesis nula. Si el F es muy alto, se interpreta que existen evidencias de fuertes diferencias en las submuestras.

como variables existen en la ecuación (más la media y varianza). Así, en las observaciones más lejanas que pudiesen tener un quiebre no existiría la posibilidad de que éste pudiese contrastarse. De hecho, sólo el modelo 2 admitió la posibilidad de aplicar los Test de Chow para Quiebres y Proyecciones[157]. En las restantes aplicaciones, tanto en las regresiones estáticas como en los MCE, la prueba del CUSUM de los cuadrados (Cumulative Sum of the Recursive Residuals) sólo tomó las observaciones de inicios de los noventa, y en algunos casos desde 1997, a 2003 tal y como se aprecia en los gráficos anexos. En ese corto lapso, la prueba no detectó cambio estructural pero, como es más que evidente, no se puede ser concluyente acerca de la estabilidad de los modelos.

Gráfico 5-11
ERROR DE PROYECCIÓN: MODELO 1



[157] Aunque no se consideró concluyente los resultados del CUSUM of Squares para los restantes modelos y, por tanto, no se incorporan las pruebas gráficas, debe señalarse que en el caso del modelo 2, las pruebas de cambio estructural arrojaron conclusiones contradictorias acerca de la observación correspondiente a 1982, año en el que el tests CUSUM of Squares denotaba la potencial presencia de quiebre estructural.

Gráfico 5-12
ERROR DE PROYECCIÓN: MODELO 2

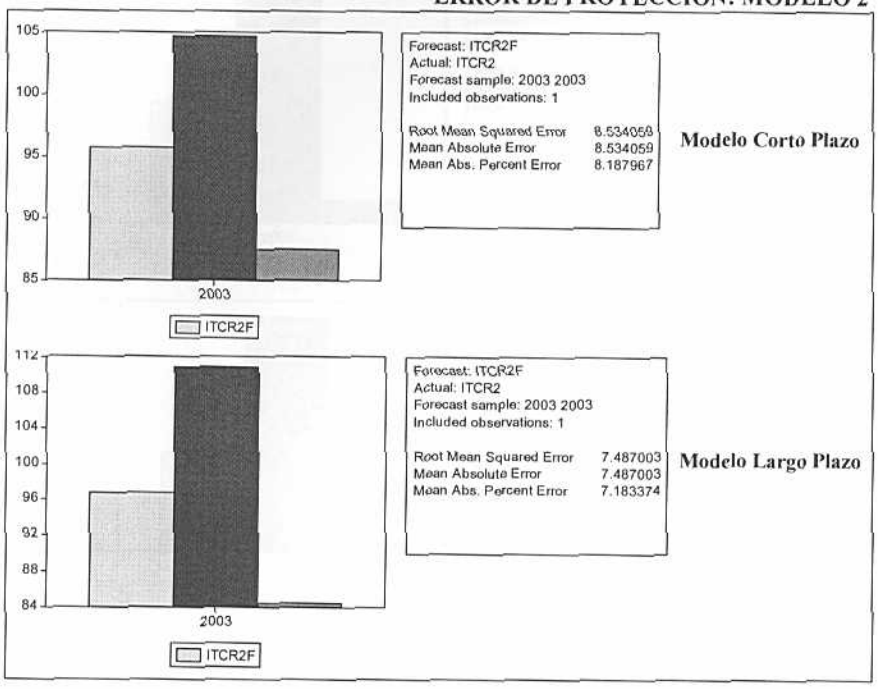


Gráfico 5-13
ERROR DE PROYECCIÓN: MODELO 3

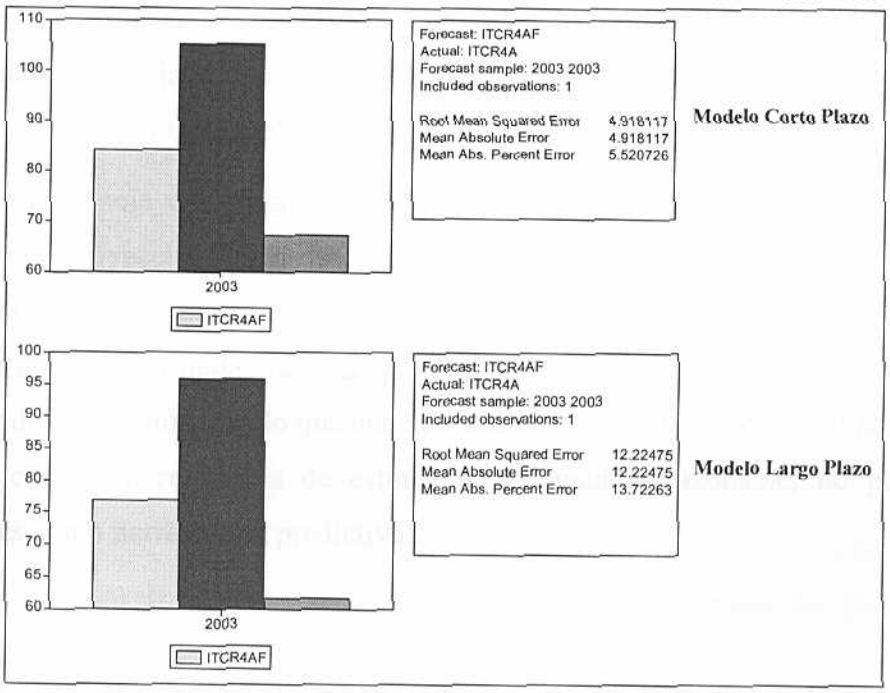
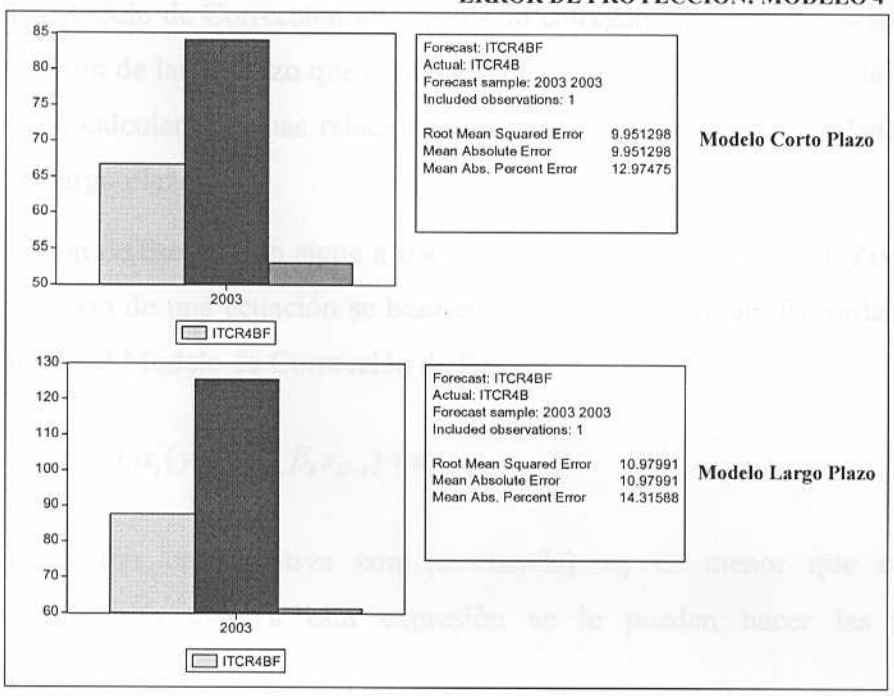


Gráfico 5-14
ERROR DE PROYECCIÓN: MODELO 4



Con relación a los errores de proyección de los modelos, tanto en sus versiones estáticas como en las dinámicas, se optó por efectuar contrastes "dentro de la muestra" (within-sample), en lugar de asumir valores proyectados (más o menos arbitrarios, por ejemplo para el año en curso). De modo que cada modelo re-estimó la observación correspondiente a 2003 (cuidando que la variable explicada a estimar contra-fácticamente estuviese expresada en nivel y no como logaritmo para no amortiguar el error de proyección).

Según se evidencia en los gráficos y tablas anexas, las proyecciones mostraron errores absolutos de proyección en un rango comprendido entre 5% y 14%. Convencionalmente, y sobre todo cuando lo que apenas se proyecta es una observación, cualquier error por sobre 5% hace que existan dudas razonables sobre la bondad global del modelo que incurre en ese error de proyección; por lo que debe concluirse que los modelos postulados, no obstante cumplir con otros requisitos de estimación de manera razonable, no podría ser muy confiables como herramienta predictiva.

4.4. Determinación de los Parámetros de Largo Plazo

A diferencia de las regresiones estáticas arriba comentadas, los coeficientes de los estimadores del Modelo de Corrección de Errores no entregan directamente la información acerca de la relación de largo plazo que media entre las variables regresoras y la regresada; por lo que deben calcularse dichas relaciones o expresiones de las elasticidades o semi-elasticidades de largo plazo.

La fundamentación de ese cálculo sigue a Bsowijk y Zivot [Bsowijk (1992); Zivot(1994)]. La prueba en el caso de una ecuación se basa en el siguiente enfoque. Recordando que la expresión general del Modelo de Corrección de Errores :

$$(5.7)\quad \Delta y_t = \sum_{k=1}^{k} \gamma_k \Delta x_{kt} + \alpha_1 (y_{t-1} - \sum_{k=1}^{k} \beta_k x_{kt-1}) + u_t$$

presenta una relación cointegrativa con (o cuando) α_1 es menor que cero y es estadísticamente significativo; a esta expresión se le pueden hacer las siguientes transformaciones:

$$(5.8)\quad \begin{aligned} \Delta y_t &= \sum_{k=1}^{k} \gamma_k \Delta x_{kt} + \alpha_1 y_{t-1} - \alpha_1 \sum_{k=1}^{k} \beta_k x_{kt-1} + u_t \\ &= \sum_{k=1}^{k} \gamma_k \Delta x_{kt} + \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{k=1}^{k} \theta_k x_{kt-1} + u_t \end{aligned}$$

con $\theta_k = -\alpha_1 \beta_k$

Las pruebas de cointegración se constituyen a partir de dos posibilidades:

a) $\alpha 1 < 0$, considerando solamente el coeficiente de ajuste, pero no el efecto en θ por ser conformado por $-\alpha\beta$; y cuando no hay una relación cointegrativa estos coeficientes deberían ser nulos; y,

b) $\alpha < 0$, y $\theta k \neq 0$ que considera el problema antes señalado.

Para obtener los coeficientes de la relación a largo plazo con la información provista en su forma inicial por la corrección de errores del ajuste efectuado en (5.7), se procede dividiendo los coeficientes θk entre el coeficiente α:

$$\Delta y_t = \sum_{k=1}^{k} \hat{\gamma}_k \Delta x_{kt} + \hat{\alpha}_1 (y_{t-1} - \sum_{k=1}^{k} \hat{\theta}_k x_{kt-1}$$

$$= \sum_{k=1}^{k} \hat{\gamma}_k \Delta x_{kt} + \hat{\alpha}_1 (y_{t-1} + \sum_{k=1}^{k} \frac{\hat{\theta}_k}{\hat{\alpha}_1} x_{kt-1})$$

(5.9)

$$= \sum_{k=1}^{k} \hat{\gamma}_k \Delta x_{kt} + \hat{\alpha}_1 (y_{t-1} + \sum_{k=1}^{k} \frac{-\hat{\alpha}_1 \hat{\beta}_k}{\hat{\alpha}_1} x_{kt-1})$$

$$= \sum_{k=1}^{k} \hat{\gamma}_k \Delta x_{kt} + \hat{\alpha}_1 (y_{t-1} + \sum_{k=1}^{k} \hat{\beta}_k x_{kt-1})$$

La aplicación de este procedimiento es el que permite derivar los resultados globales del cálculo de las elasticidades o parámetros de largo plazo provistos por los modelos de corrección de errores que se incluyen en la tabla 5-23a.

TABLA 5-23a: ELASTICIDADES DE LARGO PLAZO (MCE)

Variable Exógena	MODELO 1 LITCR1	MODELO 2 LITCR2	MODELO 3 LITCR4a	MODELO 4 LITCR4b
LOG(GA1)	0,75	0,14	...	0,37
LOG(PFT3F)	...	0,77	0,87	0,68
LOG(DIFPFT2)	0,89	...	...	...
LOG(TDI3)	-0,18	...	...	...
TASAINFLA	...	-1,44	...	...
LOG(IBRUTA1)	-1,56	-1,09	...	-1,50
LOG(IBRUTA3)	...	...	-0,39	...
SBC	...	...	-1,85	-3,54

Fuente: Cálculos propios

Los coeficientes de largo plazo, en forma general, presentan valores que intuitivamente son razonables considerando que ninguna variable individualmente considerada debería tener valores que sobrepasaran con mucho la unidad (es decir, ser extremadamente elásticas) ni tampoco distanciarse mucho de las especificaciones estáticas antes expuestas (en las que los regresores directamente deben ser interpretados como elasticidades de largo plazo). Por igual, los signos que presentan también son consistentes con las relaciones teóricas que sustentan la estimación. En el caso de los "términos de intercambio" ($ltdi_3$), cuyo signo a priori no era determinable, terminó mostrando una relación causal negativa respecto al tipo de cambio real, pudiendo ser interpretado este hecho como la constatación de que en el caso de variaciones en los términos de intercambio, termina predominando empíricamente el efecto-ingreso sobre los efectos-sustitución.

Bajo estas consideraciones, debe admitirse que no en todos los casos se preservan estos criterios plausibles. En particular llama la atención, la alta elasticidad exhibida por las

variables que representan los gastos de inversión (pública y privada en % del PIB). En dos de los tres casos, los coeficientes de elasticidad son muy altos y, por consecuencia, impactan según la estimación de forma muy relevante la trayectoria del tipo de cambio real. Por tratarse de los gastos de inversión podría argumentarse que es una variable con efectos-ingreso altos y, desde luego, con un efecto robusto sobre la composición del gasto doméstico en transables y en no transables; y ello dar algún sustento (o ser una mera racionalización), a estas altas elasticidades. Esta intuición podría ser reforzada por el hecho que una variable equivalente que entró como regresora en el modelo 3, $libruta_3$, que no contiene el gasto de inversión pública presenta un coeficiente absoluto considerablemente menor. Dada la razonable confianza estadística de las regresiones, consideramos que estos argumentos pueden permitir hacer algo más plausibles los resultados de esta elasticidad.

El otro elemento posiblemente discutible, lo constituye la considerable dispersión que presentan los coeficientes de las variables *sbc* y *lga* (en los que el mayor valor duplica al menor valor de acuerdo a cuál modelo se sustente). Si bien este es un hecho que se observa también en otros trabajos que utilizan esta metodología [Baffes y otros (1999)], no he conseguido ninguna razón válida, distinta a problemas de robustez en las ecuaciones, que puedan explicar este fenómeno. En adición, si se tuviera que seleccionar entre uno u otro valor extremo de esos coeficientes, debería confiarse más en los valores bajos, dado que estos replican de manera más cercana los coeficientes estimados por las regresiones estáticas.

Por último, en la comparación de las elasticidades de corto plazo (estimadas a partir del valor de los coeficientes en el MCE de las variables en primera diferencia) con las de largo plazo, incluidas en la Tabla 5-23b, se aprecia que en la mayoría[158] de los casos conservaron

TABLA 5-23b: ELASTICIDADES DE CORTO Y LARGO PLAZO (MCE)

Variable Exógena	MODELO 1		MODELO 2		MODELO 3		MODELO 4	
	LP	CP	LP	CP	LP	CP	LP	CP
LOG(GA1)	0,75	0,39	0,14	0,05	...	...	0,37	0,53
LOG(PFT3F)	...	...	0,77	0,19	0,87	1,16	0,68	0,50
LOG(DIFPFT2)	0,89	...	...	...	...	...	...	
LOG(TDI3)	-0,18	-0,05	...	...	...	...	...	
TASAINFLA	...	...	-1,44	...	...	...	...	
LOG(IBRUTA1)	-1,56	-0,60	-1,09	-0,04	...	...	-1,50	-0,76
LOG(IBRUTA3)	...	...	...		-0,39	...	...	
SBC	...	...	...		-1,85	-0,74	-3,54	-1,12

Fuente: Cálculos propios

[158] Las únicas excepciones se encuentran adecuadamente remarcadas en sombra en la tabla correspondiente.

su signo y registraron valores inferiores en sus coeficientes respecto a los coeficientes esas mismas calculadas en la relación de largo plazo, de acuerdo a lo que se esperaba a priori que se produjera.

4.5. Velocidad del Ajuste en la Dinámica de Corto Plazo y Efectos Reales de Modificaciones del Tipo de Cambio Nominal

Un insumo informativo útil de la dinámica de corto plazo es el propio valor del coeficiente de regresión de la variable explicada con un rezago. Además de que dicha variable permite validar la relación cointegrante y obtener las relaciones de largo plazo, puede también ser interpretada como la velocidad a la cual el modelo converge tras un disturbio en alguno de sus determinantes. En otros términos, cuánto tarda en re-establecerse el equilibrio después que algún choque ha desplazado el tipo de cambio real observado de su posición de equilibrio de corto plazo. El grado de "absorción" de los choques, según se aprecia en la tabla 5-17 incluida en apartados anteriores, se encuentra comprendido entre dos y cuatro años, según qué especificación se utilice; lo cual denota la presencia de rigideces considerables en el mecanismo de precios relativos (salariales y de otro tipo) en el caso venezolano si se comparan estos resultados con los resultados empíricos aplicados a otros países[159] y ya indicados en las referencias bibliográficas. De confiarse en estas estimaciones se podría concluir que choques reales que produzcan desalineamientos en el tipo de cambio real pueden representar, entre otros costos, sacrificios asignativos relevantes.

Una simulación adicional fue efectuada para medir el impacto de variaciones nominales en el nivel del tipo de cambio (predominantemente devaluaciones) sobre el tipo de cambio real. A tales efectos, sobre la base de las versiones de MCE de los cuatro modelos, se introdujo la variable *deval* (expresada como el porcentaje de variación en el tipo de cambio nominal) y se midieron las modificaciones que dicha variable produjo sobre el tipo de cambio real[160]. Los resultados de ese ejercicio se reportan en la tabla 5-24.

---

[159] Sin embargo, en otros casos [Baffes y otros (1999)] para algunos países del estudio el lapso de ajuste llega ser más prolongado (hasta 8 años en el caso de Costa de Marfil).

[160] Afortunadamente, y a diferencia de otras aplicaciones, la introducción en los MCE de la tasa de devaluación no deterioró ni la bondad del ajuste global ni la significación individual de las variables, lo que puede considerarse un síntoma de la robustez de las especificaciones y le da un margen razonable de confianza a la simulación de los efectos reales de las devaluaciones.

TABLA 5-24: EFECTOS TC NOMINAL SOBRE TCR				
	LITCR1	*LITCR2*	*LITCR4a*	*LITCR4b*
MCE				
t = 1	0,14	0,07	0,37	0,42
	(1,42)	(1,25)	(3,98)	(2,82)
t = 2	-0,13	-0,04	0,00	-0,04
	(-2,44)	(-1,25)	(0,02)	(-0,61)
t = 3	-0,02	-0,07	(-)	(-)
	(-0,46)	(-3,17)	(-)	(-)
t = 4	(-)	-0,02	(-)	(-)
	(-)	(-0,82)	(-)	(-)
MLP				
t = 0	0,12	0,05	0,37	0,26
	(1,32)	(1,16)	(2,32)	(2,42)
t = 1	-0,13	(-)	-0,09	(-)
	(-2,16)	(-)	(1,13)	(-)
t = 2	-0,05	(-)	(-)	(-)
	(-0,95)	(-)	(-)	(-)

Fuente: Cálculos propios

A diferencia de otras estimaciones, el poder corrector del tipo de cambio nominal de apreciaciones o depreciaciones reales es considerablemente bajo, según se interpreta de coeficientes (todos ellos positivos, y por tanto, con el signo teóricamente correcto) que oscilan en sus valores contemporáneos (es decir en el impacto sobre la primera diferencia de *litcr* en la expresión de MCE) entre 0,07 y, como máximo, 0,42. Otro hecho de interés reposa en el signo y valor de la variable devaluación en un plazo superior: al segundo o tercer año (con t > 1, en la tabla). Mayoritariamente, un año después de la devaluación, el efecto de ella se revierte, al menos parcialmente (si se atiende al cambio de signo en el coeficiente individual), y/o deja de ser estadísticamente significativa. La mejor interpretación posible de este hecho es que las devaluaciones, al menos para el caso venezolano y para la metodología aquí asumida, tiene no sólo un bajo poder correctivo de las apreciaciones reales sino que también es poco persistente. Es decir tiene efectos reales sólo transitorios.

Debe destacarse que, en todo caso, el hecho de que la devaluación tenga algún impacto real, aunque sea transitorio indica que la inflación doméstica no absorbe, al menos instantáneamente, el efecto de la devaluación nominal y por consecuencia es una decisión de política económica que no debería descartarse a priori del menú de medidas que en procesos de estabilización deben aplicarse.

Por último, dado que la estimación abarca un periodo muy amplio y los coeficientes de elasticidad representan el valor promedio de esa fase, es posible que el poder corrector de la

devaluación tienda a disminuir en las observaciones más cercanas respecto a las más alejadas[161]. En la actualidad se reconoce ampliamente que este es un fenómeno general en la medida que se han producido cambios estructurales muy relevantes en materia de mercados financieros (globalización, apertura de la cuenta de capitales y reducción de los costos transaccionales de recomposición de portafolios por innovaciones informáticas), reforzado por conductas precautivas de los agentes que en mercados con "memoria larga" sobre los efectos-riqueza de las devaluaciones, reaccionan con rapidez en respuesta a las mismas cubriéndose a través de mecanismos de indización (dolarización) y/o tomando posiciones muy largas en divisas. Con ello, desde luego, perderán potencia las correcciones nominales en el tipo de cambio para producir depreciaciones reales.

5. Determinación de las Variables de Equilibrio a Largo Plazo

En el último apartado de este documento se intenta estimar el grado de desalienamiento del tipo de cambio real observado ante valores de los fundamentos que podrían ser considerados como de "estado estacionario", de acuerdo a la definición de dicho estado expresada en el marco teórico, y por tanto del nivel de equilibrio de largo plazo en el tipo de cambio real.

Existen, al menos, cuatro métodos de estimación del estado-estacionario de los fundamentos que sustentan ese cálculo:

a) se asume que el valor de equilibrio es un MA (moving-average), por ejemplo, de cinco años;
b) se utiliza el filtro Hodrick-Prescott (HP) para descomponer el ciclo de la tendencia de cada una de las series;
c) se utiliza la técnica de Beveridge-Nelson (BN) con idénticos propósitos;
d) se conocen (por fuera del modelo) cuáles serían los (supuestamente) verdaderos valores de equilibrio.

En todos estos casos las estimaciones que se efectúan se encuentran dentro del periodo muestral utilizado. En otros términos son procesos denominados "Within-Sample". Se

[161] Ello originaría que para estudios en el caso venezolano con muestras que llegan hasta inicios de los noventa [por ejemplo, Zambrano (1991)] pudieran presentarse coeficientes de corrección distintos y superiores, si efectivamente la capacidad correctora de las devaluaciones ha venido erosionándose.

pueden también hacer estimaciones "Out-Sample" utilizando proyecciones derivadas de algún otro modelo.

Tanto HP como BN forman parte de los denominados Métodos Multivariados como técnicas que introducen a los métodos no estructurales (basados en procedimientos puramente estadísticos) elementos de teoría económica. Sus fundamentales aplicaciones se realizan para el cálculo de la brecha del producto, dentro de la tradición de los modelos de "Business Cycle".

5.1. El Filtro de Hodrick-Prescott (HP)

Esta técnica propuesta por Hodrick y Prescott [Hodrick y Prescott (1981)] ha sido ampliamente utilizada para suavizar las series de tiempo identificando el componente tendencial de largo plazo de la serie y separándolo de su componente cíclico.

La estructura del filtro HP es un filtro de dos colas que computa la serie suavizada (s) de y minimizando[162] su varianza respecto a s, sujeta a una penalización que limita la segunda diferencia de s. Para ello, HP pretende minimizar:

$$\sum_{t=1}^{T}(y_t - s_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1}(s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1})^2$$

$$\lambda = \begin{cases} 100 \text{ para datos anuales} \\ 1600 \text{ para datos trimestrales} \\ 14400 \text{ para datos mensuales} \end{cases}$$

El parámetro λ controla la suavización de la serie σ; tal que a mayor λ, más suavizado será σ. En la medida que $\lambda = \propto$, s se acercará a una tendencia lineal.

[162] En realidad esta herramienta pretende minimizar simultáneamente: a) la distancia entre el valor observado de la serie y su tendencia; b) el cambio en el valor de la tendencia. Puesto que ambas condiciones son excluyentes, el compromiso que se efectúa se materializa en el valor de λ como ratio de varianzas de la tendencia respecto a la del ciclo.

5.2. Descomposición de Beveridge-Nelson (BN)

El núcleo de este método es el intento de retirar la tendencia de una serie utilizando componentes no observados [Beveridge y Nelson (1981)]. Para ello utiliza un modelo ARIMA($p,1,q$) como suma de un MCA (random walk) con constante[163], que representaría el componente permanente de la serie, y un componente estacionario (transitorio) y se asume que se encuentran perfectamente correlacionados.

La forma de aplicarlo, que sigue a Newbold (1990), propone lo siguiente. Sea z_t una serie generada por un modelo ARIMA ($p,1,q$) con drift. Sus diferencias son:

$$w_t = z_t - z_{t-1}$$

y son representadas por el modelo:

$$\phi(L)(w_t - \mu) = \theta(L)\varepsilon_t$$

Desde el momento t, el predictor lineal óptimo de z_t+k es:

$$\hat{z}_t(k) = z_t + \sum_{j=1}^{k} \hat{w}_t(j)$$

Desde que w_t es estacionaria se convierte asintóticamente en una función lineal en k, con pendiente μ e intercepto:

$$\bar{z}_t = z_t + \lim_{k\to\infty}\left[\sum_{j=1}^{k} \hat{w}_t(j) - k\mu\right]$$

La estimación $\bar{z}_t$ es el componente de tendencia o permanente de la serie y también puede identificarse el componente transitorio o cíclico como: $c_t = \bar{z}_t - z_t$.

5.3. Implicaciones de los Distintos Enfoques

El uso de uno o varios de esos criterios para la estimación del valor de largo plazo de los fundamentos tiene implicaciones analíticas relevantes así como ventajas y desventajas puramente estadísticas al momento de efectuar la simulación.

[163] Debe considerarse, en consecuencia, que esta técnica es aplicable sólo a series cuyas representaciones temporales son de tipo I(1) y, por tanto, no pueden usarse para procesos I(0).

Por un lado, se reconoce que tanto las técnicas de estimación por MA como BN contienen un importante sacrificio de observaciones, en especial con frecuencia anuales, y por tanto en muestras pequeñas pueden comprometer la eficiencia de las estimaciones. En particular, la descomposición por BN es especialmente problemática en estos casos ya que su cálculo es altamente sensible a la especificación ARIMA que se utilice y, por tanto, también a los errores de la misma, haciendo además que se sobreestimen los potenciales puntos de quiebre en las series, sin que la intuición económica o las evidencias empíricas puedan justificar esos quiebres. Una consecuencia directa de esa superior variabilidad del procedimiento BN, al menos respecto a HP o MA, en los valores de equilibrio de los fundamentos es que hará las brechas (desalineaciones) también muy volátiles, lo cual es poco plausible teóricamente en variables con "memoria"[164].

Una restricción práctica adicional es que para poder ser aplicada el filtro BN se requiere que todas las series exhiban raíces unitarias. Puesto que en las distintas especificaciones se han utilizado tanto series I(1) como I(0), esta restricción impediría la simulación en varios modelos, a menos que se combinaran procedimientos de "suavización", lo cual puede restarle el conveniente atributo de homogeneidad a las estimaciones.

Es evidente que las técnicas alternativas tampoco están exentas de problemas. Además del ya mencionado problema de dimensionalidad, debe considerarse que dichas técnicas sobre la de promedios móviles, es un mero procedimiento mecánico de suavización de la series con poca o ninguna fundamentación económica y, por tanto, puede fallar en recoger las verdaderas trayectorias de equilibrio intertemporal de los fundamentos. Por igual utilizar valores estimados, fuera de la lógica del modelo, o contrafácticos (asumiendo niveles "deseables" o "sustentables" en los fundamentos) puede introducir errores que se sumen a los ya producidos por la estimación del tipo de cambio real observado y distorsionen aún más las estimaciones.

Considerando lo anterior, se ha descartado utilizar el procedimiento BN y las simulaciones contrafácticas en las estimaciones que siguen para las que sólo son aplicados como filtros el MA y el HP.

[164] Incluso si se utilizan series estacionarias pero persistentes, el BN eleva la probabilidad de que las mismas sean mal identificadas como no estacionarias haciendo que la descomposición presuma o reproduzca un componente permanente que, de hecho, no existe.

5.4. Estimación de los Desalineamientos

En las tablas 5-25 y 5-26 (y en los gráficos que ilustran las tablas) se muestran las distintos cálculos efectuados, respectivamente con la aplicación de los promedios móviles y el filtro de Hodrick-Prescott, a la estimación, modelo a modelo, del "tipo de cambio real de equilibrio". El procedimiento, como ya se anunció previamente, es muy sencillo y supone sustituir las series de los fundamentos suavizados por MA y HP en la estructura (coeficientes de largo plazo de MCE y de los modelos estáticos, en este caso, en adición al

TABLA 5-25: GRADO DE DESALINEAMIENTO

	MCE(ma)				MLP(ma)			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
1960								
1961								
1962								
1963								
1964	2,6%	16,1%	1,2%	-0,2%	-0,2%	9,7%		
1965	1,1%	15,5%	0,1%	-0,2%	-0,3%	9,4%	-0,5%	0,2%
1966	0,5%	15,3%	-0,8%	-0,2%	-0,2%	9,4%	-0,5%	-0,2%
1967	1,1%	15,5%	-1,5%	-0,2%	0,3%	10,0%	-0,2%	0,6%
1968	1,2%	14,7%	-1,6%	0,1%	1,0%	10,8%	-0,1%	1,0%
1969	1,0%	14,9%	-1,7%	0,1%	1,2%	11,3%	0,0%	0,2%
1970	0,6%	15,1%	-1,7%	0,2%	1,4%	11,9%	-0,1%	-0,9%
1971	-0,4%	14,7%	-1,5%	0,4%	1,3%	12,3%	-0,7%	-2,8%
1972	-1,5%	14,0%	-1,7%	0,0%	0,6%	12,5%	-0,8%	-3,8%
1973	-2,3%	13,7%	-1,9%	-0,2%	0,3%	12,6%	-1,3%	-4,9%
1974	-1,4%	15,2%	-1,6%	0,1%	0,8%	13,6%	-3,4%	-7,1%
1975	-0,8%	16,5%	-1,0%	0,3%	0,7%	15,1%	-3,3%	-6,8%
1976	-0,9%	16,4%	-1,1%	-0,4%	-0,2%	15,7%	-1,7%	-4,2%
1977	-1,1%	16,0%	-1,4%	-0,5%	-0,4%	16,0%	-1,4%	-2,1%
1978	-0,7%	15,8%	-1,4%	-0,5%	-0,4%	16,5%	-0,5%	0,2%
1979	-0,9%	15,5%	-0,8%	-0,1%	-0,4%	16,9%	0,0%	1,0%
1980	-1,0%	15,4%	-0,4%	-0,2%	-0,6%	16,6%	-0,2%	-0,1%
1981	1,8%	18,6%	3,3%	3,3%	2,4%	19,9%	1,8%	0,4%
1982	4,5%	22,0%	6,5%	4,1%	2,8%	22,3%	2,7%	2,2%
1983	2,2%	21,7%	5,6%	2,0%	-0,3%	19,5%	2,0%	1,6%
1984	-1,7%	18,1%	2,7%	0,2%	-2,5%	14,5%	-1,0%	-1,0%
1985	-2,7%	17,6%	3,3%	2,5%	-1,0%	13,3%	-0,7%	-2,2%
1986	-4,9%	14,9%	1,2%	-0,6%	-3,9%	9,5%	-1,3%	-3,0%
1987	-11,1%	6,2%	-5,6%	-5,9%	-8,6%	0,8%	-8,0%	-10,4%
1988	-7,1%	6,9%	-2,1%	1,6%	-0,3%	3,8%	-1,7%	-6,7%
1989	-5,4%	4,5%	-4,0%	-4,0%	-4,1%	1,7%	-2,6%	-11,4%
1990	-3,9%	0,1%	-6,1%	-4,1%	-2,7%	-0,3%	9,9%	-3,1%
1991	-1,2%	0,6%	-4,5%	-1,3%	0,4%	1,6%	9,9%	1,2%
1992	-0,3%	0,6%	-3,7%	-2,0%	-0,3%	0,1%	6,3%	0,6%
1993	2,1%	2,7%	-2,5%	-1,0%	0,9%	1,8%	5,5%	1,9%
1994	-0,5%	-0,8%	-4,2%	-3,2%	-1,8%	0,5%	3,3%	-1,5%
1995	1,7%	3,6%	0,0%	2,5%	3,2%	5,2%	13,6%	6,9%
1996	-3,1%	-4,3%	-4,4%	0,9%	1,5%	1,0%	7,5%	-5,1%
1997	2,1%	0,5%	1,1%	4,2%	4,8%	7,1%	6,7%	-0,4%
1998	6,0%	4,6%	6,0%	4,0%	4,4%	12,1%	8,2%	3,1%
1999	6,6%	8,2%	9,2%	1,9%	1,3%	14,7%	8,8%	4,4%
2000	6,8%	11,9%	11,2%	2,6%	1,2%	15,9%	9,1%	5,2%
2001	7,4%	18,9%	13,9%	4,2%	2,0%	17,6%	9,4%	5,3%
2002	2,4%	14,0%	6,7%	-3,8%	-5,3%	9,4%	4,9%	1,0%
2003	1,5%	12,6%	3,7%	-2,4%	-3,1%	5,6%	2,6%	-3,2%

Fuente: Cálculos propios

TABLA 5-26: GRADO DE DESALINEAMIENTO								
	MCE(hp)				MLP(hp)			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
1964	1,2%	14,8%	1,5%	5,5%	-0,2%	9,6%	0,7%	1,9%
1965	0,1%	14,0%	0,5%	4,0%	-0,2%	9,3%	0,0%	0,5%
1966	-0,8%	13,4%	0,0%	3,1%	-0,2%	9,2%	-0,1%	-0,2%
1967	-1,5%	13,0%	-0,2%	2,7%	-0,2%	9,5%	0,0%	-0,5%
1968	-1,6%	13,3%	-0,5%	2,2%	0,1%	10,3%	-0,3%	-0,8%
1969	-1,7%	13,6%	-0,6%	1,8%	0,1%	11,1%	-0,2%	-0,9%
1970	-1,7%	14,0%	-0,6%	1,4%	0,2%	12,1%	-0,1%	-0,9%
1971	-1,5%	14,6%	-1,0%	0,8%	0,4%	13,1%	-0,5%	-1,0%
1972	-1,7%	14,8%	-1,0%	0,6%	0,0%	13,7%	-0,4%	-0,7%
1973	-1,9%	14,9%	-1,1%	0,1%	-0,2%	14,1%	-0,7%	-0,7%
1974	-1,6%	15,6%	-3,1%	-2,4%	0,1%	15,1%	-2,6%	-2,8%
1975	-1,0%	16,6%	-3,3%	-3,1%	0,3%	16,2%	-2,2%	-3,3%
1976	-1,1%	16,6%	-1,7%	-1,8%	-0,4%	16,3%	-0,7%	-1,9%
1977	-1,4%	16,5%	-1,0%	-0,9%	-0,5%	16,1%	-0,8%	-1,3%
1978	-1,4%	16,7%	-0,1%	-0,1%	-0,5%	16,0%	-0,4%	-0,8%
1979	-0,8%	17,4%	0,6%	0,7%	-0,1%	16,4%	-0,4%	-0,4%
1980	-0,4%	17,9%	0,7%	0,7%	-0,2%	16,4%	-0,8%	-0,8%
1981	3,3%	22,0%	3,3%	2,8%	3,3%	19,9%	1,5%	0,8%
1982	6,5%	25,2%	5,9%	5,9%	4,1%	22,6%	2,6%	3,4%
1983	5,6%	23,2%	7,5%	8,4%	2,0%	20,4%	2,9%	5,4%
1984	2,7%	18,4%	5,8%	7,2%	0,2%	15,7%	0,6%	4,0%
1985	3,3%	17,4%	6,0%	7,7%	2,5%	15,0%	1,4%	4,5%
1986	1,2%	12,9%	5,3%	6,6%	-0,6%	11,1%	0,7%	3,4%
1987	-5,6%	3,3%	-2,5%	-2,0%	-5,9%	2,4%	-6,4%	-4,8%
1988	-2,1%	5,0%	-0,1%	-0,5%	1,6%	5,0%	-1,0%	-3,2%
1989	-4,0%	1,1%	-6,8%	-8,5%	-4,0%	2,1%	-3,0%	-10,7%
1990	-6,1%	-2,6%	1,8%	-2,9%	-4,1%	-0,6%	8,8%	-5,1%
1991	-4,5%	-2,1%	5,6%	0,4%	-1,3%	1,0%	8,8%	-1,7%
1992	-3,7%	-2,1%	8,8%	3,7%	-2,0%	-0,6%	5,4%	-2,6%
1993	-2,5%	-1,4%	9,5%	4,8%	-1,0%	0,9%	4,6%	-1,6%
1994	-4,2%	-3,2%	8,1%	1,8%	-3,2%	-0,4%	2,8%	-4,4%
1995	0,0%	1,3%	18,5%	11,5%	2,5%	4,5%	13,2%	4,6%
1996	-4,4%	-2,5%	6,3%	-0,5%	0,9%	0,3%	7,0%	-6,8%
1997	1,1%	4,2%	10,9%	5,0%	4,2%	6,4%	6,5%	-1,9%
1998	6,0%	10,6%	14,8%	9,6%	4,0%	11,7%	8,3%	2,1%
1999	9,2%	15,4%	17,2%	13,2%	1,9%	14,8%	9,1%	5,1%
2000	11,2%	19,0%	18,5%	15,6%	2,6%	16,3%	9,4%	7,1%
2001	13,9%	23,3%	19,4%	17,3%	4,2%	18,4%	9,9%	8,3%
2002	6,7%	16,6%	14,1%	11,7%	-3,8%	9,9%	4,8%	2,9%
2003	3,7%	14,3%	9,3%	6,0%	-2,4%	5,7%	2,3%	-2,6%

Fuente: Cálculos propios

intercepto estimado) de los cuatro modelos estimados. A partir de los valores "corrientes" y los de "equilibrio", se calculó el grado o porcentaje de desalineamiento estimado en el periodo.

Como es claramente deducible, la presencia de un rango amplio de distintos valores para los regresores, tanto por las diferencias que se presentan modelo a modelo, como por el hecho de utilizar dos criterios alternativos en el filtrado de las series; produce un abanico en exceso amplio de potenciales periodos de apreciación o depreciación.

No obstante esta dispersión, destacan algunos hechos relevantes. En primer lugar, y como era de esperarse, los periodos con las mayores brechas relativas de apreciación, coinciden

Gráfico 5-15
TIPO DE CAMBIO REAL OBSERVADO
Y DE EQUILIBRIO A LARGO PLAZO
MODELO 1

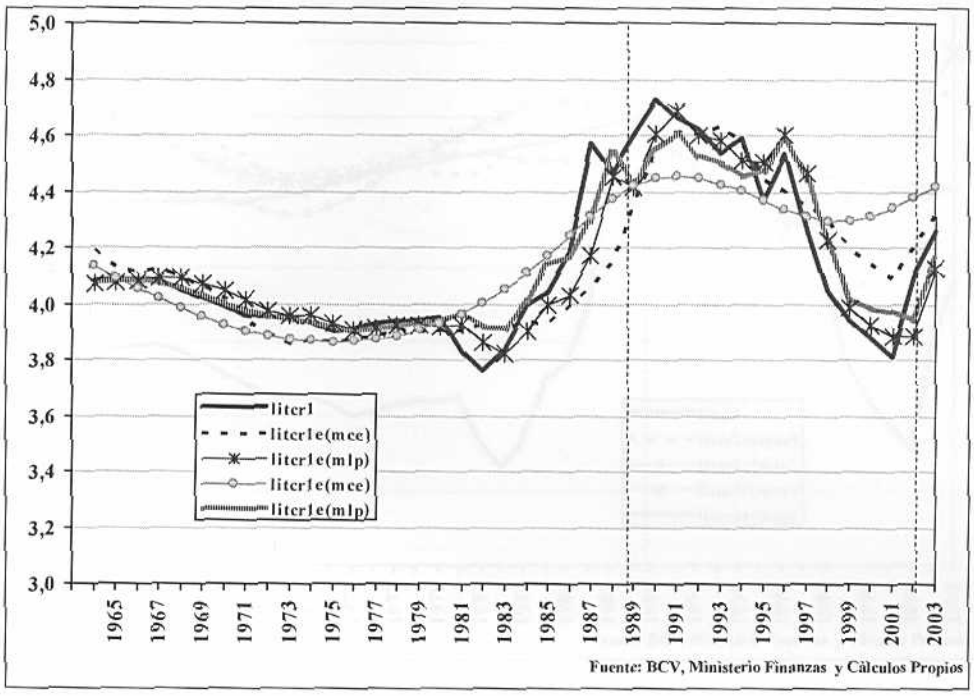


Gráfico 5-16
GRADO DE DESALINEAMIENTO
MODELO 1

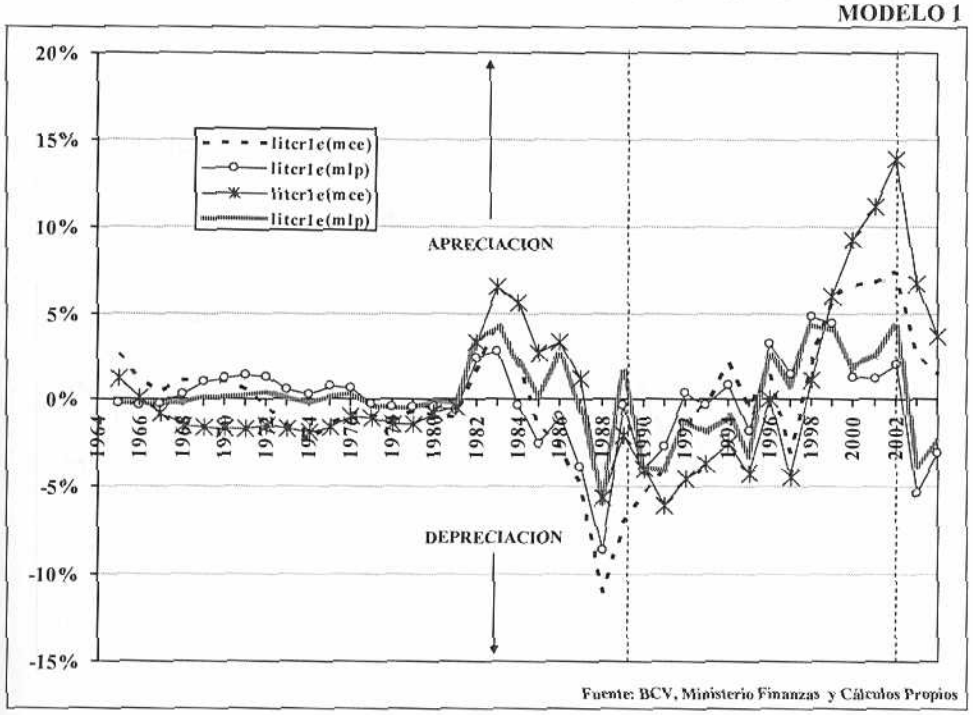


Gráfico 5-17
TIPO DE CAMBIO REAL OBSERVADO Y DE EQUILIBRIO A LARGO PLAZO MODELO 2

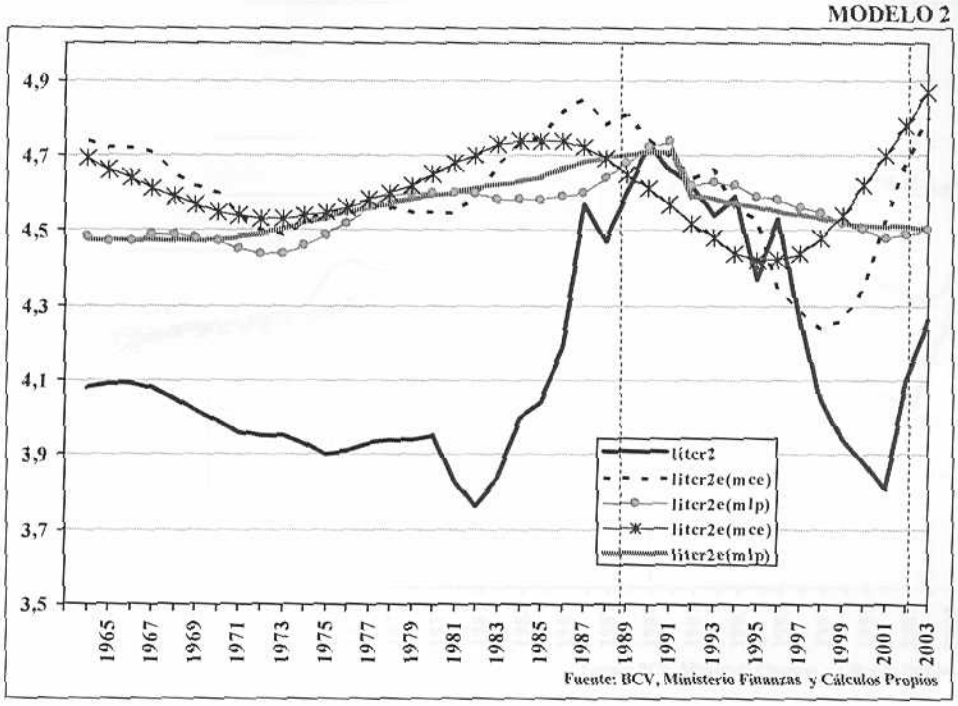


Gráfico 5-18
GRADO DE DESALINEAMIENTO MODELO 2

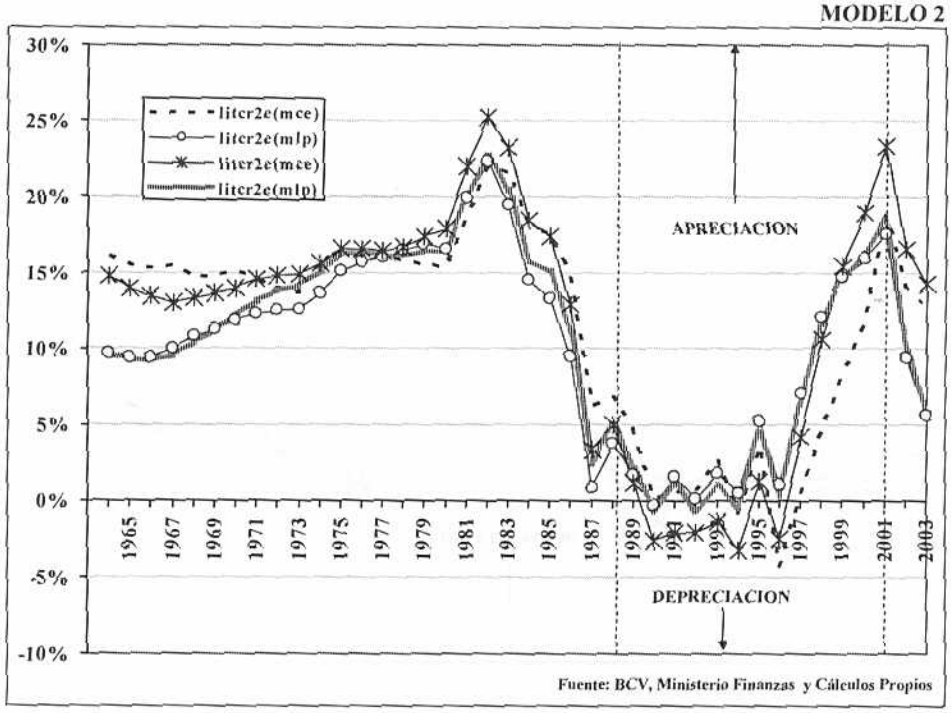


Gráfico 5-19
TIPO DE CAMBIO REAL OBSERVADO Y DE EQUILIBRIO A LARGO PLAZO MODELO 3

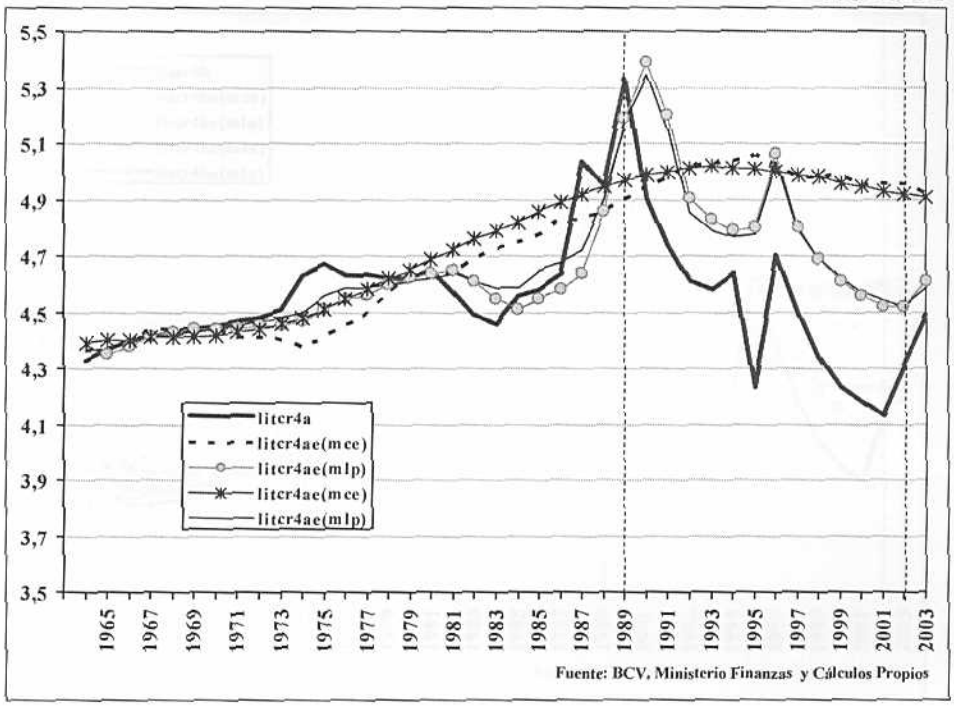


Gráfico 5-20
GRADO DE DESALINEAMIENTO MODELO 3

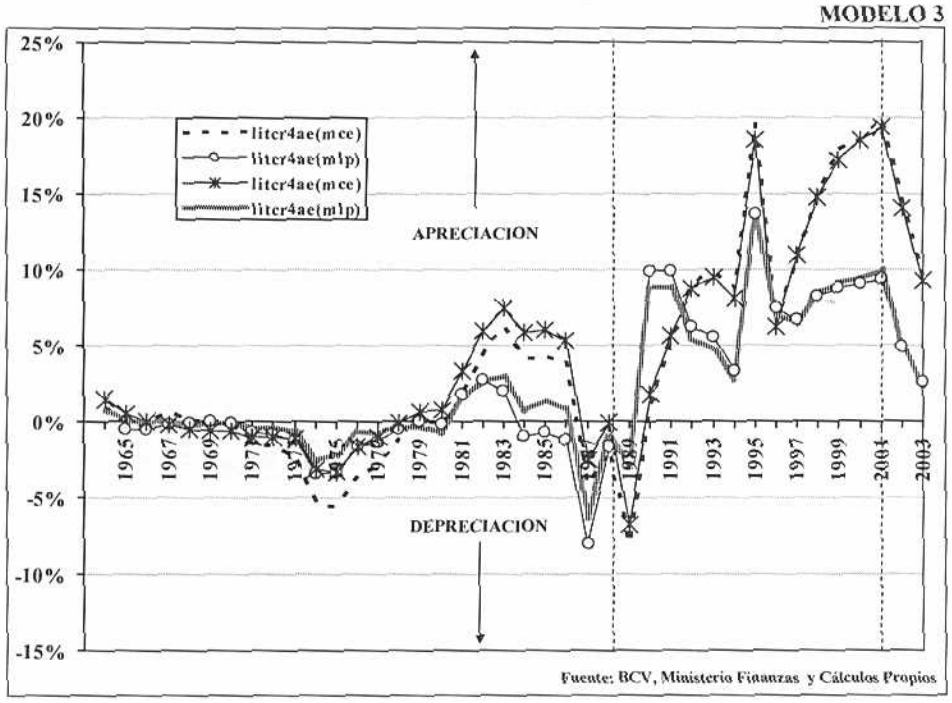


Gráfico 5-21
TIPO DE CAMBIO REAL OBSERVADO Y DE EQUILIBRIO A LARGO PLAZO MODELO 4

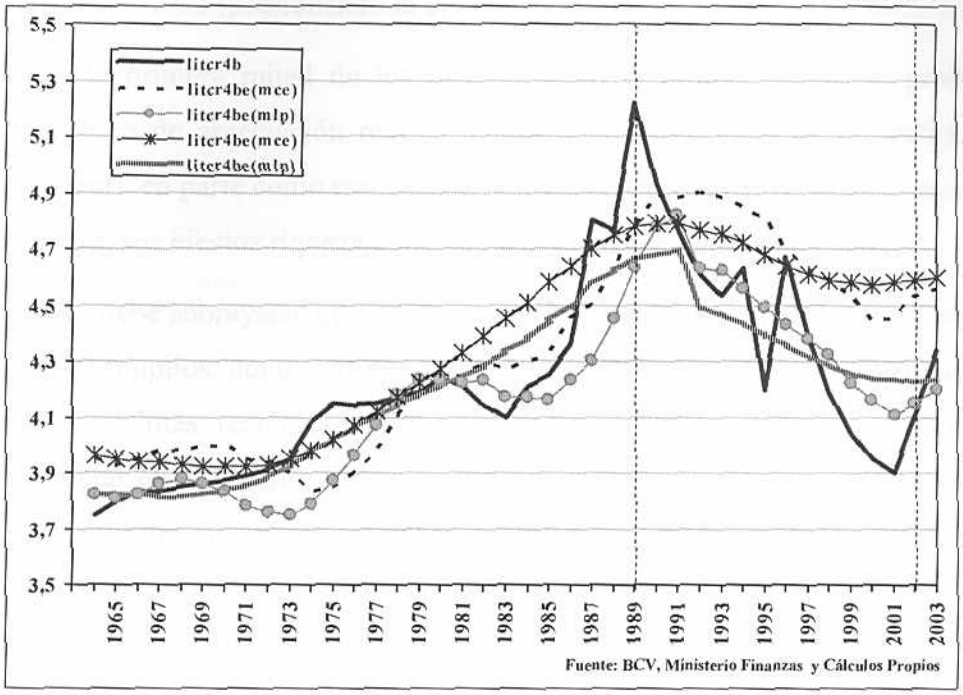
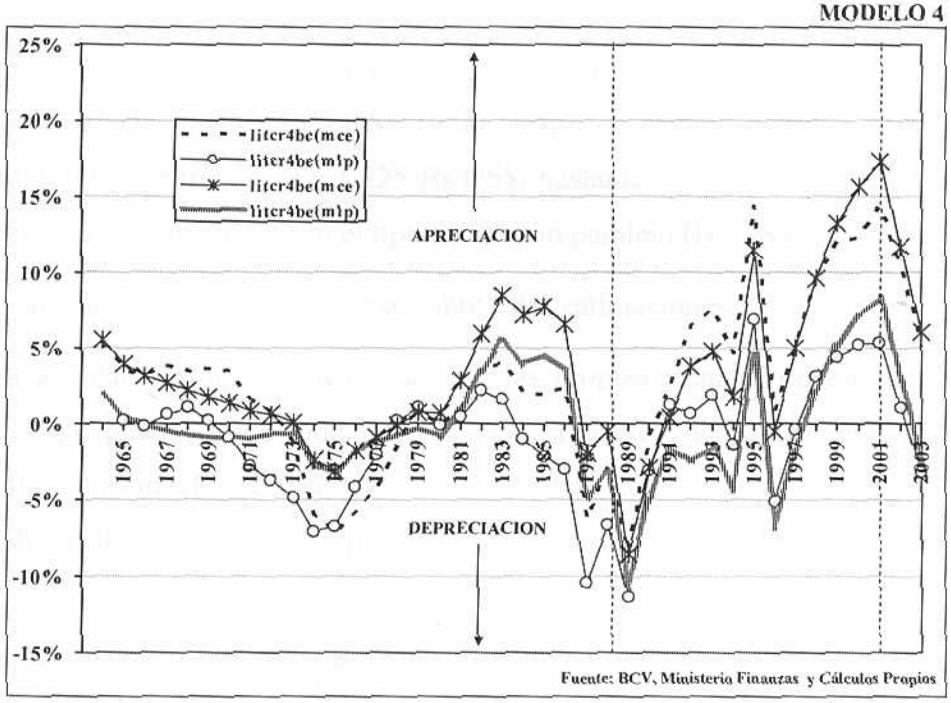


Gráfico 5-22
GRADO DE DESALINEAMIENTO MODELO 4



con las fases de control de cambios, en los que se congeló o se ajustó con retraso y discrecionalmente el tipo de cambio nominal y con fases en las que se cerró la economía, se produjo expansión fiscal (presionando la demanda de no transables).

Por igual, en la primera mitad de los noventa y en el último bienio, se producen los menores márgenes de apreciación real (o incluso cambia el signo de la brecha hacia la depreciación real), en parte como respuesta a políticas fiscales menos expansivas, acelerada devaluación (con sus efectos riqueza e ingreso consecuentes) e inflación alta.

En tercer lugar, debe subrayarse que no se encontró respaldo econométrico para la intuición muy popular de amplios, aunque sí persistentes, márgenes de apreciación cambiaria, ni en las observaciones más recientes ni, lo que podía ser incluso menos intuitivo, en el subperiodo inicial en el que prevaleció el régimen de tipo de cambio fijo. Incluso para el modelo 2 que muestra las mayores brechas relativas del set completo de estimaciones, los márgenes de apreciación no exceden en ningún momento del 25% (entre 1980 y 1985 y entre 1998 y 2002). Para los modelos que identifican un menor margen de apreciación, los modelos 1 y 4, en la actualidad el tipo de cambio real observado estaría en línea o incluso ligeramente por encima del tipo de cambio de equilibrio a largo plazo.

Por último, al estimar cuál debería ser el tipo de cambio nominal que cerrara el desalineamiento estimado[165], se concluye que al cierre de 2003, mientras que el tipo de cambio oficial estaba fijado en Bs/US$ 1,600 el tipo de cambio nominal de "equilibrio" estaría comprendido entre 1,570 y 1,825 Bs/US$, bastante cercano al oficial y por debajo del que exhibió en ese mismo lapso el tipo de cambio paralelo (Bs/US$ 2,283 al cierre).

Tres observaciones finales deben hacerse sobre estas estimaciones.

Es de rigor señalar, en primer lugar, que por las propias técnicas de estimación de los valores de largo plazo de los fundamentos, el "verdadero" desalineamiento puede estar severamente subestimado. En última instancia, los fundamentos de equilibrio son, rezagados, los valores observados y por consecuencia frente a choques en los fundamentos,

[165] Este procedimiento es sencillo. Al tipo de cambio oficial vigente(que, como se ha señalado, puede divergir ampliamente respecto al tipo de cambio de mercado en fases de control de cambios), se le aplica el porcentaje de apreciación/depreciación real y se obtiene el tipo de cambio nominal de "equilibrio". Para evitar cálculos innecesarios, sólo fue calculado para las dos versiones de los modelos que mostraron, respectivamente, el mayor y el menor porcentaje de desalineamiento.

el tipo de cambio de "equilibrio" tenderá a seguir retrasadamente al tipo de cambio real observado y, por tanto, se irá cerrando progresivamente la brecha estimada. Por supuesto, evitar esta deficiencia implicaría re-estimar el valor de equilibrio de los fundamentos, cálculo que, como es evidente, escapa al marco de un modelo uniecuacional de forma reducida. Seguramente sólo a partir de un modelo de equilibrio general, con su clara potencia en términos de la consistencia en la estimación del set de variables endógenas, pero también con las limitaciones de datos que implica y los costos asociados en potenciación de los errores de estimación; podrían superarse estos inconvenientes.

En estrecha conexión con esta observación, debe aclararse que la dispersión entre las brechas calculadas por los cuatro modelos no sólo era previsible, sino que obedece al grado variable en la explicación del tipo de cambio real. Cuanto mejor ajuste presente el modelo, menor será la brecha que se presente entre ambos niveles del tipo de cambio real. De nuevo sobre este punto es poco lo que puede hacerse en el marco del modelo aquí adoptado, pero su reconocimiento alerta sobre la cautela con que deben tomarse estos resultados. Por ello, se debe admitir que difícilmente puedan derivarse recomendaciones en materia de ajuste cambiario a partir de estos cálculos. A pesar de los esfuerzos realizados en la estimación y de que los resultados econométricos no son insatisfactorios, al menos en comparación con otras aplicaciones efectuadas para el caso venezolano; las especificaciones son extremadamente sensibles a los procedimientos de cálculo de los valores de equilibrio y, por consecuencia, pueden ser sólo un ingrediente, y no el más importante, de un conjunto superior de criterios para orientar las decisiones en materia cambiaria.

Con la prudencia debida, y si se aceptan las estimaciones realizadas en este trabajo, podría proyectarse el comportamiento esperado en el tipo de cambio real de equilibrio. Sólo a título ilustrativo puede señalarse que, si como es consensual, los precios petroleros (y, por tanto, los términos de intercambio) se espera que se mantengan sólidos en el próximo bienio y se recupere notablemente la inversión doméstica (incluso de modo sostenida por un lapso prolongado) al reducirse el nivel de incertidumbre política e institucional; el tipo de cambio real podría retroceder de manera sostenible. Este ajuste podría favorecer si no una revaluación, al menos sí la estabilidad en el tipo de cambio nominal, sin alentar reacciones de los mercados que juzgasen como transitoria dicho valor y, por tanto, apostaran por devaluaciones futuras, haciendo perder credibilidad a la regla cambiaria. De

hecho, de ser plausible esto, incluso en la fase de la transición del actual régimen de política económica al que debería adoptarse, podría evitarse arrancar el nuevo régimen con una fuerte devaluación, evitando de paso los siempre altos costos reales y distributivos de este tipo de ajustes.

CONCLUSIONES

El tipo de cambio real es una medida, la más agregada posible, de la relación existente entre los precios de los bienes y servicios domésticos y los precios externos, y constituye uno de los precios fundamentales de cualquier economía abierta al exterior. Este precio macroeconómico es especialmente relevante en aquel tipo de economías que, además de ser de tamaño reducido o intermedio y, por tanto, comportarse como precio-aceptantes en los mercados foráneos, también sufren constantes choques de precios y otro tipo de innovaciones en sus flujos de comercio y de financiamiento externo.

Desde el punto de vista interno, este precio relativo es un insumo fundamental para la asignación de recursos productivos, la composición del portafolio de activos de los agentes domésticos y la distribución del ingreso. Por constituir, de la manera más comprimida posible, la variable síntesis del estado de los balances interno y externo y del régimen de política económica; los posibles desalineamientos entre el tipo de cambio real observado y el de equilibrio a largo plazo consistente con los fundamentos que lo determinan, generan importantes efectos y perturbaciones en el desempeño macroeconómico. De ser persistente esta brecha, se comprometerá la posibilidad de alcanzar las tasas de crecimiento más altas posibles, la estabilidad de precios y, por consecuencia, un acceso más equitativo al disfrute del bienestar. En efecto, de prevalecer sostenidos desequilibrios cambiarios, quedarán negativamente afectados el nivel y composición de la producción doméstica, la capacidad competitiva y las rentabilidades relativas del sector transable y del no transable; y, por esa vía, el nivel de activos externos netos compatible con los equilibrios domésticos, el patrón de distribución de la renta, tanto factorial como a nivel de los hogares, el balance fiscal, la trayectoria de la deuda pública, la eficacia de la política monetaria y la solvencia, líquidez y rentabilidad del sistema financiero doméstico. Es decir, constituye una fuente causal básica de un mal desempeño macroeconómico.

Por igual, al constituir un insumo informativo clave en las decisiones corrientes de gasto y en la formación de expectativas de los agentes domésticos e inversionistas internacionales, la presencia de desequilibrios cambiarios suele alimentar fuertes flujos de capitales y reversiones no menos bruscas que originan crisis cambiarias y/o financieras, con costosos

efectos de balance sobre toda la economía y, en última instancia, sobre el bienestar de la población.

Por todo lo anterior, la elección y administración de un nivel de tipo de cambio nominal consistente con los determinantes de los fundamentos macroeconómicos (internos y externos), es una decisión crucial de política económica que exige un razonablemente bien fundamentado método de estimación de lo que sería ese tipo de cambio real de equilibrio a largo plazo. La estimación de dicho nivel, con un grado razonable de confianza, puede constituirse en un insumo útil para un diseño apropiado de política económica, tanto en la fase de inicio de cualquier régimen cambiario como en la administración de los ajustes que éste requiera en respuesta a los choques, permanentes o transitorios, que puedan observarse y que alejen el tipo de cambio real corriente de su nivel de equilibrio en el estado estacionario. Estas consideraciones y la reducida (y en ocasiones débilmente sustentada) investigación aplicada en esta área para el caso venezolano, motivaron la selección y realización de esta investigación.

La primera parte de la investigación se pasó revista a los fundamentales conceptos y mediciones de la variable teórica tipo de cambio real y se discutieron las nociones de equilibrio a corto y largo plazo, sostenibilidad, estabilidad y exogeneidad; todas ellas relevantes para la comprensión del modelo analítico y el contraste empírico. A continuación se expusieron los fundamentales enfoques metodológicos, actualmente disponibles, y entre ellos por su especial popularidad el de la Paridad del Poder de Compra, evaluando las ventajas y desventajas que cada uno de ellos exhibe. Esta revisión permitió destacar las razones por las que se asumió una especificación uniecuacional de forma reducida.

En la tercera parte, se presentó una versión reducida (ampliada en un anexo para quien desee profundizar en el marco teórico) del modelo de determinación del tipo de cambio real de equilibrio a partir de su relación con los fundamentos macroeconómicos.

En el cuarto capítulo se presentaron los hechos estilizados para la economía venezolana con particular atención sobre el entorno externo en la que esta se desenvolvió en el periodo 1960-2003, como lapso seleccionado por esta investigación, los diversos regímenes de política económica aplicados y el desempeño macroeconómico general alcanzado.

En la parte final, se expusieron los principales resultados empíricos de la aplicación del modelo de determinación del tipo de cambio real de equilibrio, de su dinámica de corto y largo plazo, y de las estimaciones de las brechas, calculadas a partir de distintos criterios, entre el tipo de cambio real observado y el que podría considerarse de equilibrio a largo plazo.

Entre los fundamentales hallazgos y consideraciones derivadas de la aplicación de esta metodología deben considerarse los siguientes.

Ante todo debe reconocerse que el enfoque uniecuacional aquí adoptado presenta un conjunto de ventajas, y también limitaciones, que no se pueden soslayar. A diferencia de otras metodologías, importa un considerable ahorro de datos, deriva de un marco teórico aceptablemente bien sustentado y asume la plausible hipótesis no sólo de que el tipo de cambio real de equilibrio no es constante (como postularía la PPC), sino que identifica algunos de los canales y signos esperados de su variación en el tiempo. A la vez, ofrece una vía transparente, directa y homogénea de estimación que puede ser aplicada sin mayores inconvenientes a una muestra amplia de países, incluso a aquellos que presentan las mayores restricciones en la disponibilidad de información estadística. Seguramente esta es una propiedad del enfoque que le ha valido su soporte en la comunidad académica y en la orientación de las investigaciones de las organizaciones multilaterales con incidencia en el diseño de las políticas públicas de los países que apoyan financieramente en sus programas de estabilidad y reforma estructural.

No obstante esas ventajas, debe reconocerse que las estimaciones que provee presentan problemas de robustez al ser extremadamente sensibles, como bien se demostró en el capítulo 5, a la especificación de las variables regresada y regresoras que se seleccionen. Aunque esta no es una limitación exclusiva de este enfoque, sino que suele estar presente en la mayor parte de los modelos de series de tiempo uniecuacionales, constituye un factor que obliga a ser muy prudente en el uso de las estimaciones obtenidas. Desafortunadamente en esta temática las investigaciones están permanentemente sujetas al dilema de construir especificaciones empíricas que estadísticamente sean poco viables (o abiertamente irrealizables), aunque teóricamente tengan los mejores atributos de consistencia interna y de exogeneidad (por ejemplo, adoptando modelos de equilibrio general) o darle viabilidad empírica a las investigaciones a costa de aceptar la menor robustez de las estimaciones.

En segundo lugar, también en razón de las limitaciones de datos, el enfoque que se utilizó está incapacitado para capturar los quiebres estructurales que en cualquier economía tienden a producirse, especialmente con un perfil estructural como el venezolano, en periodos tan amplios como los aquí evaluados. Esta deficiencia puede constatarse desde el momento en que las estimaciones de los coeficientes a largo plazo de las regresiones, bajo cualquiera de los métodos de estimación que se construyeron, son únicos; lo cual, implícitamente hace asumir que, en promedio, la economía se mantuvo en equilibrio interno y externo. De esto se infiere que, en general, los desalineamientos que capturan los modelos podrían estar subestimados tanto en longitud como en magnitud. A menos que, estrategia que fue desechada por esta investigación, se introduzcan hipótesis contrafácticas sobre los valores de equilibrio de los fundamentos. Y de nuevo, estas hipótesis no podrían ser provistas sino de fuentes y modelos que escapan al alcance de esta metodología.

Por último debe insistirse en la prudencia con que deben ser asumidos los hallazgos empíricos (determinantes del tipo de cambio real, elasticidades de corto y largo plazo, velocidad de los ajustes ante choques diversos, poder de corrección real de las devaluaciones y grado de apreciación/depreciación real) si pretenden informar a los decisores de políticas públicas. Sería irresponsable producir recomendaciones sobre ajustes en el nivel de tipo de cambio a partir de las estimaciones que aquí se efectuaron, a pesar que éstas presentan algunas notables ventajas relativas respecto a estudios similares hechos para el caso venezolano.

En todo caso, los resultados de la investigación constituyen sólo una prueba adicional de lo complejo que resulta disponer de modelos sólidos de estimación del tipo de cambio real y de lo relevante, y hasta urgente en las condiciones de la coyuntura actual, que es disponer de apropiadas estimaciones de esa variable para sustentar el diseño de las decisiones cambiarias tanto de su nivel nominal como de la regla que lo determine.

BIBLIOGRAFIA BASICA

- Abdel-Motaal, K. (1998). "Venezuelan Bolivar Overvaluation is Overvalued", *Mimeo*, JP Morgan, New York.
- Aghion, Ph. y Saint-Paul, G. (1993), "Uncovering Some Causal Relationships between Productivity Growth and the Structure of Economic Fluctuations: A Tentative Survey", Working Paper N° 4603 (diciembre), *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, Mass.
- Alberola, E. (2003). "Misalignment, Liabilities Dollarization, and Exchange Rate Adjustment in Latin America", *Documento de Trabajo* N° 0309, Servicio de Estudios, Banco de España.
- Ahlers, T.O., y Hinkle, L.E. (1999). "Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate Empirically: Operational Approaches", Capítulo 7, en *Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement for Developing Countries*, Hinkle, L. y Montiel, P., editores, Banco Mundial, Oxford University Press.
- Apte, P., Sercu, P., y Uppal, R. (1996), "The Equilibrium Approach to Exchange Rates: Theory and Tests", NBER Working Paper N° 5748 (septiembre), *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, Mass.
- Atiqur, A.K.M. y Abul, S. (2000). "Real Exchange Rate Behavior and Exchange Rate Misalignments in Bangladesh: A Single Equation Approach", *Mimeo*, North South University, Dhaka, Bangladesh.
- Baffes, J., Elbadawi, I., y O´Connell, S. (1999), "Single-Equation of the Equilibrium Real Exchange Rate", Capítulo 10, en *Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement for Developing Countries*, Hinkle, L. y Montiel, P., editores, Banco Mundial, Oxford University Press.
- Baeir, S., Dwyer, G.P. y Tamura, R. (2002). "How Important are Capital and Total Factor Productivity for Economic Growth?", *Research Department*, Federal Reserve Bank of Atlanta, Atlanta, Georgia.
- Balassa, B., (1964). "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *The Journal of Political Economy*, vol. 72:6, pp. 584-596.

- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J.W., y Hendry, D. (1990). Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analiyis of Non-Stationary Data, *Advanced Texts in Econometrics*, Oxford University Press.
- Barcia, J. (1999). "Una Aproximación al Tipo de Cambio Real de Equilibrio en Venezuela y sus Determinantes Fundamentales", *Informe Mensual* (marzo), Metroeconómica, pp: III-1 a III-22.
- Bayoumí, T., Clark, P., Symansky, S., y Taylor, M., (1994). "The Robustness of Equilibrium Exchange Rate Calculations to Alternative Assumptions and Methodologies", en Williamson, J., editor, *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, pp: 19-60, Institute for International Economics, Washington, D.C..
- Beveridge, S. y Nelson, Ch.R. (1981). "A New approach to the decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle'", *Journal of Monetary Economics* 7, pp: 151-174, North-Holland.
- Bjørnland, H. (1998). "Economic Fluctuations in a Small Open Economy – Real versus Nominal Shocks", *Statistics Norway Discussion Papers*, n° 215, Open Economies Review.
- Bjørnland, H. (2003). "Estimating the equilibrium real exchange rate in Venezuela", *Memoradum N° 02/2003*, Department of Economics, University of Oslo, Noruega.
- Black, S.W. (1994). "On the Concept and the Usefulness of the Equilibrium Rate of Exchange", en John Williamson, editor, *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, pp: 279-92, Institute for International Economics, Washington, D.C..
- Blyde, J. (1999). "Consideraciones sobre la Desalineación Cambiaria y la Estimación de Tipos de Cambio de Equilibrio en Venezuela", *Papeles de Trabajo* N° 99-001, Oficina de Asesoría Económica y Financiera del Congreso de la República de Venezuela.
- Boswijk, H.P. (1992). "Efficient Inference on Cointegration Parameters in Structural Error Correction Models", University of Amsterdam, *Econometrics Discussion Paper*.
- Cárdenas, M. (1997). "La Tasa de Cambio en Colombia", Bogotá, *Cuadernos de Economía*, Fedesarrollo.

- Chacholiades, M. (1981). *Economía Internacional*, Editorial Mac Graw Hill Latinoamericana, Bogotá, Colombia.
- Chand, S. (2001). "How misaligned is the Australian real exchange rate?", *Mimeo*, (agosto), The Australian National University.
- Clarida, R. y Gali, J. (1994). "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?", *Working Paper*, N° 4658, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass.
- Clark, P., Bartolini, L., Bayoumi, T., y Symansky, S. (1994). "Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Framework for the Analysis", *IMF Occasional Paper* N° 115 (diciembre), Fondo Monetario Internacional, Washington, D.C..
- De Gregorio, J. y Wolf, H.C. (1994). "Terms of Trade, Productivity, and the Real Exchange Rate", *Working Paper* N° 4807, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass.
- Dervis, K., De Melo, J., y Robinson, S. (1982). *General Equilibrium Models and Development Policy*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Devarajan, S. (1999). "Estimates of Real Exchange Rate Misalignment with a Simple General-Equilibrium Model", capítulo 8, en *Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement for Developing Countries*, Hinkle, L. y Montiel, P., editores, Banco Mundial, Oxford University Press.
- Devarajan, S., Lewis, J., y Robinson, S. (1993). "External Shocks, Purchasing Power Parity, and the Equilibrium Real Exchange Rate", *World Bank Economic Review*, N° 7 (enero), pp: 45-64, Banco Mundial, Washington, D.C..
- Dornbusch, R. (1983). "Real Interest Rates, Home Goods, and Optimal External Borrowing", *Journal of Political Economy*, 91(1).
- Dornbusch, R. (1984). *Open Economy Macroeconomics*, New York, Basic Books.
- Edison, H.J. (1987). "Purchasing Power Parity in the Long-Run: A Test of the Dollar-Pound Exchange Rate (1890-1978)", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 19(3), pp: 376-387.
- Edwards, S. (1989). *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

- Edwards, S. (1993). "Trade Policy, Exchange Rates and Growth", *Working Paper* N° 4511 (octubre), National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass.
- Edwards, S. (1994). *Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries*, Institute for International Economics, Washington, D.C..
- Elbadawi, I. (1994). "Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates", en Williamson, J., *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington, D.C..
- Elbadawi, I. y Soto, R. (1994). "Capital Flows and Equilibrium Exchange Rates in Chile", *Policy Research Working Paper* N° 1306, World Bank, Washington, D.C.
- Engle, R.F., Hendry, D.F., y Richard, J-F. (1983). "Exogeneity", *Econometrica*, 51, pp: 277.
- Engel, Ch. (1996). "Long-Run PPP May Not Hold After All", *Working Paper* N° 5646 (Julio), National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass.
- Feyzioglu, T. (1997). "Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate: An Application to Findland", *IMF Working Papers*, WP/97/109, Washington, D.C..
- Frankel, J.A. y Rose, A. K. (1995), "A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries", *Working Paper* N° 5006 (febrero), National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass.
- Frenkel, J. (1981). "The Collapse of Purchasing Power Parities during the 1970´s", *European Economic Review*, 16, pp: 145-165.
- Froot, K.A. y Rogoff K. (1996). "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates", *Working Paper* N° 4952 (diciembre), National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass.
- García, G, Rodríguez, R., Marcano, L., Penfold, R. y Sánchez, G. (1997), "La Sostenibilidad de la Política Fiscal en Venezuela", *Documento de Trabajo* R-317 Trabajo Fiscal, Red de Centros de Investigación, Banco Interamericano de Desarrollo, Washington.
- Goldstein, M. (2002). *Managed Floating Plus, Policy Analysis in International Economics*, Institute for International Economics, Washington, D.C..

- Goldfajn, I. y Valdés, R. (1996). "The Aftermath of Appreciations", *Working Paper* N° 5650 (Julio), National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass..
- Granger, C.W.J. y Newbold, P. (1974). "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, vol. 2, pp. 111-120.
- Guerra, J. y Rodríguez, O. (1998). "Crisis cambiaria y flujos de capital en Venezuela", Serie *Documentos de Trabajo* N° 15, Banco Central de Venezuela, Caracas.
- Guerra, J. y Pineda, J. (2000). "Trayectoria de la política cambiaria en Venezuela", Serie *Documentos de Trabajo*, N° 25, Banco Central de Venezuela, Caracas.
- Gujarati, D. N. (2003). *Econometría*, Editorial McGrawHill, 4° edición, México.
- Hakkio, C. (1984). "A Reexamination of Purchasing Power Parity: A Multi-Country and Multi-Period Study", *Journal of International Economics*, 17, pp: 265-277.
- Haque, N. Ul, y Montiel, P. J. (1999). "Long-Run Real Exchange Rate Changes in Developing Countries: Simulations from an Econometric Model", Capítulo 9, en *Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement for Developing Countries*, Hinkle, L. y Montiel, P., editores, Banco Mundial, Oxford University Press.
- Hausmann, R. (1990). *Shocks Externos y Ajuste Macroeconómico*, Banco Central de Venezuela, Caracas.
- Hendry, D.F. y Krozlig, H-M. (2004), "We Ran One Regression", *Department of Economics*, Oxford University, Oxford.
- Hinkle, L.E. y Nsengiyumva, F. (1999a). "External Exchange Rates: Purchasing Power Parity, the Mundell-Fleming Model amd Competitiveness in Traded Goods", capítulo 2, en *Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement for Developing Countries*, Hinkle, L. y Montiel, P., editores, Banco Mundial, Oxford University Press.
- Hinkle, L.E. y Nsengiyumva, F. (1999b). "The Two-Good Internal RER for Tradables and Nontradables", Capítulo 3, en *Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement for Developing Countries*, Hinkle, L. y Montiel, P., editores, Banco Mundial, Oxford University Press.
- Hinkle, L.E. y Nsengiyumva, F. (1999c), "The Three-Good Internal RER for Exports, Imports, and Domestic Goods", Capítulo 3, en *Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement for Developing Countries*, Hinkle, L. y Montiel, P., editores, Banco Mundial, Oxford University Press.

- Hodrick, R.J. y Prescott, E.C. (1981). "Post-War US. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Discussion Paper* N° 451, Carnegie-Mellon University.
- Hulten, Ch. (2000). "Total Factor Productivity: A Short Biography", *Working Paper* N° 7471 (enero), National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass.
- Imbs, J., Mumtaz, H., Ravn, M.O., y Rey, H. (2002). "PPP Strikes Back: Aggregation and the Real Exchange Rate", *Working Paper* N° 9372 (diciembre), National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass.
- Isard, P. y Faruqee, H. (1998). "Price Comparison: Exchange Rate Assessment: Extensions of the Macroeconomic Balance". *IMF Occasional Paper*, Number 167, International Monetary Fund, Washington, D.C..
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration- with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp:169-210.
- Kaminsky, G. (1988). "The Real Exchange Rate in the Short Run and the Long Run", *Discussion Paper*, University of California, San Diego, Department of Economics (Agosto).
- Klein, L. (1971). *An Essay on the Theory of Economic Prediction*. Markham Publishing Company, Chicago, Illinois.
- Kramer, Ch. (1996). "FEERs and Uncertainty: Confidence Intervals for the Fundamental Equilibrium Exchange Rate for the Canadian Dollar", *IMF Working Paper*, WP/96/68, Washington, D.C., International Monetary Fund.
- Kremers, J.J.M., Ericsson, N.R., y Dolado, J. (1992). "The Power of Cointegration Tests", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp 349-367.
- Krugman, P. y Obstfeld, M. (1994). *Economía Internacional. Teoría y Política.* Editorial Mc Graw Hill, 2° edición.
- Lewis, J.D. y Urata, Sh. (1984). "Anatomy of a Balance of Payment Crisis: Application of a Computable General Equilibrium Model to Turkey", *Economic Modeling* 1 (Julio), pp: 281-303.
- Liviatan, N. (1963). "Consistent Estimation of Distributed Lags", *International Econometric Review*, vol 4, enero, pp: 44-52.

- Lucas, R. (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique", en *Carnegie-Rochester Conference Series*, The Phillips Curve, North-Holland, Amsterdam, pp: 19-46.
- MacDonald, R. (1995). "Long-Run Exchange Rate Modeling: A Survey of the Recent Evidence", *IMF Staff Papers*, N° 42, (3), septiembre, International Monetary Fund, Washington, D.C..
- MacDonald, R. (1997). "What Determines Real Exchange Rates? The Long and the Short of It", *IMF Working Paper*, WP/97/21, enero, International Monetary Fund, Washington, D.C..

- MacDonald, R. (1997). "What Determines Real Exchange Rates? The Long and the Short of It", *IMF Working Paper*, WP/97/21, enero, International Monetary Fund, Washington, D.C..

- Maddala, G.S. y Kim, I-M. (1998). *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press.
- Mark, N. (1990). "Real and Nominal Exchange Rates in the Long Run: An Empirical Investigation", *Journal of International Economics,* 22, pp: 115-132.
- Montiel, P. (1997). "Exchange Rate Policies and Macroeconomic Management in ASEAN Countries", en Hicklin, J., Robinson, D., y Singh, A., *Macroeconomic Issues Facing ASEAN Countries*, International Monetary Fund, Washington, D.C..
- Montiel, P. (1998). "The Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: A Simple Analytical Model", *Working Paper* N° 30, Williams College, Department of Economics, Williamstown, Mass..
- Montiel, P. (1999a). "The Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: Conceptual Issues and Empirical Research", Capítulo 5, en *Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement for Developing Countries*, Hinkle, L. y Montiel, P., editores, Banco Mundial, Oxford University Press.
- Montiel, P. (1999b). "Determinants of the Long-Run Equilibrium Exchange Rate: An Analytical Model", Capítulo 6, en *Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement for Developing Countries*, Hinkle, L. y Montiel, P., editores, Banco Mundial, Oxford University Press.
- Palma, P. (2002). "La Política Cambiaria en Venezuela", *Revista Nueva Economía*, N° 18, pp: 5-80, Academia Nacional de Ciencias Económicas, Caracas.

- Pineda, J., Toledo, M. y Zavarce, H. (2001). "Estabilidad cambiaria, credibilidad y política anti-inflacionaria", Serie *Documentos de Trabajo*, N° 31, Banco Central de Venezuela, Caracas.
- Purroy, M.I. (1998). "Inflación y Régimen Cambiario. Un Enfoque de Economía Política", *Colección Económico-Financiera*, Banco Central de Venezuela, Caracas.
- Razin, O. y Collins, S.M. (1997). "Real Exchange Rate Misalignments and Growth", *Working Paper* N° 6174, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass..
- Rodríguez, F. (2000). "Análisis de la Paridad Cambiaria del Bolívar", *Mimeo*, Departmento de Economía, Universidad de Maryland.
- Rodríguez, M. (1987). "Consequences of Capital Flight for Latin American Debtor Countries", en Lessard, D.R. y Williamson, J. (editors), *Capital Flight and Third World Debt, Institute for International Economics*, Washington, pp: 129-144.
- Sachs, J.D. y Warner, A.M. (1999). "The Big Push, Natural Resource Booms and Growth", Journal of Development Economics, vol. 59, (Junio), pp. 43–76.
- Sala-i-Martin, X. (1997). "I Have Just Run Four Million Regressions", *Economic Department*, Columbia University, New York.
- Salter, W.E.G. (1959), "Internal and External Balance: the Role of Price and Expenditure Effects", *Economic Record*: 35.
- Samuelson, P.A. (1964). "Theoretical Notes on Trade Problems", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 46:2, pp: 145-154.
- Stein, J.L. (1994). "The Natural Real Exchange Rate of the US Dollar and Determinants of Capital Flows", en Williamson, J., *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington, D.C..
- Stein, J.L., Allen, P.R. y Asociados (1995), *Fundamental Determinants of Exchange Rates,* Oxford, Clarendon Press.
- Swan, T. (1969). "Economic Control in a Dependent Economy", *Economic Record*: 36.
- Taylor, A.M. (2000). "A Century of Purchasing-Power Parity", *Working Paper* N° 8012 (noviembre), National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass..
- Terra, M.C. y Carneiro, F.E. (2003). "Real Exchange Rate Misalignments", *Ensaios Económicos*, N° 493, Escola de Pós-Graduaç o em Economia, Fundaç o Getulio Vargas.

- Villar, A. (1996). *Curso de Microeconomía Avanzada*, Antoni Bosch Editor, Barcelona, España.
- Vivancos, F. (1996). Para Recuperar el Crecimiento Perdido en Venezuela, Ponencia presentada en el Seminario Visión Nacional, *UCAB-ILDIS*, Caracas.
- Vivancos, F., Vera, L., Faust, A. y Echeverría, P. (2001). "Impuesto al Débito Bancario: El Caso Venezolano", *Revista Temas de Coyuntura*, julio, Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales, Universidad Católica Andrés bello, Caracas.
- Williamson, J. (1985). *The Exchange Rate System, Policy Analysis in International Economics*, Institute for International Economics, Washington, D.C..
- Williamson, J. (1989). *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington, D.C..
- Woolbridge, J.M. (2001). *Introducción a la Econometría. Un Enfoque Moderno*. Thomson Learning Editores.
- Wu, H-L. (1996), "Testing for the Fundamental Determinants of the Long-Run Real Exchange Rate: The Case of Taiwan", *Working Paper* N° 5787 (Octubre), National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass..
- Zambrano, L., (1991). "Determinantes del Tipo de Cambio Real en Venezuela", *Temas de Coyuntura*, n° 25, Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales, Universidad Católica Andrés Bello, Caracas.
- Zambrano, L. y Noguera, C.J. (2003). "La Cuestión Fiscal: Aspectos Estructurales y de Coyuntura", *Serie Notas Técnicas*, Año 03, N° 2, Noviembre, Gerencia de Investigaciones Económicas, Banco Mercantil, Caracas.
- Zambrano, L. y Vivancos, F. (2002). "Impacto de las Recientes Medidas Cambiarias y Monetarias sobre el Sistema Financiero", Serie Notas Técnicas, Año 02, N° 1, Marzo, Gerencia de Investigaciones Económicas, Banco Mercantil, Caracas.
- Zivot, E., (1994). "Single Equation Conditional Error Correction Model Based Tests for Cointregation", *Discussion Paper* 94-12, Department of Economics, University of Washington, Seattle.

ANEXO A: MODELO ANALÍTICO BÁSICO DE DETERMINACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO A LARGO PLAZO

En este anexa se incorpora el modelo analítico que fundamenta la estimación del tipo de cambio real de equilibrio a partir de una especificación standard del funcionamiento de una economía abierta, tanto en sus flujos corrientes como en los de capital [Dornbusch (1983), Montiel (1999b)].

1. Supuestos Fundamentales

- El modelo se aplica a un país en desarrollo que es pequeño[166] y abierto[167]
- Los precios y salarios domésticos son flexibles[168] a la baja
- El régimen cambiario es de ajustes predeterminados con base en algún objetivo de tipo de cambio real
- Los agentes representativos están formados por los hogares, el sector productivo (transable y no transable), sector público (gobierno y banco central) y resto del mundo
- Hogares y Empresas maximizan intertemporalmente
- El gobierno se financia sus gastos (en transables y no transables) con impuestos (de suma-alzada) y con crédito del banco central
- Dos sectores productivos: transables y no transables, que producen con base a un factor fijo, homogéneo y específico
- Plena movilidad factorial en la mano de obra y funciones de producción que exhiben rendimientos decrecientes a escala[169]
- La cuenta de capital está abierta (no hay restricciones a los movimientos de capital)

2. Determinación del Tipo de Cambio Real de Equilibrio a Corto Plazo

Dado que el tipo de cambio real es uno de los precios macroeconómicos fundamentales y queda afectado por variables que representan los equilibrios internos y externos, los

[166] Un país pequeño carece de poder de mercado en sus flujos externos y, en consecuencia, toma como dados los precios de los bienes transables.
[167] El supuesto inicial de ausencia de restricciones al comercio posteriormente se modifica.
[168] Dado que el equilibrio relevante es el de largo plazo o de estado estacionario, es posible que en él prevalezca la condición de pleno empleo y el vaciado completo de todos los mercados.
[169] En conjunto estos supuestos permiten derivar una frontera de posibilidades de producción para la economía de forma cóncava y, por tanto, exhibiendo costos de oportunidad crecientes.

factores externos y el tipo de política económica que se encuentre en uso; su estimación debe efectuarse considerando las condiciones de optimización de los agentes domésticos, incluyendo el gobierno, y el resto del mundo.

2.1. Optimización de los Productores

Las condiciones de maximización[170] de cada sector productivo son:

$$\text{(A.1)} \quad \begin{aligned} y_T'(L_T) &= w \\ y'_{NT}(L_{NT}) &= w \bullet tcr \end{aligned}$$

con funciones de demanda laboral L_i (subíndice i = $_{T,NT}$) que son continuas, de pendiente negativa e igualdad para todo w_i, $VPMgL_i = \bar{w}_i$, dada la condición de precio-aceptante y siendo $VPMgL_i = \bar{p} * PMgFL_i$.

Con pleno empelo el mercado laboral se vacía tal que:

$$\text{(A.2)} \quad L_T(w) + L_{NT}(w \bullet tcr) = L$$

El salario real de equilibrio es una función decreciente del tipo de cambio real, tal que:

$$\text{(A.3)} \quad \begin{aligned} w &= w(tcr) \\ w' &= \frac{-wL_{NT}}{\left(L'_T + L_{NT}' \bullet tcr\right)} < 0 \end{aligned}$$

La economía genera una producción agregada (medida en bienes transables), Y, que es igual a:

$$\text{(A.4)} \quad \begin{aligned} Y(tcr) &= Y_T\left[L_T(w(tcr))\right] + \frac{Y_{NT}\left[L_{NT}(w(tcr) \bullet tcr)\right]}{tcr} = Y(tcr) \\ con: Y' &= -Y_{NT} / tcr^2 < 0 \end{aligned}$$

2.2. Optimización de los Hogares

La demanda agregada depende de la conducta de los hogares (H) y del sector público consolidado (SPC). Los hogares reciben ingresos por su participación en la producción y derivan rendimiento de los activos financieros netos siempre que sean positivos, pagan impuestos, consumen y ahorran.

[170] El símbolo $y'_{T,NT}$ es la expresión comprimida de las condiciones de primer orden para la maximización de beneficios e implica que, dadas las condiciones de producción y estructura de mercado asumidas, el valor del producto marginal del trabajo en cada sector es igual al salario como costo marginal de adquisición del factor productivo.

El ahorro se expresa en la acumulación de títulos netos (bonos u otro tipo de activos denominados en moneda local o en divisas, f_H) y/o dinero (m) y se asume que el portafolio, a, es el deseado permanentemente (equilibrio instantáneo).

En cada instante de tiempo, las familias mantienen ese portafolio respetando su restricción presupuestaria:

(A.5) $a = f_H + m$ [171]

El rendimiento facial de esos bonos en moneda extranjera es i_f y, en caso de devaluación, rinden i^* (i_f más la depreciación esperada en el tipo de cambio). El de los bonos en moneda local es i_d.

Ambos están vinculados entre sí por la condición de paridad de intereses:

(A.6) $i_d = i_f + \dot{tcr}^e$

En (A.6) la variable $\dot{tcr}^e$ es la tasa de depreciación cambiaria esperada[172].

Los hogares desean mantener saldos líquidos para evitar los costos transaccionales relacionados con los gastos de consumo, costos que pueden expresarse como:

(A.7) $$\mathrm{T}(m,c) = \tau\left(\frac{m}{c}\right)c$$
$$con \rightarrow \tau' < 0, \tau'' > 0$$

En esta expresión, c (consumo) está medido en bienes transables[173].

La restricción presupuestaria intertemporal de los hogares viene dada por:

(A.8) $$\dot{a} = \underbrace{Y + \left(i_f + \dot{tcr}^e\right) f_H - t - (1+\tau)c}_{ahorro} - \underbrace{\pi^T \bullet a}_{\substack{perdidas/ganancias \\ capital}}$$

[171] Esta tenencia (neta de obligaciones) de bonos por parte de los hogares puede estar denominada en moneda local o en divisas: $f_H = f_d + f_f$. Por simplificación se asume que el portafolio de inversiones de los hogares está concentrado en títulos denominados en moneda extranjera [de allí la formulación reducida de la ecuación (A.8)].

[172] Esta variable $\dot{tcr}^e$ puede incluir o no, sin afectar las propiedades del modelo, una prima R por riesgo-país. En este caso sólo se re-escalarían los niveles de las variables afectadas por las decisiones de portafolio. Naturalmente si R es endógena, la afirmación anterior deja de ser cierta. Pero la posibilidad de incorporar la prima de riesgo dentro de la devaluación esperada facilita su consideración sin pérdida de rigor en la determinación de las condiciones de equilibrio.

[173] Como se desprende de los signos postulados para la primera y segunda derivadas, los costos transaccionales son una función decreciente del consumo y de la productividad del dinero.

con t representando los impuestos (del tipo suma alzada) y π^T siendo la tasa de inflación. Esta afecta el valor real del stock financiero disponible por los hogares.

La inflación medida sobre los bienes transables depende de la tasa de depreciación cambiaria $\dot{tcr}^e$ y la inflación externa, π^*:

(A.9) $\pi^T = \dot{tcr}^e + \pi^*$

La función de utilidad intertemporal, con una preferencia temporal de ρ^t, que maximizan los hogares[174] es:

(A.10) $\int u(c_T, c_{NT}) tcr^{-\rho_t t} dt$

Esta función puede rescribirse [Dornbusch (1983)] como:

(A.11) $u(c_T, c_{NT}) = \dfrac{\left[c^{\theta}{}_T c_{NT}{}^{1-\theta}\right]^{1-\sigma}}{1-\sigma}$

En esta ecuación θ es la participación del consumo de transables en el consumo total y σ es la inversa de la tasa intertemporal de sustitución entre consumo presente y consumo futuro. Esta función de utilidad (tipo Cobb-Douglas) mantiene inalteradas las proporciones consumidas de bienes transables y no transables:

(A.12) $\begin{array}{l} c_T = \theta \bullet c \\ c_{NT} = (1-\theta) \bullet tcr \bullet c \end{array}$ [175]

La ecuación (A.11) puede versionarse como una función indirecta de utilidad tal que:

(A.13) $u(c_T, c_{NT}) = v(tcr, c) = \dfrac{k\left[tcr^{1-\theta} c\right]^{1-\sigma}}{1-\sigma}$

De acuerdo a (A.13), k es una constante y el término entre corchetes es la razón entre el precio de los transables y un índice de precios[176] de consumo "verdadero" o representativo

[174] En general, en este tipo de modelos se ajusta la función de utilidad de un hogar representativo a una especificación del tipo Cobb-Douglas, dadas algunas propiedades muy convenientes de este tipo de funciones. Este tipo de funciones estrictamente cuasi-cóncavas, que admiten propiedades de separabilidad y aditividad, permiten una representación convexa, sea bajo una versión débil o fuerte de dicha convexidad. Si la función que se maximiza es estrictamente cuasi-cóncava y el conjunto de oportunidades es convexo, la solución de optimización será única [Villar (1996)]. Adicionalmente, en dicha función de utilidad entran exclusivamente como argumentos los consumos de bienes transables y no transables; y se presume un coeficiente de aversión al riesgo constante y un coeficiente de elasticidad de sustitución entre bienes unitario. Los bienes se consumirán, de acuerdo a esta especificación, en proporciones constantes en el tiempo, si bien no necesariamente iguales.

[175] El gasto total en consumo está dado por: $c=c_T+c_{NT}/tcr$.

[176] Los precios relevantes son $P^{\theta}{}_T$ y $P^{1-\theta}{}_{NT}$ como precio de los transables y de los no transables ambos en moneda local.

de los hogares que consumen una cesta de bienes con una composición de θ y $1-\theta$, junto con el consumo total medido en bienes transables.

Los hogares escogen sendas de consumo y de saldos monetarios líquidos maximizadoras de la función:

$$\text{(A.14)} \quad \int_0^{\infty} \frac{\left[k \bullet tcr^{1-\theta} c\right]^{1-\sigma}}{1-\sigma} \exp(-\rho_t t) dt$$

Esta expresión está sujeta a la restricción de (A.8) y, por la condición de transversalidad[177], puede escribirse como:

$$\text{(A.15)} \quad \begin{aligned} &\dot{a} = Y - t + r^* a - i_d m - (1 + \tau(m/c))c \\ &\lim a \exp(-\int r^* dt) \geq 0 \end{aligned}$$

En (A.15) $r^* = i_f - \pi^*$, que es equivalente a i_f (tasa externa) menos la tasa de inflación de los transables[178].

El valor presente del Hamiltoniano para resolver este problema de maximización es:

$$\text{(A.16)} \quad H = \left(\frac{\left[ktcr^{1-\theta} c\right]^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \lambda \dot{a} \right) \exp(-\rho^t t)$$

La variable λ representa la utilidad marginal de la riqueza de los hogares.

Las condiciones de primer orden son:

$$\text{(A.17)} \quad ktcr^{\gamma} c^{-\sigma} = \lambda(1 - \tau(m/c) - \tau'(m/c))c$$

$$\text{(A.18)} \quad -\tau'(m/c) = i_d$$

$$\text{(A.19)} \quad \lambda(p - r^*) = \dot{\lambda}$$

Por la ecuación (A.17) el nivel óptimo de consumo está condicionado a la maximización de la utilidad de la riqueza (en el margen la ganancia de utilidad en el consumo es igual al costo marginal o pérdidas de utilidad derivadas del ahorro no realizado por gastar en consumo).

Por la ecuación (A.18) se obtiene la distribución óptima del portafolio entre dinero y bonos, dado el nivel óptimo de consumo oportunamente seleccionado (la ganancia marginal de una

[177] Dicha condición de juego de tipo No-Ponzi reconoce que este agente no puede endeudarse indefinidamente y que, a la larga, va a tener que ajustar su consumo y/o ingresos para generar los fondos que repaguen su deuda.

[178] En efecto, las condiciones de equivalencia son: $r^* = i_d - \pi^* = (i_f + \dot{tcr}^e) - (\pi^* + \dot{tcr}^e) = i_f - \pi^*$.

unidad más de saldos líquidos es igual a su costo marginal medido por la tasa de interés o rendimiento del bono sacrificados).

Por la ecuación (A.19) se optimiza temporalmente la riqueza, dado el grado de impaciencia de los hogares ($\rho > r^*$)[179].

La relación entre el dinero y el consumo, a través de la ecuación (A.18), viene dada por la ecuación de demanda de dinero (a la Fisher):

(A.20) $m = h(i_d)c, h' < 0$

La m depende de las tasas de interés y del volumen de las transacciones de consumo realizadas.

Con la ecuación (A.17), y utilizando las ecuaciones (A.18), (A.19) y (A.20), se obtiene la trayectoria temporal del consumo:

$$\text{(A.21)}\quad \dot{c} = \sigma^{-1}\left[r^* + \gamma \frac{\dot{tcr}^{e}}{tcr} - \frac{h(i_d)i_d}{1+\tau(h(i_d))+i_d h(i_d)} - \rho^t \right] c$$

En (A.21) $\gamma = (1-\sigma)(1-\theta)$[180].

2.3. Sector Público Consolidado (SPC)[181]

La restricción presupuestaria del SPC, periodo a periodo, es la tradicional:

$$\text{(A.22)}\quad \begin{aligned} \dot{f}_{SPC} &= \underbrace{t + r^* \bullet f_c + (\dot{m} + \pi \bullet m)}_{ingresos} - \underbrace{(g_T + \frac{g_{NT}}{tcr})}_{egresos} \text{ [182]} \\ \lim \dot{f}_{SPC} \exp(-r^* dt) &> 0 \end{aligned}$$

La $\dot{f}_{SPC}$ es el stock de bonos que puede ser positivo (acreedor neto) o negativo (deudor neto).

[179] Debe insistirse que esta condición es válida sólo asumiendo que los activos distintos a dinero mantenidos por los hogares son externos.

[180] Esta expresión representa la ecuación de Euler para el patrón temporal óptimo de consumo, bajo una aversión constante al riesgo, en el que se incorpora el efecto del cambio en los precios relativos de los bienes de consumo y la tecnología transaccional del consumo.

[181] El Sector Público se define aquí, a diferencia de su correspondiente estadístico en Venezuela, como compuesto por el Gobierno Central (GC) y el Banco Central (BC).

[182] Al igual que en el caso de los hogares, los activos del sector público también se asumen que son de origen externo.

La sostenibilidad fiscal se preserva al cumplir la restricción: $\dot{f}_c - \dot{m} = 0$, que si bien no supone generar superávit primarios (o evitar déficit sistemáticos) ejercicio a ejercicio, sí evita financiamiento con inflación.

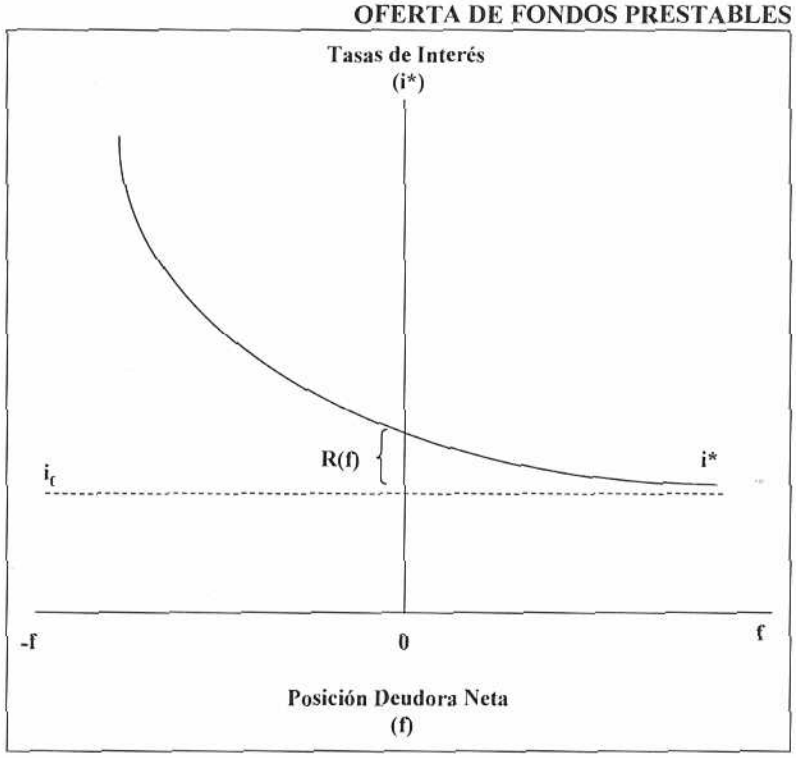
2.4. Condiciones de Equilibrio

El modelo se completa con dos condiciones de equilibrio: a) la condición de arbitraje en la relación deudora neta de la economía con el resto del mundo y el equilibrio en el mercado de bienes no transables.

2.4.1. Oferta y Demanda de Fondos Externos

Siendo los bonos del país sustitutos imperfectos de los bonos externos, la tasa de interés por el endeudamiento externo contiene una prima de riesgo creciente[183], según se ilustra en el gráfico A-1. En equilibrio, la tasa de interés es:

Gráfico A-1
OFERTA DE FONDOS PRESTABLES



[183] La intuición económica que subyace esta proposición es que un acreedor externo sólo estará dispuesto a elevar su exposición de riesgo en esa economía en la medida que el rendimiento esperado de la colocación marginal sea más alto, dado que un carga superior de deuda para el país aumentará, ceteris paribus, la probabilidad de impago por parte del país deudor.

(A.23) $i^* = i_f + R(f)$
$R(0) > 0, R' < 0$

La f representa la porción de deuda soberana del país en el portafolio de préstamos de los acreedores internacionales .

2.4.2. Equilibrio en el Mercado de Bienes No Transables

El mercado de bienes no transables se cierra cumpliendo:

(A.24) $Y_{NT}(tcr) = c_{NT} + g_{NT} = (1-\theta) \bullet tcr \bullet c + g_{NT}$

La ecuación admite solución a un cierto *tcr* corriente o de corto plazo, condicionado a los valores de c y g_{NT}. Es decir a un *tcr*:

$$tcr = tcr\left(c, g_{NT}\right)$$

(A.25) $$tcr_1 = \frac{(1-\theta)tcr}{\left(Y'_{NT} - (1-\theta)c\right)} < 0$$

$$tcr_2 = \frac{1}{\left(Y'_{NT} - (1-\theta)c\right)} < 0$$

3. Determinación del Tipo de Cambio Real de Equilibrio a Largo Plazo

El modelo de corto plazo sirve de base para evaluar el comportamiento dinámico de la economía en respuesta al conjunto de choques macroeconómicos, transitorios o permanentes, y a cambios en las variables de política económica que pueden ocurrir o anticiparse[184] hasta re-establecerse el equilibrio conjunto.

3.1. Derivación de las Condiciones de Equilibrio a Largo Plazo

Al consolidar las restricciones presupuestarias de los hogares y del sector público consolidado [se diferencia la ecuación de balance de los hogares de la ecuación (A.5) y se sustituye en la ecuación (A.15)] se obtiene:

(A.15') $\dot{f}_H = Y - t + r^* f_H - (\dot{m} + \pi m) - (1 + \tau(m/c))c$

[184] Una de las características de este modelo es que, una vez producido el choque, la economía re-establecerá el set de valores de equilibrio de su estado estacionario. Equilibrio que es único y estable [Montiel (1998)].

Con (A.15′), (A.22) y las condiciones de equilibrio [ecuación (A.24)] en conjunto con las identidades de Y y c se escribe:

(A.26) $\dot{f} = Y_T(tcr) + r^* f - (\theta + \tau(m/c))c - g_T$

Con los rendimientos de los activos externos (dado el stock f) se obtiene la variación en la posición crediticia neta del país: $\dot{f}$ que recoge la trayectoria temporal de los balances internos y externos de la economía.

El consumo privado intertemporal dado por la [ecuación (A.21)] depende del tcr y de las tasas domésticas de interés [ambas determinadas por el equilibrio en el mercado de bienes no transables de la ecuación (A.25)].

La condición de arbitraje [ecuación (A.6)], puede ampliarse a:

(A.6′) $i_d = \left(r^* + i_f + R(f)i_f\right) + \dot{tcr}^e$.

El tipo de cambio real de equilibrio a largo plazo estará sujeto a las condiciones de equilibrio de la ecuación de Euler: $\dot{c} = \dot{tcr} = \dot{i}_d$, tal que en el estado estacionario se obtiene la ecuación:

(A.27) $\rho = r^* = i_f + R(f)$

Dado exógenamente a i_f y ρ, la ecuación (A.27) determina el valor de equilibrio de largo plazo de la posición crediticia neta del país ($f^{E\text{-}S}$).

El valor de equilibrio a largo plazo para las tasas nominales de interés domésticas, se obtiene por la sustitución de (A.27) en (A.6′), de modo que:

(A.28) $i_d = \left(\rho + i_f\right) + \dot{tcr}^e = \rho + \pi^*$

Con este valor de i_d, el consumo a largo plazo se mueve en función de la "velocidad del consumo" (h) y de los costos transaccionales del consumo (τ):

(A.29) $h^{E-S} = h(i_d) = h(\rho + \pi^*)$

(A.30) $\tau^{E-S} = \tau\left[h(i_d)\right] = \tau\left[h(\rho + \pi^*)\right]$

3.2. Equilibrio Externo a Largo Plazo

Utilizando las ecuaciones (A.28) en (A.30) y en (A.27) se obtiene la condición de equilibrio externo a largo plazo:

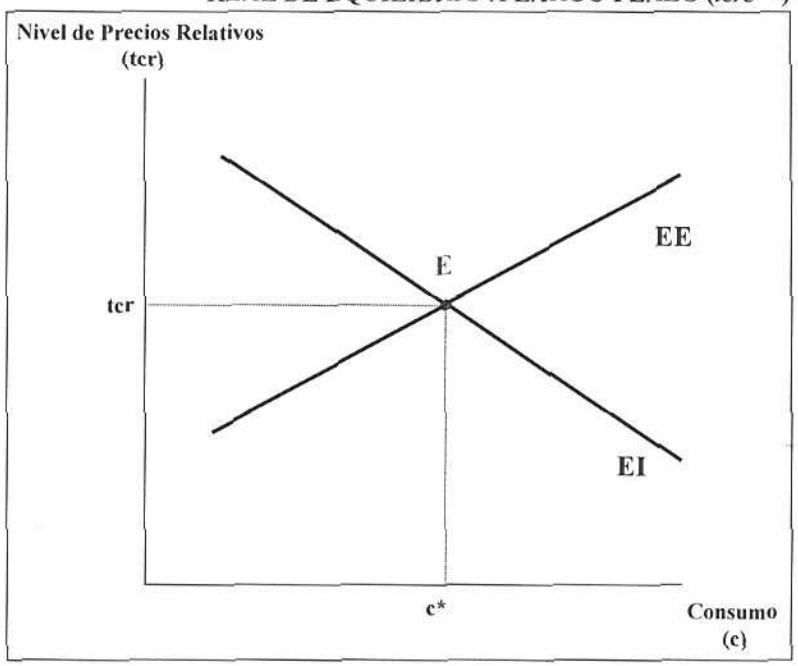
$$\text{(A.31)}\quad 0 = Y_T(tcr) + \rho \dot{f} - \left(\tau\left[h(\rho+\pi^*)\right]+\theta\right)c - g_T$$

Esta condición también puede explicarse ajustando por inflación los activos externos ($\pi^* f^{E-S}$) ambos lados de la ecuación (A.31), y obtener:

$$\text{(A.31')}\quad \pi^* f^{E-S} = Y_T(tcr) + \left(\rho+\pi^*\right) f^{E-S} - \left(\tau\left[h(\rho+\pi^*+\dot{tcr}^{e})\right]+\theta\right)c - g_T$$

La balanza corriente de largo plazo en términos reales (igual al ahorro nacional en términos reales) debe ser igual a la erosión, producto de la inflación internacional, en la posición crediticia externa neta del país[185]. Si el país tiene activos netos en el exterior, el saldo superavitario en cuenta corriente y el déficit en cuenta de capital deben ser sostenibles

Gráfico A-2
DETERMINACION DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO A LARGO PLAZO ($tcre^{E-S}$)



[185] Esta formulación, evidentemente, se constriñe a un contexto estático. El crecimiento interno y externo, bajo cualquier especificación, permitiría re-escalar estos valores de equilibrio. Por ejemplo, un patrón de expansión de la frontera de posibilidades de producción del "ciudadano representativo" (debido, quizás, a innovaciones tecnológicas o a acumulación de capital) sostenible en el país en cuestión podría hacer financieramente sostenible un stock de endeudamiento externo neto superior.

para compensar la erosión de estos activos externo, vía inflación internacional[186] y garantizar el equilibrio que se ilustra en el gráfico A-2.

3.3. Equilibrio Interno a Largo Plazo

El equilibrio interno viene dado por la condición de vaciado del mercado de bienes no transables establecida por la ecuación (A.25). Las combinaciones de *tcr* y *c* compatibles con el equilibrio interno determinan la pendiente negativa de la función EI. Por supuesto, el $tcr^{E\text{-}S}$ compatible con ambos equilibrios será el correspondiente, desde el punto de vista gráfico, a la intersección entre las funciones EE y EI.

4. Estado de los Fundamentos a Largo Plazo

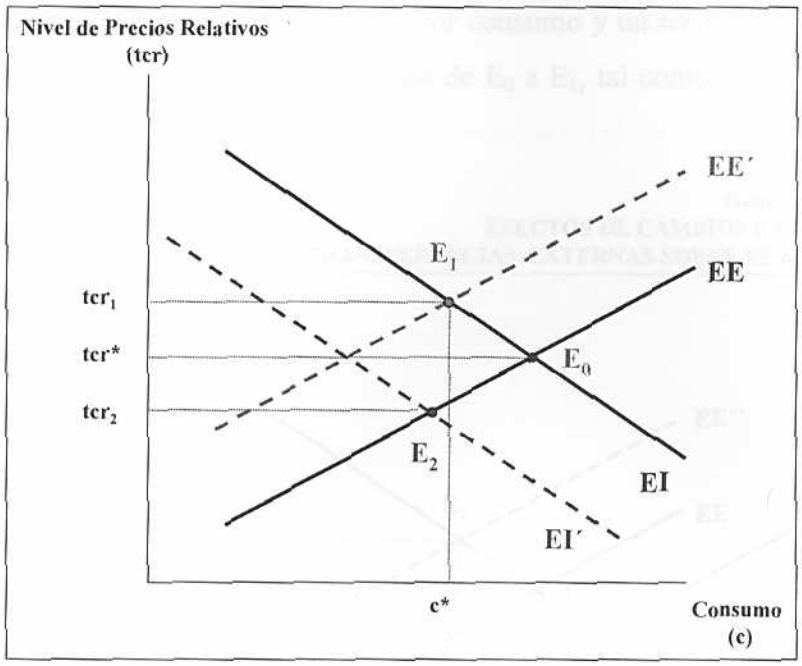
La respuesta del $tcr^{E\text{-}S}$ a sus determinantes puede evaluarse simulando cambios discretos en las variables exógenas y en las variables de política.

4.1. Política Fiscal

El impacto de la política fiscal sobre el $tcr^{E\text{-}S}$ se evalúa a través de modificaciones en el nivel de gasto del gobierno en bienes transables, no transables y en el signo y magnitud del déficit fiscal. Según se ilustra en el gráfico A-3, un aumento del Gasto Público en Bienes Transables, aunque no modifica el equilibrio interno, traslada la función EE (a EE´), deteriorando la balanza comercial y obligando una depreciación del *tcr*, una caída en el consumo privado y un nuevo equilibrio conjunto (de E_0 a E_1). Una superior demanda pública de no transables afecta el equilibrio interno vía exceso de demanda para esos bienes, que eleva sus precios (traslado de EI a EI´ hacia el origen o equilibrio de A a C), desplaza gasto privado y aprecia el *tcr*.

[186] Por contraste, un país deudor neto podrá acumular deuda para evitar amortizar en términos reales sus obligaciones externas a través del componente inflacionario del flujo de intereses derivados de dicha deuda.

Gráfico A-3
EFECTOS DE CAMBIOS EN EL GASTO PUBLICO SOBRE EL $tcre^{E-S}$



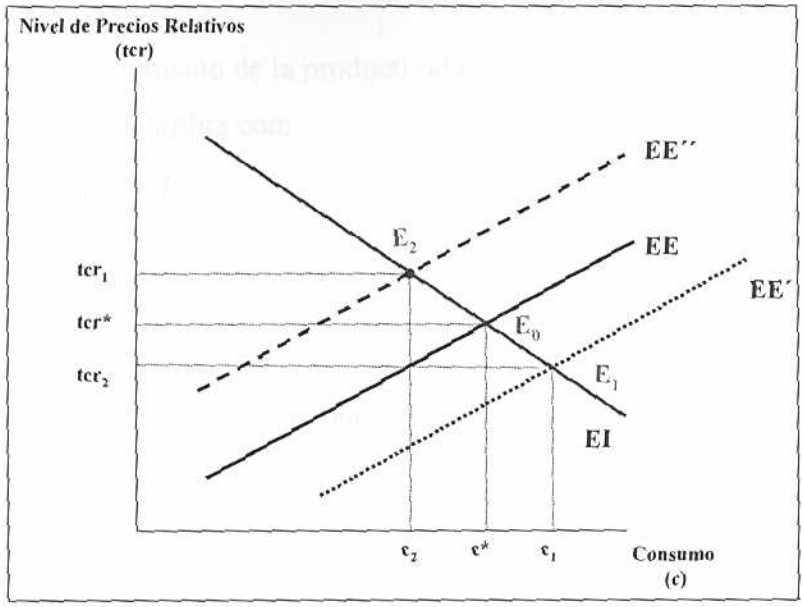
El efecto sobre el *tcr* de una reducción del déficit fiscal depende de por cuál se opere éste. Un incremento en el nivel impositivo[187], produce cambios en la economía equivalentes a los que produciría un menor financiamiento fiscal vía emisión monetaria o devaluación: se pueden moderar las tasas domésticas de interés, elevar la demanda de saldos líquidos reales y reducir los costos transaccionales del gasto privado ($\tau^{E-S} \downarrow$), con la consiguiente reacción favorable de la oferta real interna. Si los costos transaccionales menores afectan, fundamentalmente, al sector transable, su producción se elevará, desplazando hacia abajo y a la derecha la función EE y el nuevo equilibrio conjunto será compatible con un *tcr* inferior (apreciación cambiaria). Si, por el contrario, el efecto se materializara básicamente en el sector de no transables, quedaría inmodificado el equilibrio externo y sólo se vería afectado el equilibrio interno (en forma de desplazamiento hacia arriba y a la derecha), bajo la modalidad de una expansión conjunta de los niveles de equilibrio de *c* y *tcr*.

[187] Si la causa de la reducción del déficit fuese la disminución del gasto los dos anteriores apartados bastarían para describir el impacto de esa medida.

4.2. Transferencias Internacionales y Tasas Externas de Interés

Las transferencias unilaterales pueden incorporarse en el modelo analítico como una adición el flujo de ingresos de los hogares, el sector público o ambos[188] (haciendo desplazar la función EE hacia la derecha), para un mayor consumo y un *tcr* más apreciado resultante no afectando la función EI, el equilibrio pasa de E_0 a E_1, tal como se aprecia en el gráfico A-4.

Gráfico A-4
EFECTOS DE CAMBIOS EN LAS TRANSFERENCIAS EXTERNAS SOBRE EL $tcre^{E-S}$



Si la innovación proviene de, por ejemplo, una baja en las tasas externas de interés[189] afecta el *tcre* en dirección opuesta. Diferenciando la ecuación (A.31´):

$$\left.\frac{dtcr^{E-S}}{d\pi^*}\right|_{f^{E-S}=0} = \frac{\rho+\pi^*}{\rho' Y'_T} < 0$$

Esta expresión muestra que un financiamiento externo más barato (se mueve hacia arriba y a la izquierda la función EE a EE´´sobre el gráfico anexo y con un nuevo equilibrio en E_2), deprecia el tipo de cambio, en contraste con el efecto de las transferencias unilaterales, al

[188] En efecto, ampliaría el resultado de las ecuaciones de restricción presupuestaria de los hogares (A.8), de balance conjunto de la economía (A.26) y de la condición de equilibrio a largo plazo (A.31´).

[189] A priori, un incremento de las transferencias unilaterales (y la correspondiente mejoría del saldo en cuenta corriente de la balanza de pagos) luciría simétrica a un incremento en el flujo de financiamiento neto al país (con la consecuente mejora de la cuenta de capital), en términos del superior grado de absorción compatible con las condiciones de equilibrio general.

afectar negativamente los componentes del ingreso nacional a largo plazo por el deterioro de la posición crediticia neta del país a mayor plazo[190].

4.3. Efecto Harrod-Balassa-Samuelson

El Efecto Harrod-Balassa-Samuelson [Balassa (1964), Samuelson (1964)] o H-B-S, recoge el impacto sobre el *tcr* de aumentos en la productividad en el sector de transables, afectando su función de producción, a través de:

(A.32) $Y_T = Y_T\left(L_T, \alpha\right); Y_{T1} > 0, Y_{T2} > 0$

Aquí α es el factor de incremento de la productividad.

El mercado laboral se re-equilibra con:

(A.33) $L_T\left(w, \alpha\right) + L_{NT}(w) = L$

(A.34)
$$w = w\left(tcr, \alpha\right)$$
$$con: w_2 = \frac{L_{T2}}{L_{T1} + L_{NT}'tcr} > 0$$

El producto en ambos sectores está dado por las ecuaciones:

(A.35)
$$Y_T = Y_T\left[L_T\left[w\left(tcr, \alpha\right), \alpha\right]\alpha\right]$$
$$\frac{dY_T}{d\alpha} = Y_{T1}L_{T2}\frac{L_{NT}'tcr}{L_{T1} + L_{NT}'tcr} + Y_{T1} > 0$$

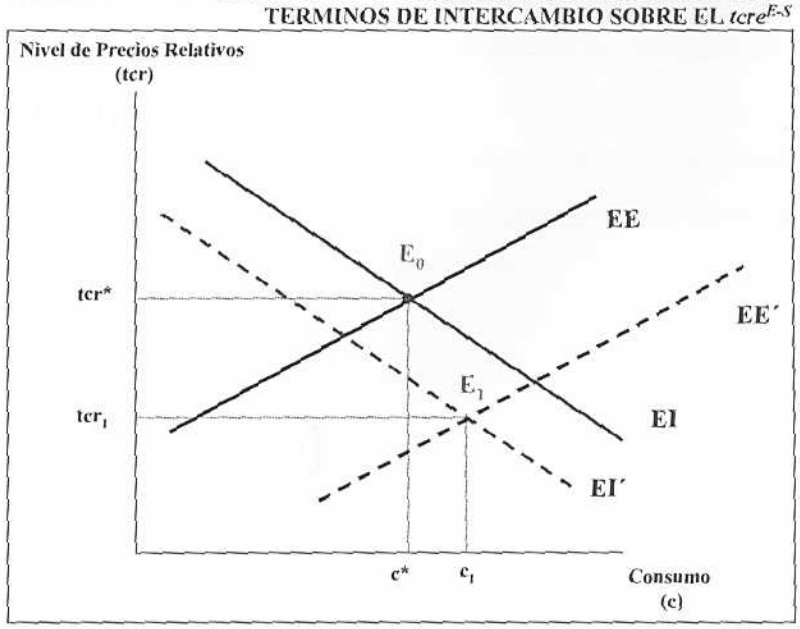
(A.36)
$$Y_{NT} = Y_{NT}\left[L_{NT}\left[w\left(tcr, \alpha\right)\right]\right]$$
$$\frac{dY_{NT}}{d\alpha} = Y'_{NT}L'_{NT2}w_2 < 0$$

La superior productividad en el sector transable aumenta la demanda sectorial de trabajo y su salario, hace que el sector no transable libere mano de obra y que se recomponga el producto total (expansión del output del sector transable y reducción del no transable).

Como muestra (A.36) y se ilustra en el gráfico A-5, el aumento en α reduce la producción de no transables, crea un exceso de demanda en dicho mercado, aumenta sus precios y propicia una apreciación real para re-establecer el equilibrio interno.

[190] Incluso la anticipación de este resultado puede empeorar la percepción externa del riesgo soberano y hacer que se re-establezcan unos costos del financiamiento externo superiores a los iniciales.

Gráfico A-5
EFECTOS DE CHOQUES DE PRODUCTIVIDAD Y EN TERMINOS DE INTERCAMBIO SOBRE EL *tcre*$^{E-S}$



En efecto, EI pasa a EI´, se produce un superávit de balanza comercial y se obliga a una apreciación real del tipo de cambio. Con ello, la función EE se pone en EE´ (hacia abajo y a la derecha). Por ambos efectos, el cambio en la posición de equilibrio de E_0 a E_1 producirá, como postula el efecto H-B-S un *tcr* inferior y un superior consumo doméstico.

4.4. Términos de Intercambio

Para incorporar en el modelo los términos de intercambio (*tdi* como relación del precio de los exportables en términos de los importables, lo que redefine el *tcr* como el indice que relaciona el precio de los importables con el precio de los no transables[191]), se descompone Y_T en Y_X, Y_M, y se re-expresa el equilibrio en el mercado laboral como:

(A.37) $L_X(w/tdi) + L_M(w) + L_{NT}(w \bullet tcr) = L$

(A.38)
$$w = w(tcr, tdi)$$
$$con: w_2 = \frac{L'_{X/tdi^2}}{L'_{X/tdi} + L'_M + L'_{NT}\,tcr} > 0$$

[191] Para facilitar las consideraciones desde el lado de la demanda se postula que los bienes exportables no son consumidos localmente.

Una mejora en los *tdi*, presiona al alza el salario real, propicia migraciones desde los sectores de no transables e importables hacia el sector de exportaciones y altera las ofertas sectoriales a:

$$Y_X = Y_X\left[L_X\left[w(tcr,tdi)/tdi\right]\right]$$

(A.39) $$\frac{dY_X}{dtdi} = Y'_X L'_X\left(w_2/tdi - w/tdi^2\right) > 0$$

$$Y_M = Y'_M\left[L_M\left[w(tcr,tdi)\right]\right]$$

(A.40) $$\frac{dY_M}{dtdi} = Y'_M L'_M w_2 < 0$$

$$Y_{NT} = Y_{NT}\left[L_{NT}\left[w(tcr,tdi)tcr\right]\right]$$

(A.41) $$\frac{dY_{NT}}{dtdi} = Y'_{NT} L'_{NT} w_2 tcr < 0$$

El balance externo [ecuación (A.31´)] se modifica a:

(A.42) $$\pi^* f^{E-S} = tdiY_X(tcr,tdi) + Y_M(tcr,tdi) + \left(\rho + \pi^*\right) f^{E-S} - \left(\tau^{E-S} + \theta\right)c - g_M$$

La contracción del producto no transable, origina un exceso de demanda en ese mercado y mueva la función EI a EI´. La función EE puede también afectarse dependiendo de:

$$\frac{\partial(tdiY_X + Y_M)}{\partial tdi} = Y_X - tdiY'_M L'_{NT} tcrw_2 > 0$$

La expansión del valor de los transables se produce a través un efecto de valorización (ingreso) por causa del mayor precio relativo de los exportables y un efecto producto originado en la absorción de mayor ocupación en el sector transable expulsado por el sector de no transables. En forma similar al H-B-S, la EE se desplazaría hacia abajo y a la derecha y se obligaría a una apreciación que coloque el equilibrio externo en un nivel sostenible.

4.5. Política Comercial

Las alteraciones en el nivel de protección comercial pueden ilustrarse, por ejemplo, como cambios en los subsidios a las exportaciones[192]. Con un subsidio a una tasa (*tdi* - 1) y

[192] Como es ampliamente conocido [Chacholiades (1981); Krugman y Obstfeld (1994)], los efectos económicos de los impuestos a las importaciones (aranceles) o exportaciones son inversos a los subsidios a ambas cestas de bienes. Por tanto, los efectos asignativos y en bienestar de una reducción del subsidio a las exportaciones son equivalentes a los de una reducción arancelaria pudiendo ser intercambiados sin mayores dificultades en el siguiente análisis.

términos de intercambio en *tdi*, su aumento hace que se trasladen recursos laborales desde los sectores de importables y no transables hacia el sector de exportación (equivalentes a una mejora de los términos de intercambio). Una reducción del subsidio opera de modo simétrico.

Sin embargo, el impacto sobre EE dista de ser similar al de cambios en *tdi* por la ausencia de efecto-ingreso en el subsidio a las exportaciones: el cargo fiscal tiene que ser financiado con gasto privado, modificando el equilibrio según:

(A.43)

$$\pi^* f^{E-S} = tdiY_X\left(tcr, tdi\right) + Y_M\left(tcr, tdi\right) + \left(\rho + \pi^*\right) f^{E-S} - \left(tdi - 1\right) Y_X(tcre, tdi)\left(\tau^{E-S} + \theta\right)c$$

$$= Y_X(tcre, tdi) + Y_M(tcr, tdi) + (\rho + i_f) f^{E-S} - \left(\tau^{E-S} + \theta\right)c$$

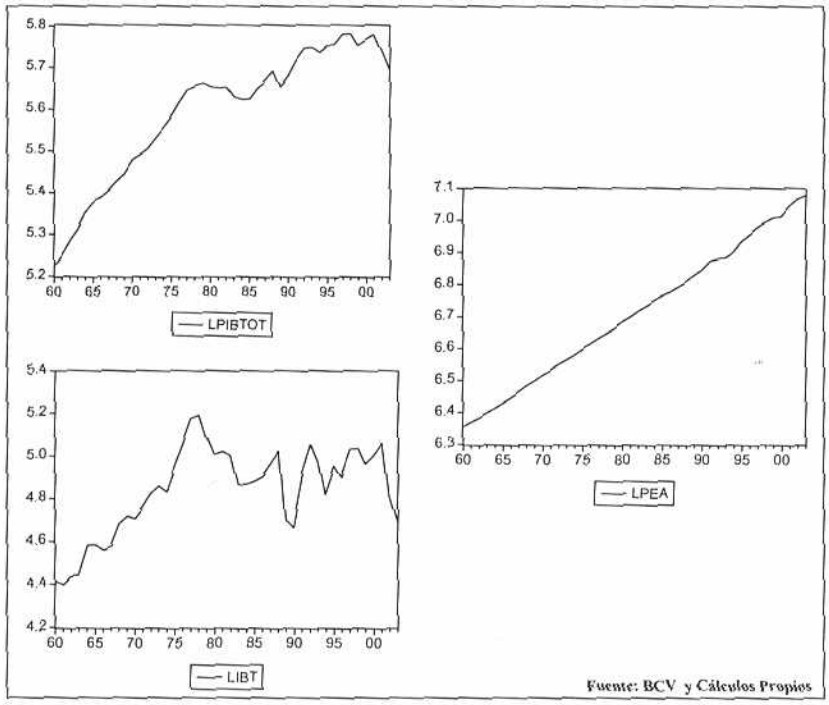
El subsidio a la exportación, como el mejoramiento de los términos de intercambio, modifica la función EE pero con un efecto más débil por la filtración en el gasto doméstico, y tendiendo a depreciar el *tcre* de largo plazo.

ANEXO B: CONSIDERACIONES BASICAS SOBRE ESTACIONARIEDAD, ORDEN DE INTEGRACIÓN Y COINTEGRACION DE LAS SERIES DE TIEMPO

Con el propósito de hacer algunas aclaraciones y extensiones de los métodos econométricos utilizados extensamente en el Capítulo 5, se incorpora este anexo y así se intenta evitar que el lector, ya familiarizado con estos conceptos, se distraiga en el seguimiento que pueda hacerse del documento.

La ilustración de las pruebas se realiza a través de tres series estadísticas utilizadas en la identificación del llamado Efecto Harrod-Balassa-Samuelson (HBS) que se integra como uno de los fundamentos en los modelo uniecuacionales ensayados en este trabajo. Las variables aleatorias son: *pibreal*, *ibt* y *pea* (expresadas todas en logaritmos), que representan para Venezuela la producción anual de bienes y servicios en términos reales, la inversión bruta y la población económicamente activa; cuya realización temporal se muestra en el gráfico B-1 anexo.

Gráfico B-1
PRODUCCIÓN Y ACUMULACIÓN FACTORIAL



Como se observa en dicho gráfico, la trayectoria trazada por estas series difícilmente puede asumirse que se correspondan con procesos estocásticos estacionarios con las propiedades

conocidas de media y varianza constantes en el tiempo y covarianza cuyo valor entre dos periodos depende sólo de la distancia entre ambos periodos y no del tiempo en el que se calcula ésta[193] (es decir, es invariante en el tiempo).

De ser estacionarias, las mismas tenderían en el tiempo a regresar a su media, propiedad que intuitivamente no parece cumplir ninguna de las series ilustradas. Bien por el contrario, sus medias tienden a elevarse con el tiempo y así también lo hacen sus varianzas. Es decir, estas series parecen ser de naturaleza no estacionaria y, por consecuencia, el conjunto de datos y sus propiedades estadísticas relevantes sólo mantendrán su validez en el periodo específico en el que son representadas y no podrán extenderse convenientemente a otros episodios (tendrán un valor predictivo insignificante)[194].

1. Naturaleza de las Series de Tiempo

Entre los procesos estocásticos no estacionarios más frecuentemente observados se encuentran los denominados "Modelos de Caminata Aleatoria" (random walk) o MCA, cuya representación general puede graficarse en el gráfico B-2. Dichos procesos admiten dos formas: la modalidad sin Variaciones (sin constante o intersección) o con Variaciones (con constante).

1.1. MCA sin Variaciones

El primer caso puede ilustrarse como sigue. Si u_t es un término de error de ruido blanco, con media 0 y varianza σ^2, una serie Y_t es *random walk* si: $Y_t = Y_{t-1} + u_t$.

La variable Y está explicada por un modelo autorregresivo de primer orden [AR(1)]: es igual a su valor en el periodo anterior más un choque aleatorio.

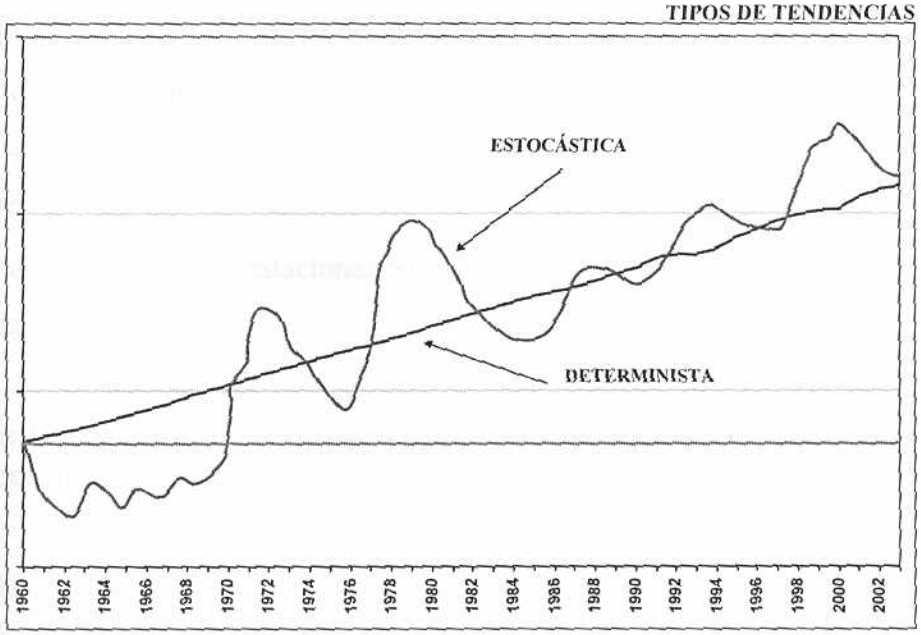
Este proceso puede escribirse como:

---

[193] Estas propiedades se suelen expresar como: la media es $E(Y_t) = \mu$, la Varianza $var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$ y la Covarianza es $\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$. Conviene aclarar que estas propiedades indican, en rigor, que la serie de tiempo es débilmente estacionaria o estacionaria en covarianza. En contraste, una serie estrictamente estacionaria lo será si todos sus momentos y no sólo los dos primeros (media y varianza) son invariantes en el tiempo. Sin embargo, si el proceso estocástico es normal, el proceso estocástico débilmente estacionario también es estrictamente estacionario ya que dicho proceso estocástico normal estará completamente especificado por sus dos primeros momentos [Gujarati (2003)].

[194] En contraste un proceso estocástico con las propiedades opuestas como lo es el proceso puramente aleatorio o de "ruido blanco" (white noise) exhibe una media igual a cero, una varianza σ^2 y no está serialmente correlacionada (si las covarianzas son independientes, se dice que el proceso es estrictamente de ruido blanco). Bajo el Modelo Clásico de Regresión Normal, el término de error es justamente de ruido blanco, de modo que: $u_t \sim IIDN(0, \sigma^2)$. Es decir, el término de error está distribuido de manera independiente e idéntico a la distribución normal.

Gráfico B-2
TIPOS DE TENDENCIAS



$Y_1 = Y_0 + u_1$

$Y_2 = Y_1 + u_2 = Y_0 + u_1 + u_2$

$Y_3 = Y_2 + u_3 = Y_0 + u_1 + u_2 + u_3$

o bien, generalizando:

$Y_t = Y_0 + \sum u_t$

Por tanto, $E(Y_t) = E(Y_0 + \sum u_t) = Y_0$

y $\text{var}(Y_t) = t\sigma^2$

Así, si bien la media es una constante (el valor inicial de la serie), la varianza a medida que transcurre el tiempo (t) aumenta de manera permanente, contraviniendo una de las propiedades de la estacionariedad.

Para este tipo de realizaciones, se presenta la condición relevante de la persistencia o no transitoriedad en el tipo de choques que sufre la serie. Una vez materializado el choque, su efecto no se desvanece con el transcurrir del tiempo (la serie tiene una "memoria infinita").

1.2. MCA con Variaciones

En el caso de la Caminata Aleatoria con Variaciones, la generación de la serie se modifica a:

$Y_t = \delta + Y_{t-1} + u_t$

con δ siendo el parámetro de variación (o drift) y señala que la serie varía hacia arriba o hacia abajo dependiendo del signo del parámetro: $Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = \delta + u_t$. Así, como en el caso anterior, se tiene que:

$$E(Y_t) = Y_0 + t\delta$$
$$var(Y_t) = t\sigma^2$$

y se viola el supuesto de no estacionariedad no sólo en su segundo momento, sino también en la media.

1.3. Raíces Unitarias

Ambos tipos de procesos son ilustraciones de un proceso, más general, denominado de raíz unitaria.

Sea la serie:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$$
$$\text{con } -1 \leq \rho \leq 1$$

Si $\rho = 1$, la serie es una Caminata Aleatoria sin Variaciones y presenta un problema de Raíz Unitaria[195]. Por contraste, si $|\rho| \leq 1$ la serie de tiempo es estacionaria (débilmente).

La estacionariedad o no estacionariedad de los procesos estocásticos es clave en la comprensión y predictibilidad del comportamiento de las variables bajo estudio. Sea la serie de tiempo Y_t:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 Y_{t-1} + u_t$$

El término u_t es un término de error de tipo "ruido blanco" y t el tiempo. Dicha serie puede ser:

a) Caminata Aleatoria pura si $\beta_1 = 0$, $\beta_2 = 0$ y $\beta_3 = 1$, por lo $Y_t = Y_{t-1} + u_t$, que es simplemente una Caminata Aleatoria sin variaciones (y no estacionaria). Al expresarse $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t$, *la serie se torna estacionaria, es decir, un MCA sin Variaciones en un* proceso estacionario en diferencia (PED).

[195] Si ρ=1, la expresión $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ puede escribirse como: $Y_t - Y_{t-1} = u_t$. Con el operador de rezago L, tal que: $LY_t = Y_{t-1}$, $L^2Y_t = Y_{t-2}$, la expresión se hace: $(1-L)Y_t = u_t$. El significado de raíz unitaria puede entenderse como referido a la raíz del polinomio en el operador de rezago: *si (1 - L) = 0, entonces L = 1 o* tiene raíz unitaria.

b) En el caso de MCA con Variaciones, si $\beta_1 \neq 0$, $\beta_2 = 0$ y $\beta_3 = 1$, se obtiene que: $Y_t = \beta_1 + Y_{t-1} + u_t$

Al expresarse como:

$(Y_t - Y_{t-1}) = \Delta Y_t = \beta_1 + u_t$

La serie resulta ser un MCA con Variaciones y, por tanto, no estacionaria. Y_t tenderá a crecer si $\beta_1 > 0$ o negativa si $\beta_1 < 0$; es decir mostrará una tendencia estocástica pero también será un proceso PED ya que la no estacionariedad en Y_t puede eliminarse tomando las primeras diferencias.

c) Tendencia Determinista. De presentarse la combinación: $\beta_1 \neq 0$, $\beta_2 \neq 0$ y $\beta_3 \neq 0$, se obtiene: $Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t$ o Proceso Estacionario en Tendencia (PET), con media $\beta_1 + \beta_2$*t, claramente variante en el tiempo, pero con una varianza que sí es constante ($=\sigma^2$). La media es pronosticable y al restar la media de la serie *Yt*, la misma se vuelve estacionaria (de allí su referencia a estacionaria en tendencia).

d) MCA con Variaciones y Tendencia Determinista. Si $\beta_1 \neq 0$, $\beta_2 \neq 0$ y $\beta_3 = 1$ se tiene que: $Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + Y_{t-1} + u_t$ que implica un MCA con Variaciones y tendencia determinista: $\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t$ con Y_t no estacionaria.

e) Tendencia determinista con componente estacionario AR(1). Si $\beta_1 \neq 0$, $\beta_2 \neq 0$ y $\beta_3 < 1$, luego: $Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 Y_{t-1} + u_t$ que es un proceso estacionario alrededor de la tendencia determinista.

Los MCA considerados son variantes específicas de procesos estocásticos reconocidos como procesos integrados. En el caso de un MCA sin Variaciones (que no es estacionario en niveles, pero su primera diferencia sí es estacionaria) se le denomina integrado de orden 1 ó I(1): al hacerse la primera diferencia, la serie se vuelve estacionaria.

Por extensión, si se precisa una doble diferenciación (se calcula la diferencia de la primera diferencia) el proceso se denomina integrado de orden 2 ó I(2). Por igual, si una serie de tiempo desde el principio es estacionaria se dice que es integrada de orden cero [$Y_t \sim$ I(0)] o estacionaria[196].

[196] Debe cuidarse la combinación de series de tiempo de distinto orden de integración ya que pueden generar violaciones de los supuestos apropiados de los estimadores. Si se dispone de un modelo de regresión: $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$ con $Y_t \sim I(0)$ y $X_t \sim I(1)$ el estimador $\hat{\beta}_2 = \frac{\sum x_t y_t}{\sum x^2_t}$ generará problemas. Al ser X_t no estacionaria su varianza aumentará indefinidamente, haciendo crecer consecuentemente el denominador y llevando $\hat{\beta}_2$ a converger a cero asintóticamente y exhibiendo una distribución no asintótica.

La relevancia empírica de considerar el orden de integración y utilizar apropiadamente las pruebas de estacionariedad de las series de tiempo está suficientemente reconocida en la literatura contemporánea y se basa en la necesidad de evitar el fenómeno de las regresiones espurias [Granger y Newbold (1974)].

2. Pruebas de Estacionariedad

La identificación de los problemas de estacionariedad puede ser abordada a través de los enfoques alternativos que a continuación se detallan.

2.1. Aproximación Gráfica

Una siempre recomendable aproximación inicial a la identificación de potenciales problemas de raíces unitarias es el análisis gráfico. Volviendo nuevamente al gráfico utilizado al inicio del anexo, se observa que el crecimiento persistente de las series (especialmente del *pibreal* y de la *pea*) dan un fuerte indicio de la violación del supuesto de media constante que exige la propiedad de estacionariedad.

2.2. Función de Autocorrelación

Una primera prueba formal de dicha propiedad es a través de la evaluación de la Función de Autocorrelación (FAC). La FAC al rezago $_k$ (ρ_k) es:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

$$= \frac{\text{covarianza al rezago k}}{\text{varianza}}$$

con el consabido cuidado de considerar que dicha función sólo es calculable a partir de la particular realización del proceso estocástico que se dispone (la muestra) y los momentos muestrales que de él se derivan:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0}$$

Como se observa, la FAC al rezago k es simplemente la razón entre la covarianza y la varianza muestrales. La graficación de $\hat{\rho}_k$ es el correlograma muestral. Las pruebas para las tres series que sirven de ejemplo indican que ninguna de ellas puede ser considerada con confianza un proceso de serie de tiempo estacionario, sino más bien uno de tipo MCA.

Los coeficientes de autocorrelación para distintos rezagos se mantienen muy altos incluso para rezagos considerables (considerando que la serie es anual, al quinto o sexto año, el coeficiente de autocorrelación se mantiene entre 0.6 y 0.5) y se inician en niveles igualmente muy altos (0.921)[197]. Dichos indicios apuntarían inequívocamente a presenciar una serie temporal no estacionaria. El patrón de autocorrelación de las otras dos series es similar.

Variable: libt
Sample: 1960 2003
Included observations: 44

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. |****** |	. |****** |	1	0.819	0.819	31.589	0.000
. |***** |	.*| . |	2	0.619	-0.158	50.059	0.000
. |**** |	. |** |	3	0.538	0.249	64.331	0.000
. |**** |	. | . |	4	0.474	-0.057	75.706	0.000
. |*** |	. | . |	5	0.388	-0.018	83.527	0.000
. |** |	.*| . |	6	0.287	-0.093	87.917	0.000
. |*. |	.*| . |	7	0.169	-0.134	89.482	0.000
. | . |	.*| . |	8	0.065	-0.062	89.720	0.000
. | . |	. |*. |	9	0.034	0.104	89.787	0.000
. | . |	**| . |	10	-0.045	-0.243	89.906	0.000
.*| . |	. | . |	11	-0.155	-0.028	91.372	0.000
**| . |	. | . |	12	-0.198	0.034	93.843	0.000
.*| . |	. |*. |	13	-0.172	0.103	95.775	0.000
**| . |	.*| . |	14	-0.200	-0.177	98.473	0.000
**| . |	. | . |	15	-0.247	0.021	102.72	0.000
**| . |	. | . |	16	-0.248	0.009	107.15	0.000
**| . |	. | . |	17	-0.229	0.032	111.09	0.000
.*| . |	. |*. |	18	-0.163	0.102	113.16	0.000
.*| . |	. |*. |	19	-0.067	0.130	113.52	0.000
. | . |	. | . |	20	-0.023	-0.037	113.57	0.000

[197] Para una demostración más rigurosa de la significación estadística de la autocorrelación se puede utilizar el Estadístico Q (desarrollado por Box y Pierce) y el Estadístico Ljung-Box que prueba la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes de autocorrelación son simultáneamente iguales a cero: $Q = n\sum_{k=1}^{m} \hat{\rho}_k^{\,2}$. Por ejemplo, el valor de dicho estadístico hasta el rezago 24 es de 200.62 y la probabilidad de obtener ese valor de *LB* bajo la hipótesis nula de la suma de los 24 cuadrados de los coeficientes de autocorrelación estimados sea cero, es (como muestra la última columna reportada) prácticamente nula. Por ello puede considerarse que el *pibreal* es una serie no estacionaria.

Variable: Ipea
Sample: 1960 2003
Included observations: 44

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. |******|	. |******|	1	0.931	0.931	40.833	0.000
. |******|	. |. |	2	0.861	-0.046	76.594	0.000
. |****** |	. |. |	3	0.792	-0.030	107.59	0.000
. |****** |	. |. |	4	0.726	-0.017	134.28	0.000
. |***** |	. |. |	5	0.658	-0.055	156.75	0.000
. |**** |	. |. |	6	0.590	-0.041	175.28	0.000
. |**** |	. |. |	7	0.522	-0.037	190.20	0.000
. |*** |	. |. |	8	0.457	-0.029	201.93	0.000
. |*** |	. |. |	9	0.394	-0.027	210.90	0.000
. |*** |	. |. |	10	0.336	-0.008	217.60	0.000
. |** |	. |. |	11	0.279	-0.031	222.38	0.000
. |** |	. |. |	12	0.221	-0.056	225.47	0.000
. |*. |	. |. |	13	0.163	-0.048	227.21	0.000
. |*. |	. |. |	14	0.109	-0.022	228.00	0.000
. |. |	. |. |	15	0.057	-0.033	228.23	0.000
. |. |	. |. |	16	0.007	-0.030	228.23	0.000
. |. |	. |. |	17	-0.040	-0.033	228.35	0.000
.*|. |	. |. |	18	-0.086	-0.038	228.92	0.000
.*|. |	. |. |	19	-0.129	-0.037	230.28	0.000
.*|. |	. |. |	20	-0.171	-0.035	232.74	0.000

Variable: lpibreal
Sample: 1960 2003
Included observations: 44

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. |******* |	. |******* |	1	0.921	0.921	39.925	0.000
. |****** |	.*| . |	2	0.834	-0.094	73.445	0.000
. |****** |	. | . |	3	0.750	-0.028	101.19	0.000
. |***** |	. | . |	4	0.669	-0.024	123.85	0.000
. |***** |	. | . |	5	0.595	-0.007	142.25	0.000
. |**** |	.*| . |	6	0.520	-0.061	156.65	0.000
. |*** |	.*| . |	7	0.442	-0.063	167.34	0.000
. |*** |	. | . |	8	0.370	-0.015	175.02	0.000
. |** |	. | . |	9	0.303	-0.016	180.33	0.000
. |** |	. | . |	10	0.238	-0.047	183.69	0.000
. |*. |	. | . |	11	0.177	-0.023	185.62	0.000
. |*. |	. | . |	12	0.119	-0.037	186.51	0.000
. |*. |	. | . |	13	0.066	-0.014	186.79	0.000
. | . |	. | . |	14	0.022	0.000	186.82	0.000
. | . |	. | . |	15	-0.016	-0.012	186.84	0.000
. | . |	. | . |	16	-0.053	-0.033	187.05	0.000
.*| . |	. | . |	17	-0.077	0.043	187.48	0.000
.*| . |	. | . |	18	-0.090	0.026	188.11	0.000
.*| . |	. | . |	19	-0.100	-0.014	188.93	0.000
.*| . |	. | . |	20	-0.111	-0.030	189.96	0.000

2.3. Pruebas De Raíces Unitarias

Regresando al proceso estocástico de raíz unitaria ya expresado anteriormente:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$$

con $-1 \leq \rho \leq 1$

También aquí u_t representan un proceso de ruido blanco. Sabiendo que si $\rho = 1$, estamos en presencia de una raíz unitaria (proceso estocástico no estacionario), se puede regresionar Y_t con su valor rezagado Y_{t-1} y probar si ρ es estadísticamente igual a 1 y, de serlo, se evidenciaría que el tipo de serie contrastada es no estacionaria. Esta es la base de las pruebas de raíces unitarias

Si se manipula la ecuación anterior tal que:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t$$
$$= (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t$$

Esta expresión también puede colocarse como:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$$

con $\delta = (\rho - 1)$ y Δ como operador de la primera diferencia.

Esta última expresión es la que realmente se estima, probando como hipótesis nula que: $\delta =$ 0. En caso de serlo, $\rho = 1$ y se apreciará una raíz unitaria en la serie utilizada[198]. Por supuesto dependiendo de la naturaleza de la serie de tiempo, estas pruebas admiten distintas hipótesis nulas según que:

MCA pura: $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$

MCA con Variaciones: $\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t$

MCA con Variaciones y Tendencia Estocastica: $\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t$

Si se rechaza la hipótesis nula, significa que Y_t es una serie estacionaria con media cero (si es un MCA puro), que es una serie estacionaria con media distinta de cero [$=\beta_1/(1-\rho)$] si es un MCA con Variaciones o que es estacionaria alrededor de una tendencia determinista (si es un MCA con Variaciones y Tendencia Estocástica). Para cada una de esas variantes, los valores críticos[199] de la prueba son distintos. Por ejemplo, los valores críticos de τ al 1%, 5% y 10% niveles de significación son, respectivamente para el MCA puro: -2.619851, -1.948686 y -1.612036; para el MCA con Variaciones: -3.592462, -2.931404 y -2.603944; y, para el MCA con Variaciones y Tendencia Estocástica: -4.186481, -3.518090 y -3.189732.

¿Cómo decidir el tipo de modelo a utilizar? De entrada el primer modelo debe ser descartado porque el coeficiente del $lpibreal_{t-1}$, (que es igual a δ) es positivo (e igual a 3.247234). Puesto que $\delta = (\rho - 1)$, entonces $\rho > 1$, haciendo explosiva la serie del producto. Las otras dos alternativas (con intercepto y con intercepto y tendencia), arrojan δ negativos (-3.847980 y -0.555879) por tanto, la $\rho < 1$, y el paso siguiente es evaluar su significación estadística. Para el valor τ de -3.847980 es, tomado en términos absolutos, mayor que el

[198] En efecto, si $\delta = 0$, la ecuación $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$ se transforma en: $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t$ que, siendo u_t de ruido blanco, hace que la serie en primeras diferencias sea estacionaria, como ya se vio previamente.

[199] El valor estimado t de los coeficientes siguen una distribución del estadístico τ (tau), establecida por Dickey-Fuller.

valor crítico incluso al 1% de significación (-3.592462), haciendo considerar a esta serie como estacionaria.

Al introducirse la tendencia estocástica, la prueba tiene como resultado no poder rechazar la hipótesis nula ni siquiera al 10% de significación: -0.555879 es menor que -3.189732, indicando que la serie es no estacionaria con tendencia determinista.

Aunque hasta aquí se han comentado los resultados de las pruebas de raíces unitarias sólo a partir del test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), las pruebas para el modelo se amplían, al menos a dos adicionales (DFGLS y NP), en vistas a las distintas criticas que han recibido, entre otras, el ADF.

2.4. Críticas a las Pruebas de Raíces Unitarias

En general, se admite que la proliferación de pruebas es un indicativo de las deficiencias que, en mayor o en menor medida, muestran tanto en términos de tamaño como de potencia[200] de dichas pruebas [Maddala y Kim (1998)].

A través de las pruebas DF y ADF aplicadas, por ejemplo, a una serie que sigue un proceso de tipo MCA puro y se estima a través de un modelo MCA con intercepto y se concluye que la variable es estacionaria a un 5% de significación se estaría incurriendo en un error dado que el verdadero nivel de significación, en este caso, debería ser mucho mayor que 5%.

Además también se reconoce que estas pruebas tienen reducido poder o potencia: tienden a aceptar la nulidad de la raíz unitaria con demasiada frecuencia; debido a variadas razones. En primer lugar, la potencia depende del periodo de la muestra más que de su tamaño, a mayor tamaño de la muestra su potencia será superior. Así, las pruebas basadas en $n = 30$ (30 años de observaciones anuales) tienden a ser más potentes que las efectuadas sobre una $n = 100$ (100 días de observaciones diarias); lo cual las hace inestables y deben ser cuidadosamente consideradas.

Por otra parte, si $\rho \approx 1$ pero no es exactamente igual a la unidad, las pruebas podrían establecer esa serie como no estacionaria cuando en realidad lo es.

[200] El tamaño de la prueba refiere a su nivel de significación, es decir la probabilidad de cometer un error de tipo I y la potencia de la prueba es la probabilidad de rechazar la hipótesis nula cuando es falsa. Se calcula restando la probabilidad de un error de tipo II a la probabilidad de cometer uno del tipo I. Recuérdese que casi en su totalidad estas pruebas se basan en la hipótesis nula de que la serie bajo análisis tiene una raíz unitaria.

En tercer lugar, estas pruebas asumen o se diseñan para detectar series I(1), de ser integrada en un orden superior habrá más de un raíz unitaria y no tendrían validez estas pruebas[201].

Por último, cuando las series sufren quiebres estructurales, la mayor parte de las pruebas tenderán a no reflejarse y, por consecuencia, a producir identificaciones inadecuadas de esas realizaciones.

Debido a estas limitaciones, han proliferado pruebas que pretenden salvar estas observaciones. De este modo actualmente están disponibles pruebas como: NG (Ng-Perron), ERS (Elliot, Rothenberg, and Stock Point Optimal), KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin), DFGLS (Dickey-Fuller Test with GLS Detrending), entre otras pruebas. De hecho pruebas como el DF y PP, e incluso con menor unanimidad el ADF, son cada vez menos utilizadas y se recomienda descartarlas [Maddala y Kim (1998)].

3. Medidas Correctoras de la Estacionariedad

Para evadir los problemas asociados a la estacionariedad se utilizan con frecuencia transformaciones de las series no estacionarias que las convierten en estacionarias. Los métodos a aplicar dependen de si las series son procesos estacionarios en diferencias o procesos estacionarios con tendencia.

En el primer caso, el procedimiento de diferenciar (sacar las primeras diferencias de la serie de tiempo) permite obtener una serie modificada que es estacionaria. En el segundo caso, el método para convertir la serie en estacionaria es producir una regresión de dicha serie contra ella sobre el tiempo y evaluar si los residuos de dicha regresión son estacionarios. Así se regresiona:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t$$

A partir de esa regresión se obtienen unos residuos que deben ser estacionarios:

$$\hat{u}_t = (Y_t - \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 t)$$

Por ejemplo, el *pibreal* utilizado en esta ilustración parece ser del segundo tipo en tanto que ibt obedece a una serie de tiempo estacionaria en diferencias.

3.1. El Enfoque de Cointegración

Si se regresiona una serie Y_t contra X_t, ambas I(1), tal que:

[201] En este caso se sugiere la aplicación de una prueba distinta: el test Dickey-Pantula [Gujarati (2003)].

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$$

que también puede expresarse como:

$$u_t = Y_t - \beta_1 - \beta_2 X_t$$

Al hacerse el análisis de estacionariedad sobre los residuos se consigue que u_t es I(0) se puede señalar que la regresión es cointegrada, que puede interpretarse como que la combinación lineal de las tendencias estocásticas se cancelan mutuamente; o, en términos económicos, que existe una relación de largo plazo o de equilibrio entre ambas variables. En este caso, la posibilidad de que los residuos no contengan una raíz unitaria permite aplicar el modelo clásico de regresión lineal, incluyendo las pruebas tradicionales *t* y *F*.

Para probar la cointegración se pueden utilizar varios métodos:

a) la prueba de la raíz unitaria (DF, ADF o DFGLS) en los residuos para la regresión cointegrante;

b) la prueba de regresión cointegrante Durbin-Watson (DWRC); y,

c) la prueba de cointegración de Johansen.

3.2. Pruebas Basadas en los Residuos

En el primer método (también identificado como la *Prueba de Engle-Granger Aumentada o AEG*) se aplican a los residuos obtenidos de la regresión cointegrante las ya comentadas pruebas de raíces unitarias AF, ADF o DFGLS.

En efecto, considérese el set de variables $(k+1)$ variables y_t que pueden no ser I(0), si existe un vector θ tal que $\theta' y_t$ es I(0), dicho vector θ es el vector cointegrante. Dado que θ está determinado sólo por una constante multiplicativa, se debe normalizar la primera variable en y_t para que muestre un coeficiente 1. Así, escribiendo θ como $(1, -\beta')'$ y una participación de y_t conformable en (y_{1t}, y_{2t}), entonces: $y_{1t} - \beta' y_{2t}$ es la relación cointegrante. La prueba basada en los residuos considera la ecuación: $y_{1t} = \beta' y_{2t} + u_t$. Si u_t tiene una raíz unitaria, luego $y_{1t} - \beta' y_{2t}$ no es la relación de cointegración. La prueba es que las variables y_t no están cointegradas[202].

[202] Por supuesto, dado que β es desconocido y $y_{1t} = \beta' y_{2t} + u_t$ es estimada (por ejemplo a través de MCO) las pruebas de raíces unitarias se aplican a los residuos estimados: $\hat{u}_t$.

La *Prueba DWRC* consiste en la utilización del valor del estadístico Durbin-Watson (d) obtenido en la regresión de cointegración, sólo que la hipótesis nula pertinente en lugar de ser la tradicional d=2, es d=0[203].

También se ha sugerido trabajar con los residuos estimados a través de una versión *Cochrane-Orcutt* (C-O) de la regresión estática para errores del tipo AR(1):

$y_{1t} = \beta' y_{2t} + u_t$ con $u_t = \rho u_{t-1} + e_t$

Bajo la hipótesis nula de no cointegración, el C-O estimado del vector de cointegración converge hacia una constante (no a la variable aleatoria como ocurre al aplicar un MCO) y exhibe la distribución usual D-F.

3.3. Prueba de Johansen

El método de Johansen utiliza pruebas de contegración basadas en un Vector Autoregresivo (VAR) de orden p:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \ldots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t$$

con y_t siendo un k-vector de las variables no estacionarias [I(1)], x_t siendo un vector "d" de las variables determinísticas y ε_t representando el vector de innovaciones.

EL VAR puede re-escribirse como:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t$$

$$\Pi = \sum_{i=1}^{p} A_i - I \text{ y } \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} A_j$$

Si el coeficiente de la matriz Π tiene un rango reducido $\tau < k$, entonces existirán k x τ matrices α y β cada una con rango τ tal que: $\Pi = \alpha \beta'$ y $\beta' y_t$ son I(0), donde τ es el número de relaciones cointegrantes y cada columna de β es el vector de cointegración (Teorema de Representación de Granger).

Este método propone dos pruebas de cointegración, la prueba de la Traza que se basa en la hipótesis de que existen al menos r vectores de cointegración; en tanto que la prueba del Máximo Eigenvalor, utiliza como hipótesis de que existen $r+1$ vectores de cointegración contra la hipótesis de que existen r vectores.

---

[203] En efecto $d \approx 2(1-\hat{\rho})$. En caso de existir una raíz unitaria, la ρ estimada sería casi 1 y, por tanto, el $d \approx 0$.

La prueba de la Traza muestra que la Máxima Verosimilitud viene dada por:

$$-2\log L\max \propto T\sum_{i=1}^{n}\ln(1-\lambda_i)$$

En esta expresión λ_i son las raíces de la ecuación.

La prueba *LR* para la hipótesis de que existen al menos r vectores de cointegración es:

$$\lambda_{traza} = -T\sum_{i=r+1}^{n}\ln(1-\hat{\lambda}_i)$$

La serie $\hat{\lambda}_{r+1},\ldots,\hat{\lambda}_n$ constituyen los (*n-r*) eigenvalores menores de la ecuación determinante. Por su parte, la Prueba del Máximo Eigenvalor utiliza la hipótesis nula de que existen *r* vectores cointegrantes contra la hipótesis alternativa de que existen (*r+1*) a través del test estadístico *LR*:

$$\lambda_{\max} = -T\ln(1-\hat{\lambda}_{r+1}).$$

De acuerdo a Johansen-Juselius (1990), la prueba de los Eigenvalores dispone de una potencia superior a la de la Traza.

4. Modelo de Corrección de Errores

Debido a la relevancia que se le otorga en este trabajo a este enfoque, se ha decidido darle un tratamiento separado a esta metodología evaluando, en primer lugar, la equivalencia entre modelos de tipo ADL (Autoregressive-distributed lag) y los Modelos de Corrección de Errores; para, posteriormente, desarrollar las implicaciones de dicho modelo para la identificación de las relaciones de cointegración.

4.1. Equivalencia entre Modelos ADL y MCE

Si una variable dada depende, en forma general, de su propio comportamiento pasado (lo que ocurre cuando no es estacionaria) y de los valores de varias variables exógenas ¿cómo pueden determinarse las relaciones de equilibrio de largo plazo entre la variable endógena y las exógenas? Por supuesto si esta variable endógena y_t se expresara como función exclusiva del set de valores de las variables endógenas, z_t, en el mismo punto del tiempo, el efecto de z_t sobre y_t sería inmediato y completo. Sin embargo, si cierta distribución de los

rezagos se aplica a cada variable en el modelo, los efectos de largo plazo deben ser derivados de dicha función.

4.1.a. Transformaciones de un Modelo Simple

La determinación de los multiplicadores de largo plazo derivados de una regresión dinámica puede efectuarse a través de distintos modelos. Desde las matrices iniciales de un modelo ADL (Autoregressive-distributed lag) se pueden derivar especificaciones de tipo MCE [Banerjee y otros (1990)].

Sea un modelo ADL(1,1):

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

El término se supone que cumple con la condición: $\varepsilon_t \sim$ IeID $(0,\sigma^2)$ y $|\alpha_1| < 1$

Si primero se considera el equilibrio estático como el "ambiente" o estado de naturaleza en que todo cambio ha cesado, los valores de largo plazo están dados por las expectativas condicionales de la forma $E(y_t)$ en (1). Definiendo: $y^* = E(y_t)$ y $x^* = E(x_t)$ $\forall t$ y desde que $E(\varepsilon_t) = 0$, se tiene: $y^* = \alpha_0 + \alpha_1 y^* + \beta_0 x^* + \beta_1 x^*$ y, por tanto, se tendrá que:

$$y^* = \frac{\alpha_0 + (\beta_0 + \beta_1)x_*}{(1-\alpha_1)} \equiv k_0 + k_1 x^*$$

o

$$E(y_t) = k_0 + k_1 E(x_t)$$

En esta expresión k_1 es el multiplicador de largo plazo de y respecto a x.

Si se sustrae y_{t-1} de ambos lados de (1) y se adicionan y sustraen del lado derecho de $\beta_0 x_{t-1}$ se obtiene:

(2) $\Delta y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1) y_{t-1} + \beta_0 \Delta x_t + (\beta_0 + \beta_1) x_{t-1} + \varepsilon_t$

En seguida se adiciona y sustrae $(\alpha_1 - 1)x_{t-1}$, obteniendo:

(3) $\Delta y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)(y_{t-1} - x_{t-1}) + \beta_0 \Delta x_t + (\beta_0 + \beta_1 + \alpha_1 - 1) x_{t-1} + \varepsilon_t$

Alternativamente podría, con la adición y sustracción de $(\beta_0 + \beta_1)\, x_{t-1}$ en el lado derecho se deriva:

(4) $\Delta y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)(y_{t-1} - k_1 x_{t-1}) + \beta_0 \Delta x_t + \varepsilon_t$

$$y_t(1-\alpha_1) = \alpha_0 - \alpha_1 \Delta y_t + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Todas las ecuaciones implican las mismas relaciones (son transformaciones lineales) dado que cada una puede derivarse de la otra sin violar la igualdad. A pesar de esto, existen discrepancias entre los términos de las ecuaciones (3) y (4) entre y_{t-1} y x_{t-1} o entre y_{t-1} y k_1x_{t-1}. El coeficiente de esos términos puede ser interpretado como la velocidad de ajuste de y ante una discrepancia entre y y x en el periodo previo. Y esto no es otra cosa que la representación de un modelo de corrección de errores.

La ecuación (2) es similar a (3) y (4) desde el momento en que la misma información aparece explícitamente como el coeficiente $(\alpha_1\text{-}1)$ que representa el ajuste de corto plazo a cierta "discrepancia" y puede ser "leído" en cada una de las ecuaciones.

Por último se puede regresar a la ecuación (1) y tomar un procedimiento distinto al anterior. Restando $\alpha_1 y_t$ de ambos lados de (1) se tiene:

$$y_t(1-\alpha_1) = \alpha_0 - \alpha_1 \Delta y_t + \beta_0 x_t - \beta_1 \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Si se define $\lambda_1 = (1-\alpha_1)^{-1}$ y se adiciona y sustrae $\beta_1 x_t$ de la ecuación anterior se obtiene:

$$(5)\ y_t = \lambda_1\alpha_0 - \lambda_1\alpha_1\Delta y_t + \lambda_1(\beta_0+\beta_1)x_t - \lambda_1\beta_1\Delta x_t + \lambda_1\varepsilon_t$$

La ecuación (5) es simplemente un caso especial de una forma más general de modelos ADL transformados[204].

A continuación se puede evaluar un proceso de generación de datos a través de la forma general de modelo ADL(m,n) con constante y p variables exógenas, tal que se tiene ADL ($m,n;p$), dado por:

$$(6)\ y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m}\alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^{p}\sum_{i=0}^{n}\beta_{ji}x_{jt-i} + \varepsilon_t$$

También aquí $\varepsilon_t \sim IID(0,\sigma^2)$. Utilizando el operador de rezago: $L^n z_t \equiv z_{t-n}$

$$\alpha(L)y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p}\beta_j(L)x_{jt} + \varepsilon_t$$

Esta expresión supone que: $\alpha(L) = 1 - \sum_{i=1}^{m}\alpha_i L^i$ y $\beta j(L) = \sum_{i=0}^{n}\beta_{ji}L^i$

[204] Debe prestarse atención al hecho de que el valor contemporáneo de la variable dependiente aparece en el lado derecho de la ecuación y ello impide que las estimaciones por MCO sean consistentes. Para evitar este problema deben utilizarse variables instrumentales (por ejemplo, sustituyendo x_t por x_{t-1} y estimando los nuevos regresores).

Esta expresión admite varias transformaciones lineales. Dada la estacionariedad conjunta (y_t,x_t) la solución de largo plazo de (6) es:

$$E(y_t)=\left(1-\sum_{i=1}^{m}\alpha_i\right)^{-1}\left[\alpha_0+\sum_{j=1}^{p}\sum_{i=0}^{n}\beta_{ji}E(x_{jt})\right]$$

$$=(\alpha(1))^{-1}\left[\alpha_0+\sum_{j=1}^{p}\beta_j(1)E(x_{jt})\right]$$

$$\equiv\theta_0+\sum_{j=1}^{p}\theta_j E(x_{jt})$$

Los $\alpha(1)$ y $\beta_j(1)$ representan la sustitución de la unidad en el operador de rezago L en el polinomio de rezagos.

4.1.b. Forma General de un Modelo de Corrección de Errores

Cuando la relación de equilibrio es $y^*=\theta x^*$, el término de corrección de errores será $(y_t-\theta x_t)$, en el caso de que se conozca el parámetro θ; o bien será $\left(y_t-\hat{\theta}x_t\right)$ si dicho parámetro es desconocido. La discrepancia (y_t-x_t) puede ser utilizada para informar las características de los ajustes de corto plazo.

La forma general de derivar un MCE, correspondiente con un modelo ADL $(m,n;p)$, con p variables exógenas: $x_1, \ldots, x_p$. El resultado, para $(r\leq m)$, es:

$$\Delta y_t=\alpha_0+\sum_{i=1}^{r}\eta_i\left(y_{t-i}-\sum_{j=1}^{p}x_{jt-i}\right)+\sum_{j=1}^{p}\beta_{j0}\Delta x_{jt}+\sum_{j=1}^{p}\sum_{i=1}^{r}\xi_{ji}x_{jt-i}$$

$$(7)\quad +\sum_{j=1}^{p}\sum_{i=r+1}^{r}\beta_{ji}x_{jt-i}+\sum_{i=r+1}^{m}\alpha_i y_{t-i}+\varepsilon_t$$

$$con\ \eta_1=\alpha_1-1,\quad \eta_i=\alpha_i,\quad i=2,\ldots,r;\ r\equiv\min(m,n)$$

$$\xi_{j1}=\alpha_1-1+\beta_{j0}+\beta_{j1},\quad \xi_{ji}=\alpha_i+\beta_{ji},\ i=2,\ldots,r$$

y $\Delta x_{jt-i}\equiv(x_{jt-i}-x_{jt-i-1})$

Para cada término de corrección de error $(y_{t-i}-\sum_{j=1}^{p}x_{jt-i})$, un rezago de x_{jt} rompe la homogeneidad. Es decir, ello ocurre al permitir que el término de corrección de error tome la forma de $(y_{t-i}-\sum_{j=1}^{p}\theta_j x_{jt-i})$, donde θ no es igual a 1. Los θ_j son los multiplicadores de equilibrio dados arriba por: $\theta_j=\beta_j(1)/\alpha(1)$. Si θ_j son conocidos, pueden ser insertos

directamente en el MCE en (7) y en los términos rezagados de x[205]. En términos de los parámetros de (7) se obtiene:

$$\theta_j = -\left(\sum_{i=1}^{r}\eta_i + \sum_{i=r+1}^{m}\alpha_i + \right)^{-1}\left[\sum_{i=1}^{r}(\xi_{ji}-\eta_i) + \sum_{i=r+1}^{n}\beta_{ji}\right]$$

Así se muestra que el MCE es simplemente una transformación lineal de un modelo ADL, con la ventaja de que bajo la formulación del MCE los parámetros que describen el ajuste de corto plazo desde posiciones de equilibrio son entregados (calculados) directamente por la regresión.

4.2. Prueba de Cointegración a través del Método de Corrección de Errores

Las pruebas de cointegración basadas en los residuos muestran bajo poder [Maddala y Kim (1998)] en la medida que se base en la utilización de una estimación de la regresión estática: $y_{1t} = \beta' y_{2t} + u_t$, que ignora la dinámica de la ecuación, para centrarse en la dinámica de los residuos [Kremers y otros (1992)].

Para ilustrarlo se puede utilizar el siguiente ejemplo. Sean dos modelos:

Modelo 1: $y_t = \beta x_t + u_t$, con $u_t = \rho u_{t-1} + e_t$

Modelo 2: $y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 x_t + \alpha 3 x_{t-1} + e_t$

El primer modelo prescinde de la dinámica de la ecuación y conserva ésta sólo en los residuos. En el segundo caso, se invierten las características. Ambos modelos son idénticos si se preserva la restricción (denominada de "factor común") de: $\alpha_1\alpha_2 + \alpha_3 = 0$.

En caso de violarse, el Modelo 1 es incorrecto y la dinámica observada en los errores es espuria. Esta crítica se traslada a los sistemas de cointegración.

Para evitar este tipo de problemas, en Kremers y otros (1992) se sugiere el uso de pruebas de tipo MCE (Modelo de Corrección de Errores). Aplicando el Teorema de Representación de Granger (que señala que existe una representación de corrección de errores para cada relación cointegrante), supóngase que y_{2t} en la ecuación: $y_{1t} = \beta' y_{2t} + u_t$ es de dimensión uno y β es un escalar, de modo que la representación del MCE es:

$$(1)\quad \begin{aligned} \Delta y_{1t} &= \alpha_1(y_{1,t-1} - \beta' y_{2,t-1}) + rezagos(\Delta y_{1t}, \Delta y_{2t}) + \varepsilon_{1t} \\ \Delta y_{2t} &= \alpha_2(y_{1,t-1} - \beta' y_{2,t-1}) + rezagos(\Delta y_{1t}, \Delta y_{2t}) + \varepsilon_{2t} \end{aligned}$$

[205] Para que eso pueda permitirse se requiere que: $\sum_{i=1}^{m}\alpha_i < 1$

En este caso los α_1 α_2 son "no nulos". En caso de $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$, no existirá relación cointegrante alguna. Las pruebas de cointegración pueden aplicarse sin estimar β tal que (1) puede escribirse como:

$$(2)\quad \begin{aligned} \Delta y_{1t} &= \alpha_1(y_{1,t-1} + y_{2,t-1}) + rezagos(\Delta y_{1t}, \Delta y_{2t}) + \gamma_1 y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta y_{2t} &= \alpha_2(y_{1,t-1} + y_{2,t-1}) + rezagos(\Delta y_{1t}, \Delta y_{2t}) + \gamma_2 y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned}$$

El término γ_1 es $\gamma_1 = -\alpha_1 + (\beta+1)$ y $\gamma_2 = -\alpha_2 + (\beta+1)$[206].

En caso de desconocerse la relación cointegrativa (β), la prueba puede modificarse a:

$$\Delta y_{1t} = \gamma' \Delta y_{2t} + \alpha_1 y_{1,t-1} + \theta' y_{2,t-1} + u_{1t}$$

El θ'es $\theta' = -\alpha_1\beta$. La restricción de no cointegración $\alpha_1 = 0$, implica que $\theta = 0$. Por MCO se estima (2) y se prueba si el coeficiente de $y_{1,\ t-1}$ es igual a cero[207].

Puede obtenerse un marco más general que el propuesto por Kremers en el caso de que se desconozca el verdadero vector (o espacio vectorial) cointegrante [Zivot (1994)]. Una vía de solución propuesta es en dos etapas a través de una prueba de MCE. En primer lugar, se obtiene a través de MCO una regresión ($y_{1t} = \beta' y_{2t} + u_t$) que estima β(circunflejo) para β y se aplica la prueba de MCE para estimar la significación de α_1 (circunflejo) a través de la prueba t convencional.

Alternativamente, puede aplicarse una prueba con un solo paso, escribiendo:

$$\Delta y_{1t} = \gamma' \Delta y_{2t} + \Pi' y_{1t-1} + u_{1t}$$

El término Π' es: $\Pi' = \gamma(1, -\beta')$ y $y_t' = (y_{1t}, y_{2t})$. La restricción de no cointegración es: $\gamma = 0$ (que implica $\Pi = 0$). A continuación, se estima la ecuación por MCO y se prueba la significación de Π (circunflejo) utilizando la prueba standard de Wald. De acuerdo a Zivot, las simulaciones Monte Carlo, realizadas a partir de este enfoque y en comparación con el poder de los tests ADF (prueba de Engle-Granger), muestran un poder superior.

Junto con las relaciones de largo plazo, pueden estudiarse las desviaciones del equilibrio aprovechando la información provista por los residuos y vincular las relaciones de corto plazo con las de largo plazo. En efecto, si se considera la ecuación de regresión:

[206] El estadístico F para $\alpha_1 = 0$ es la hipótesis nula de no cointegración.

[207] La prueba del MCE se basa en $\hat{\alpha}_1$ contrastado en una distribución – t.

$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 u_{t-1} + \varepsilon_t$

con Δ siendo el operador de primeras diferencias,

ε_t el error aleatorio y $u_{t-1} = y_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 x_{t-1}$

Esta ecuación establece que Δy_t depende de Δx_t y del término de error de equilibrio. Si, por ejemplo, Δx_t fuera cero y u_{t-1} fuese positivo, y_{t-1} sería demasiado alto para estar en equilibrio. Dado que α_2 se espera que sea negativo, también lo será el término $\alpha_2 u_{t-1}$ y, por consecuencia, Δy_t será negativa para re-establecer el equilibrio (tenderá a disminuir en los periodos sucesivos hasta converger a su valor de equilibrio).

5. Comentarios Finales

Los resultados simulados para estas pruebas y el contraste con otros procedimientos aplicados a enfoques uniecuacionales han sido largamente analizados[208]. Entre los principales hallazgos obtenidos de estos contrastes destacan los siguientes. Dos problemas mayores de estas pruebas son el de ser sensibles a malas especificaciones de la longitud de los rezagos y de introducir distorsiones en el tamaño en las pruebas para el segundo y sucesivos vectores de cointegración cuando la razón entre el periodo muestral cubierto y el número de parámetros es reducido.

Puesto que el procedimiento de Johansen identifica un "espacio" de cointegración y no los vectores de cointegración ya que la combinación lineal de los vectores de cointegración están ellos mismos cointegrados, de modo que la selección de alguno de los vectores identificados como representativo de la relación de largo plazo entre las variables del modelo requiere la introducción de otro tipo de criterios (con el riesgo de imponer métodos ad-hoc o creencias que a priori se tienen sobre la causalidad de la representación estadística).

En ocasiones las pruebas de Johansen tienden a conseguir relaciones cointegrantes espurias cuando, o bien las variables cuentan con "memoria larga" por no ser procesos puros de I(1) o en variables de I(1) cuya representación en VAR tiene una matriz de covarianza singular o cerca de serlo. En estos casos el enfoque Engle-Granger es más robusta que las pruebas de Johansen.

[208] En general, a través de simulaciones de Monte Carlo, se han realizado un número considerable de intentos de probar qué especificación es preferible en términos del tamaño y potencia de las distintas pruebas sugeridas. Para una síntesis amplia de esos resultados puede verse Maddala y Kim (1998).

Adicionalmente pueden surgir problemas con series desagregadas temporalmente (por ejemplo, utilizando variables mensuales en lugar de trimestrales o anuales). En principio disponer de periodos más amplios debería elevar la robustez de las pruebas de raíces unitarias tradicionales. La generación de un mayor número de observaciones para una longitud similar de la prueba no añadiría, al menos desde el punto de vista de las pruebas de raíces unitarias, un mejor rendimiento.

Sin embargo, algunos estudios prueban lo contrario [Maddala y Kim (1998)], en tanto que al testar estos efectos sobre los enfoques de Johansen, se muestra que la disponibilidad de un mayor número de observaciones genera un alto retorno en la potencia de las pruebas cuando se puede extender el periodo muestral, pero también ésta se eleva cuando dentro del mismo periodo de prueba se logra disponer de datos de mayor frecuencia. La conveniencia de disponer de un periodo más prolongado, además de las razones estadísticas conocidas, deriva del tipo de mercados o relaciones causales que se están estudiando. Cuando más lenta sea la velocidad de ajuste de las variables ante choques, tanto más conveniente será el disponer de una muestra lo suficientemente extendida en el tiempo como para capturar ese proceso de convergencia desde una posición de equilibrio a otra (o la original dependiendo de la naturaleza del proceso que se contrasta). Este es el caso de una variable que como el tipo de cambio real se ve afectada por numerosas variables cuyos ajustes se presume que consumen un tiempo prolongado. No obstante, no debe dejarse de alertar sobre los riesgos de evaluar variables en series de tiempo muy amplias. A mayor longitud muestral, mayor será la probabilidad de presenciar cambios estructurales con efectos sobre los parámetros que resten significado analítico y robustez estadística a las relaciones de largo plazo que se intenta probar. Existen crecientes evidencias sobre los problemas de ignorar cambios estructurales sobre las inferencias que pueden derivarse de las pruebas de raíces unitarias y de las relaciones cointegrantes [Maddala y Kim (1998)].

Por último hay que señalar que todo este tipo de pruebas si bien representan un valioso instrumento en el contraste empírico de las hipótesis que establece un determinado proyecto de investigación, no pueden ni deben sustituir el sentido común y la solidez de las relaciones analíticas que subyacen al conjunto de pruebas y especificaciones estadísticas que se aplican. Los procedimientos de cointegración parecen ajustarse muy apropiadamente al contraste de relaciones de largo plazo entre variables cuya relación de causación implica

un proceso de ajuste temporal prolongado y/o están sujetas a innovaciones que las pueden alejar transitoriamente de sus posiciones de equilibrio y que re-establecerlas también puede consumir un tiempo considerable. Por las complicaciones puramente estadísticas que este tipo de pruebas suponen, en parte señaladas antes, no suele ser sencilla la interpretación económica de los resultados de dichas pruebas. El caso más evidente es cuando existen más de una relación cointegrante y dentro de los límites de esas pruebas no es posible derivar de ellas ningún criterio plausible de selección. De hecho el enfoque de cointegración es parte de la econometría ateórica y los vectores hallados no tienen una interpretación económica y, por consecuencia, no parece existir ningún sustituto adecuado para la ausencia de buenos modelos teóricos.

ANEXO C: ESTIMACION DEL EFECTO HARROD-BALASSA-SAMUELSON

Junto con las medidas convencionales, tanto directas (tipo funciones de producción) e indirectas (inversión pública o total) de estimación de la productividad para aproximarse al Efecto Harrod-Balassa-Samuelson (H-B-S), a continuación se propone una estimación alternativa del mismo, siguiendo a Abdel-Motaal (1998).

I. Distintas Medidas de Productividad Factorial

Las medidas normalmente usadas de variaciones de la productividad suelen ser las tasas de variación del PIB en términos reales y las variaciones incrementales del stock de capital (o inversión bruta fija), con o sin rezagos, sobre el producto. Además de ser incluidas en las distintas especificaciones posibles del modelo que se muestran en el Capítulo 5, aquí se ensaya un intento de estimación de la productividad factorial total.

Esta metodología ha sido ampliamente utilizada y también profusamente criticada recientemente [Aghion y Saint-Paul (1993); Edwards (1993); Hultem (2000); Baeir, S., Dwyer, G.P. y Tamura, R. (2002)]. Dada la relevancia teórica que el Efecto H-B-S continúa exhibiendo en los modelos de determinación del tipo de cambio real de equilibrio, se consideró necesario producir la mejor estimación posible del mismo.

A diferencia de Abdel-Motaal, se ensayaron medidas menos restrictivas en las variables operacionales del producto. En lugar de utilizar sólo los volúmenes físicos de petróleo crudo[209], se experimenta con distintas especificaciones de las actividades transables y no transables, según se aprecia en la siguiente tabla.

[209] La asunción razonable de Abdel-Motaal es que la naturaleza primario-exportadora (concentrada en petróleo) de Venezuela justifica considerar como la producción de transables sólo al petróleo. Considerando, sin embargo, que uno de los objetivos de esta investigación se centra en la vinculación entre desalineamientos cambiarios y desbalances internos y, entre ellos, los efectos reasignativos entre transables y no transables; se ha procedido a ampliar la medición de la producción de bienes transables al sector no petrolero. De hecho, estas actividades explican en el periodo considerado un promedio de 20% del PIB Total y si bien han declinado en su participación desde la década de los noventa, constituye todavía un sector de actividad económica altamente relevante.

TABLA C-1: BASE DE DATOS PARA EL CALCULO DEL EFECTO H-B-S

	PIBtot	pibtotnp	PIBp	PIBt	PIBtnp	PIBnt	pea	ibttot	ibtpub	ibtpriv
1960	167.991	45.866	122.125	149.647	28.796	18.344	2.267.640	37.308	5304	32004
1961	176.495	51.247	125.248	154.035	29.379	22.460	2.340.318	36.160	5304	30856
1962	192.455	55.108	137.347	168.022	31.220	24.433	2.417.569	41.493	4133	37360
1963	205.639	66.210	139.429	172.004	33.035	33.635	2.499.241	41.233	4437	36796
1964	225.659	79.826	145.834	182.199	37.405	43.460	2.588.017	53.108	6999	46108
1965	238.899	89.847	149.052	188.695	40.272	50.204	2.685.260	53.326	7158	46169
1966	244.483	99.438	145.045	186.376	41.116	58.107	2.791.101	49.327	8112	41216
1967	254.332	102.378	151.954	194.478	43.327	59.855	2.911.638	48.634	10257	38377
1968	267.559	112.355	155.204	199.940	45.207	67.619	3.040.848	60.932	11411	49521
1969	278.717	124.917	153.800	200.865	47.562	77.852	3.162.907	67.442	10739	56703
1970	300.024	138.309	161.715	213.129	51.800	86.895	3.286.561	68.864	8358	60506
1971	309.238	155.279	153.959	207.597	54.017	101.641	3.410.857	77.249	9381	67867
1972	319.311	179.142	140.169	196.478	56.645	122.833	3.541.804	80.729	17543	63185
1973	339.286	190.420	148.866	209.009	60.372	130.277	3.673.778	89.817	17930	71887
1974	359.859	227.503	132.356	198.083	65.872	161.776	3.813.613	89.341	16028	73313
1975	381.693	278.697	102.996	174.958	72.161	206.735	3.966.121	110.331	21740	88591
1976	415.172	311.307	103.865	180.783	76.957	234.389	4.118.658	135.908	32811	103098
1977	443.080	341.834	101.246	181.586	80.371	261.494	4.275.765	177.752	40231	137521
1978	452.555	353.017	99.538	183.807	84.309	268.748	4.440.179	180.628	45347	135281
1979	458.599	352.014	106.585	193.762	87.312	264.837	4.605.261	144.269	36388	107880
1980	449.480	350.376	99.104	189.015	90.017	260.465	4.818.012	118.068	35506	82562
1981	448.123	352.419	95.704	183.799	88.240	264.324	5.018.778	111.370	45130	66239
1982	451.180	362.379	88.801	180.156	91.369	271.024	5.215.990	100.033	49445	50587
1983	425.837	341.174	84.663	174.705	90.028	251.132	5.411.868	69.629	39808	29821
1984	420.072	335.134	84.938	178.814	93.876	241.258	5.604.879	67.293	23275	44018
1985	420.884	341.136	79.748	178.755	99.007	242.129	5.816.868	71.699	28960	42739
1986	448.285	362.135	86.150	192.859	106.709	255.426	6.006.090	78.047	38017	40030
1987	464.341	377.396	86.945	200.346	113.401	263.995	6.195.859	78.455	36861	41594
1988	491.372	397.448	93.924	212.248	118.324	279.124	6.430.104	85.412	42321	43091
1989	449.262	355.701	93.561	197.586	104.025	251.676	6.715.827	63.632	34361	29271
1990	478.320	371.756	106.564	215.834	109.270	262.486	7.020.800	59.816	40890	18926
1991	524.860	407.357	117.503	233.827	116.324	291.033	7.485.024	81.073	51672	29401
1992	556.669	440.566	116.103	238.945	122.842	317.724	7.613.240	104.843	64822	40021
1993	558.202	433.809	124.393	247.205	122.812	310.997	7.624.555	98.715	57687	41028
1994	545.087	414.884	130.203	250.027	119.824	295.060	7.952.736	80.856	43529	37326
1995	566.627	427.209	139.418	265.546	126.128	301.081	8.608.653	81.500	47956	33544
1996	565.506	415.367	150.139	272.025	121.886	293.481	9.024.627	76.382	44768	31614
1997	601.534	437.287	164.247	291.058	126.811	310.476	9.507.125	94.614	53236	41378
1998	602.558	435.068	167.490	288.984	121.494	313.574	9.907.276	92.220	48477	43743
1999	565.888	410.822	155.066	267.309	112.243	298.579	10.225.014	77.054	41204	35850
2000	584.195	424.241	159.954	276.346	116.392	307.849	10.326.642	77.890	41707	36183
2001	600.488	441.925	158.563	278.135	119.572	322.353	11.104.779	88.490	47998	40492
2002	547.175	408.535	138.640	248.363	109.723	298.812	11.673.915	68.982	39019	29963
2003	496.618	372.820	123.798	224.117	100.319	272.501	12.008.719	52.061	28908	23153

Fuente: BCV y cálculos propios

Específicamente se utilizan las series estadísticas, expresadas en logaritmos, del producto interno bruto del sector transable no petrolero (*pibtnp*), del sector no petrolero (*lpibtotnp*) y del sector no transable (*lpibnt*) como variables explicadas alternativas y distintas variables explicativas, medidas a través de los gastos de formación de capital (*ibttot, ibtpub, ibtpriv*), y la población económicamente activa (*lpea*).

2. Pruebas de Raíces Unitarias

Previo al procedimiento de estimar las regresiones que permitan inferir cambios en el producto no asociados a variaciones individualmente consideradas del factor trabajo o capital (es decir, variaciones del producto asociables a la denominada productividad

factorial total), se efectúan las pruebas apropiadas de evaluación de la estacionariedad de dichas series.

En primer lugar, se utiliza la prueba del Augmented Dickey-Fuller (ADF) para comprobar la significación del coeficiente (drift) y de la tendencia determinista (trend). En el paquete estadístico se prueba primero con tendencia e intercepto y, en caso de no ser significativa la tendencia (βtrend), se prueba con sólo drift (intercepto). Si aún no lo es, la serie se prueba bajo una especificación sin intercepto y sin tendencia.

TABLA C-2: PRUEBAS DE RAICES UNITARIAS

Variable	Pruebas	Variable	Estadístico-t	tau	Valores Críticos al 5%	Orden de Integración	Conclusión
	ADF				Probabilidad		
PIBtot	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	-0.291623	NA	0.7721		
	-Intercepto sin Tendencia	C	2,724003	NA	0.0095		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Variaciones*
	-Intercepto sin Tendencia			-0.321075	-3,1900		
	ADF				Probabilidad		
pibtotnp	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	-1,003029	NA	0.3219		
	-Intercepto sin Tendencia	C	3,009030	NA	0.0045		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Variaciones*
	-Intercepto sin Tendencia			-0.645311	-1,9487		
	ADF				Probabilidad		
PIBp	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	-0.671608	NA	0.5064		
	-Intercepto sin Tendencia	C	2,614136	NA	0.0131		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(0)*	*Estacionaria*
	-Intercepto sin Tendencia			-2,819387	-1,9487		
	ADF				Probabilidad		
PIBt	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	0.432386	NA	0.6678		
	-Intercepto sin Tendencia	C	1,786260		0.0815		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Variaciones*
	-Intercepto sin Tendencia			-0.862158	-1,9487		
	ADF				Probabilidad		
PIBtnp	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	-1,414918	NA	0.1648		
	-Intercepto sin Tendencia	C	2,601724	NA	0.0128		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Variaciones*
	-Intercepto sin Tendencia			-0.349391	-1,9487		
	ADF				Probabilidad		
PIBnt	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	0.060495	NA	0.9521		
	-Intercepto sin Tendencia	C	2,307806	NA	0.0264		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Variaciones*
	-Intercepto sin Tendencia			-0.728986	-1,9429		
	ADF				Probabilidad		
pea	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	-1,167525	NA	0.2536		
	-Intercepto sin Tendencia	C	-1,133382	NA	0.2670		
	ADF	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(0)*	*Estacionaria*
	-Sin Intercepto y sin Tendencia			2,599992	-1,9504		
	ADF				Probabilidad		
ibttot	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	-0.475460	NA	0,1205		
	-Intercepto sin Tendencia	C	2,444495	NA	0.0191		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(0)*	*Estacionaria*
	-Con Intercepto y Tendencia			-2,070032	-1,9489		
	ADF				Probabilidad		
ibtpub	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	0.914243	NA	0.3661		
	-Intercepto sin Tendencia	C	1,777812	NA	0.0829		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(1)*	*MCA con Variaciones*
	-Intercepto sin Tendencia			-1,218970	-1,9487		
	ADF				Probabilidad		
ibtpriv	-Con Intercepto y Tendencia	@TREND(1960)	-1,525429	NA	0.1354		
	-Intercepto sin Tendencia	C	1,867190		0.0694		
	DFGLS	Y_{t-1}		Estadístico-t	V.C. 5%	*I(0)*	*Estacionaria*
	-Intercepto sin Tendencia			-2,025430	-1,9487		

H_0 = la serie presenta una raíz unitaria

Fuente: Cálculos propios

En segundo lugar, para aquel tipo de especificación que resulte significativa se pasa la prueba del DFGLS[210]. En este caso, el test permite identificar la estacionariedad de la serie a través del valor del estadístico-tau que contrasta la hipótesis nula de que la serie presenta una raíz unitaria. Una vez establecida ésta, se pasa la prueba nuevamente con la serie expresada en primeras diferencias y nuevamente se evalúa la significación del estadístico. En caso de ser estacionaria su primera diferencia, se estará en presencia de una serie que tiene una sola raíz unitaria o que es integrada de orden 1 [I(1)].

Los resultados de estas pruebas se presentan en la Tabla C-2. Como puede observarse en dicha tabla, las series resultan ser o no estacionarias (MCA) con drift o estacionarias, pero ninguna de ellas presenta tendencia determinística.

Con esta información disponible se procede a identificar posible relaciones de largo plazo entre la variable y sus fundamentos. En efecto, con dichas series se efectúan las regresiones pertinentes a través de un enfoque de Correcciones de Errores (MCE), tanto para reproducir la dinámica de corto plazo como las elasticidades de largo plazo. En adición, con las pruebas adecuadas para medir la robustez de la estimación (Test de Wald, correlación serial y heteroscedasticidad) se constata también la presencia de una relación cointegrativa en varias de las especificaciones ensayadas.

Tal como se muestra en la Tabla C-3, las estimaciones de las distintas regresiones ensayadas cumplen, en su gran mayoría, los requisitos econométricos requeridos: tienen un ajuste bastante aceptable para estar construídos como modelos de corrección de errores, los regresores mantienen el signo esperado y son (con excepción de la población económicamente activa en dos de los modelos) individualmente significativos desde el punto de vista estadístico y el signo de la variable endógena, rezagada un periodo exhibe signo negativo y es significativa como exige la metodología aplicada. De hecho, el valor de sus coeficientes es bajo (oscila entre 0.07 y 0,14), indicando que la velocidad del ajuste de cada una de las variables explicadas ante disturbios en las variables explicativas (choques en el capital o el trabajo) que desajusten la variable endógena de su posición de equilibrio inicial tardarían en ser absorbidos entre 8 y 13 años para re-establecer el equilibrio. La confianza en la existencia de una relación cointegrativa fue contrastada a través de la

[210] Siguiendo a Maddla y Kim (1998) se descartan otras pruebas como los tests de DF, PP, NP, KPSS por las debilidades estadísticas que presentan.

TABLA C-3: RESULTADOS MCE			
	MODELO 1	*MODELO 2*	*MODELO 3*
		Variable Endógena	
Variable Exógena	*D(LOG(PIBTNP))*	*D(LOG(PIBTOTNP))*	*D(LOG(PIBNT))*
LOG(PIBTNP(-1))	-0,08	...	...
	(-2,29)	...	...
D(LOG(IBTTOT))	0,17	...	0,23
	(7,56)	...	(6,40)
LOG(IBTTOT(-1))	0,05	...	0,11
	((2,65)	...	(3,63)
LOG(PEA(-1))	0,03	0,02	0,03
	(1,23)	(1,18)	(1,97)
LOG(PIBTOTNP(-1))	...	-0,07	...
	...	(-3,72)	...
D(LOG(IBTPRIV))	...	0,17	...
	...	(4,90)	...
LOG(IBTPRIV(-1))	...	0,06	...
	...	(4,75)	...
LOG(PIBNT(-1))	...	...	-0,14
	...	...	(-7,29)
	...	...	...
R^2 ajustado	0,57	0,60	0,69

(*) El valor reportado entre paréntesis es del estadístico t que mide la significación individual de la variable

Fuente: Cálculos propios

Prueba de Wald cuyos resultados se reportan a continuación. En todos los casos se aceptó que las variables de los tres modelos efectivamente mantienen una relación de cointegración.

TABLA C-4: PRUEBA DE WALD				
Residuos	Test Estadístico	Valor	df	Probabil.
MODELO PFT1 (PIBTOTNP)	Estadístico F	1,080543	(3, 39)	0.0000
	Chi-cuadrado	3,241629	3	0.0000
MODELO PFT2 (PIBTOTNP)	Estadístico F	2,774666	(3, 39)	0.0000
	Chi-cuadrado	8,323997	3	0.0000
MODELO PFT3 (PIBNT)	Estadístico F	3,328997	(3, 39)	0.0000
	Chi-cuadrado	9,986992	3	0.0000

Fuente: Cálculos Propios

Por otra parte, a fin de estimar la eficiencia de los parámetros considerados, se utilizaron las pruebas para identificar potenciales problemas de correlación serial y heteroscedasticidad en los residuos de los tres modelos. Como se reporta en las tablas siguientes, se aceptaron en todos los casos las hipótesis nulas de no existencia de correlación serial y de homoscedasticidad.

TABLA C-5a: PRUEBAS DE AUTOCORRELACION							
MODELO PFT1 (PIBTOTNP)	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	. |** |	. |** |	1	0.301	0.301	41.812	0.041
	. | . |	. | . |	2	0.062	-0.032	43.610	0.113
	. |*. |	. |*. |	3	0.079	0.077	46.656	0.198
	. |** |	. |** |	4	0.259	0.238	79.990	0.092
MODELO PFT2 (PIBTOTNP)	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	. |*. |	. |*. |	1	0.084	0.084	0.3230	0.570
	.*| . |	.*| . |	2	-0.087	-0.095	0.6801	0.712
	.*| . |	.*| . |	3	-0.108	-0.093	12.392	0.744
	.*| . |	.*| . |	4	-0.080	-0.072	15.529	0.817
MODELO PFT3 (PIBNT)	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	. |*. |	. |*. |	1	0.162	0.162	12.080	0.272
	. | . |	. | . |	2	0.037	0.011	12.740	0.529
	. |*. |	. |*. |	3	0.079	0.073	15.731	0.666
	.*| . |	.*| . |	4	-0.150	-0.180	26.940	0.610

H_0 = No hay autocorrelación serial

Fuente: Cálculos Propios

TABLA C-5b: PRUEBA DE BREUSCH-GODFREY CORRELACION SERIAL LM				
MODELO PFT1 (PIBTOTNP)	Estadístico F	2309794	Probability	0.113429
	R-cuadrado Obs	4.767.382	Probability	0.092210
MODELO PFT2 (PIBTOTNP)	Estadístico F	0.314541	Probability	0.732057
	R-cuadrado Obs	0.718671	Probability	0.698140
MODELO PFT3 (PIBNT)	Estadístico F	0.597058	Probability	0.555645
	R-cuadrado Obs	1.343.832	Probability	0.510729

H_0 = No hay autocorrelación serial

Fuente: Cálculos Propios

TABLA C-6.a: PRUEBAS DE HETEROSCEDASTICDAD							
MODELO PFT1 (PIBTOTNP)	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	. | . |	. | . |	1	0.041	0.041	0.0784	0.780
	**| . |	**| . |	2	-0.243	-0.245	28.703	0.238
	.*| . |	.*| . |	3	-0.165	-0.152	41.900	0.242
	. |*. |	. |*. |	4	0.190	0.154	59.834	0.200
MODELO PFT2 (PIBTOTNP)	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	. |*. |	. |*. |	1	0.152	0.152	10.684	0.301
	.*| . |	.*| . |	2	-0.088	-0.113	14.311	0.489
	.*| . |	.*| . |	3	-0.141	-0.113	23.974	0.494
	.*| . |	. | . |	4	-0.067	-0.038	26.196	0.623
MODELO PFT3 (PIBNT)	Autocorrelación	Corr. Parcial		AC	PAC	Q-Stat	Prob
	. |*** |	. |*** |	1	0.385	0.385	68.133	0.009
	.*| . |	**| . |	2	-0.087	-0.276	71.739	0.028
	. | . |	. |*. |	3	-0.048	0.128	72.869	0.063
	. | . |	.*| . |	4	0.000	-0.068	72.869	0.121

H_0 = Existe Homoscedasticidad

Fuente: Cálculos Propios

TABLA C-6.b: PRUEBA DE HETEROSCEDASTICIDAD DEL MULTIPLICADOR DE LAGRANGE				
MODELO PFT1 (PIBTOTNP)	Estadístico F	0.074584	Probability	0.786181
	R-cuadrado Obs	0.078167	Probability	0.779797
MODELO PFT2 (PIBTOTNP)	Estadístico F	0.962847	Probability	0.332369
	R-cuadrado Obs	0.987226	Probability	0.320421
MODELO PFT3 (PIBNT)	Estadístico F	7.011.851	Probability	0.011531
	R-cuadrado Obs	6.264.330	Probability	0.012319

H_0 = Existe Homoscedasticidad

Fuente: Cálculos Propios

El último paso del procedimiento de estimación del Efecto H-B-S consiste en determinar a partir de las ecuaciones obtenidas por MCE (cuyas elasticidades se reportan en la Tabla C-7], las respectivas series de los residuos que, por los argumentos anteriores

cumplen con la condición de estacionariedad y tienen la interpretación económica de ser interpretadas como la productividad factorial total (es decir, desviaciones entre los valores estimados y los observados, no atribuibles al capital y al trabajo, considerados por separado).

TABLA C-7: ELASTICIDADES DE CORTO Y LARGO PLAZO		
MODELO PFT1 (PIBTOTNP)		
LOG(PIBTNP) C LOG(IBTTOT) LOG(PEA)		
Elasticidades de Corto y Largo Plazo		
LOG(PIBTNP(-1))	-0,08086	0,0808600
LOG(IBTTOT(-1))	0,048142	0,5953747
LOG(PEA(-1))	0,025813	0,3192308
MODELO PFT2 (PIBTOTNP)		
D(LOG(PIBTOTNP)) LOG(PIBTOTNP(-1)) D(LOG(IBTPRIV)) LOG(IBTPRIV(-1)) LOG(PEA(-1))		
Elasticidades de Corto y Largo Plazo		
LOG(PIBTOTNP(-1))	-0,070566	0,0705660
LOG(IBTPRIV(-1))	0,055951	0,7928889
LOG(PEA)	0,020864	0,2956665
MODELO PFT3 (PIBNT)		
D(LOG(PIBNT)) LOG(PIBNT(-1)) D(LOG(IBTTOT)) LOG(IBTTOT(-1)) LOG(PEA(-1))		
Elasticidades de Corto y Largo Plazo		
LOG(PIBTNP(-1))	-0,137050	0,137050
LOG(IBTTOT(-1))	0,105010	0,766217
LOG(PEA(-1))	0,034373	0,250806

Fuente: Cálculos propios

Como se puede observar en la Tabla C-8, a partir de dichos residuos se construyeron distintos índices de la productividad factorial total que sirvieron de insumo en los modelos de determinación del tipo de cambio real en el cuerpo central de este trabajo.

TABLA C-8: ESTIMACION DE LOS RESIDUOS Y CONSTRUCCION DE INDICES							
	MODELO PFT1		*MODELO PFT2*		*MODELO PFT3*		
	(PIBTNP) Residuos	*pft1*	*(PIBTOTNP) Residuos*	*pft2*	*(PIBNT) Residuos*	*pft3*	*difpft*
1960	na	100,0	na	100,0	na	100,0	100,0
1961	-0,0119	98,8	-0,0112	98,9	-0,0150	98,5	100,3
1962	0,0098	99,8	-0,0789	91,1	-0,1322	85,5	116,7
1963	0,0209	101,9	0,0607	96,6	0,1249	96,1	105,9
1964	0,0375	105,7	0,0365	100,1	0,0302	99,0	106,7
1965	0,0356	109,4	0,0056	100,7	-0,0089	98,2	111,5
1966	-0,0027	109,1	0,0157	102,3	0,0243	100,5	108,6
1967	0,0172	111,0	-0,0510	97,1	-0,0891	91,6	121,2
1968	-0,0254	108,2	-0,0372	93,5	-0,0440	87,6	123,6
1969	-0,0003	108,2	-0,0126	92,3	0,0008	87,6	123,4
1970	0,0517	113,8	-0,0057	91,8	0,0039	88,0	129,3
1971	-0,0097	112,7	0,0025	92,0	0,0340	91,0	123,8
1972	-0,0122	111,3	0,0622	97,7	0,0677	97,1	114,6
1973	0,0102	112,4	-0,0403	93,8	-0,0394	93,3	120,5
1974	0,0591	119,1	0,0914	102,3	0,1499	107,3	111,0
1975	0,0178	121,2	0,0983	112,4	0,1402	122,3	99,1
1976	-0,0167	119,2	0,0153	114,1	0,0239	125,2	95,1
1977	-0,0462	113,6	-0,0264	111,1	-0,0045	124,7	91,1
1978	-0,0131	112,2	-0,0464	106,0	-0,0489	118,6	94,6
1979	0,0240	114,9	-0,0435	101,3	-0,0265	115,4	99,5
1980	0,0231	117,5	-0,0266	98,6	-0,0212	113,0	104,0
1981	-0,0547	111,1	-0,0105	97,6	-0,0233	110,4	100,7
1982	0,0074	111,9	0,0318	100,7	0,0002	110,4	101,4
1983	0,0081	112,8	0,0038	101,1	-0,0317	106,9	105,5
1984	0,0245	115,6	-0,0848	92,5	-0,0448	102,1	113,2
1985	0,0308	119,1	-0,0019	92,4	-0,0181	100,3	118,8
1986	0,0520	125,3	0,0483	96,8	0,0258	102,8	121,9
1987	0,0258	128,6	0,0194	98,7	-0,0132	101,5	126,7
1988	0,0048	129,2	0,0305	101,7	-0,0031	101,2	127,7
1989	-0,0175	126,9	-0,0598	95,6	0,0333	104,5	121,4
1990	0,0707	135,9	0,1166	106,8	0,0887	113,8	119,4
1991	-0,0204	133,1	0,0420	111,3	0,0083	114,7	116,0
1992	-0,0159	131,0	0,0317	114,8	0,0050	115,3	113,6
1993	0,0046	131,6	-0,0261	111,8	-0,0060	114,6	114,8
1994	0,0224	134,6	-0,0376	107,6	0,0142	116,3	115,7
1995	0,0064	135,4	0,0397	111,9	-0,0366	112,0	120,9
1996	-0,0248	132,0	-0,0194	109,7	-0,0165	110,2	119,9
1997	-0,0186	129,6	0,0049	110,2	-0,0217	107,8	120,2
1998	-0,0675	120,9	-0,0280	107,1	-0,0288	104,7	115,5
1999	-0,0804	111,1	-0,0414	102,7	-0,0484	99,6	111,6
2000	-0,0119	109,8	0,0192	104,7	-0,0175	97,9	112,2
2001	-0,0168	108,0	0,0119	105,9	-0,0166	96,2	112,2
2002	-0,0208	105,7	-0,0423	101,4	0,0121	97,4	108,5
2003	-0,0600	99,4	-0,0523	96,1	-0,0233	95,1	104,5