



**UNIVERSIDAD DE BUENOS AIRES
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS**



**MAESTRÍA EN GESTIÓN ECONÓMICA Y FINANCIERA DE
RIESGOS**

**TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO DE LARGO
PLAZO EN ARGENTINA**

Modelos de estimación, patrones de desalineamiento y análisis de riesgo

María Natalia Gadea

**TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO EN
ARGENTINA**

Modelos de estimación, patrones de desalineamiento y análisis de riesgo



**UNIVERSIDAD DE BUENOS AIRES
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS**



**MAESTRÍA EN GESTIÓN ECONÓMICA Y FINANCIERA DE
RIESGOS**

**TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO EN
ARGENTINA**

Modelos de estimación, patrones de desalineamiento y análisis de riesgo

Tesis de Maestría

María Natalia Gadea

Director de Tesis

Prof. Juan Miguel Massot

2014

AGRADECIMIENTOS

A mi tutor, el profesor Juan Miguel Massot, quien a lo largo de estos años se convirtió en mi mentor, brindándome sus conocimientos y apoyo incondicional. Gracias por sus consejos, comentarios, críticas y aportes.

Al profesor Luis Alberto Trajtenberg, quien me brindo una ayuda indispensable en la recopilación de información y formulación del modelo econométrico.

A mi familia, amigos y compañeros, quienes como siempre con su afecto me acompañaron en este camino.

ÍNDICE GENERAL

1. INTRODUCCIÓN	7
2. TEORÍA Y EVIDENCIA EMPÍRICA	12
2.1. Tipo de cambio real.....	12
2.2. Tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo	22
2.3. Las variables fundamentales.....	29
2.4. Desalineamiento del tipo de cambio real de largo plazo.....	34
2.5. Metodologías de estimación del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo. Teoría y evidencia empírica	36
2.6. Evidencia empírica para la Argentina	64
3. OPCIÓN METODOLÓGICA	67
4. ESTIMACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL Y SU DESALINEAMIENTO ..	69
4.1. Modelo empírico.....	69
4.2. Análisis de series de datos	71
4.3. Modelo de corrección de errores.....	85
4.4. Estimación del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo y desalineamiento fundamental	88
5. EFECTO DE LOS DESALINEAMIENTOS CAMBIARIOS SOBRE EL RIESGO Y LOS FLUJOS DE CAPITALES	92
6. REFLEXIONES FINALES.....	101
BIBLIOGRAFÍA	104
ANEXO 1: SERIES DE TIEMPO DE VARIABLES FUNDAMENTALES	113
ANEXO 2: ANÁLISIS DE VARIABLES.....	114

1. INTRODUCCIÓN

La presente investigación está centrada en la identificación de períodos de desalineamiento del tipo de cambio real observado en la Argentina con respecto a un tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo, y en el análisis de los efectos que pueden tener estos desalineamientos sobre las decisiones que realizan los inversores en base los diferenciales de tasas de interés entre países.

El punto de partida de los estudios sobre desalineamientos cambiarios es la definición del tipo de cambio real y del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo. En general, las definiciones del tipo de cambio real se elaboran bajo dos enfoques de análisis centrales: uno “externo” y otro “interno” (Hinkle y Montiel 1999: 41- 42). Bajo el enfoque externo el tipo de cambio real se define como el tipo de cambio nominal ajustado por el cociente de precios domésticos y extranjeros, mientras que el enfoque interno lo define como el cociente de precios de los bienes transables respecto a los bienes no transables de una economía.

Por su parte, Nurkse (1945, en Williamson, 1994: 4-5) describió por primera vez al tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo como aquel consistente con el doble objetivo de equilibrio interno y externo, para valores específicos de otras variables que pueden influir en esos equilibrios. Existe cierto consenso en la literatura en caracterizar al equilibrio interno como aquel resultante de niveles de producción sostenibles y niveles bajos de inflación, y el equilibrio externo como una cuenta corriente sostenible en el tiempo (entre otros, Williamson, 1994; Bafes, Elebadawi, O’Connell, 1997; Clark y McDonald, 1998; Montiel, 1999; Driver y Westaway, 2004; Wong , 2008).

En este marco, se denomina desalineamiento cambiario a la brecha entre el tipo de cambio real corriente u observado y el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo. Si el tipo de cambio observado es mayor que el tipo de cambio de equilibrio se considera que el tipo de cambio real se encuentra sobrevaluado, mientras que si es menor se dice que esta subvaluado o “atrasado”.

Las primeras metodologías de estimación del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo se encuentran basadas en la teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA en español o PPP en inglés). En la literatura el uso de este modelo ha sido fuertemente debatido y criticado y, en general, existe consenso sobre su pobre desempeño al ser aplicado en países en vías de desarrollo (Edwards y Savastano 1998). Posteriormente se han desarrollado modelos alternativos de estimación basados en las variables fundamentales¹ económicas que determinan el tipo de cambio, cuyos pioneros son Williamson (1994) y Clark (1998) y que luego han sido utilizados por otros investigadores. Williamson propuso un modelo de simulación de equilibrio general denominado FEER por sus siglas en inglés (*Fundamental Equilibrium Exchange Rates*). Clark, por su parte, planteó un modelo uniecuacional denominado BEER (*Behavioral Equilibrium Exchange Rates*) que permite evaluar la sostenibilidad de mediano y largo plazo del tipo de cambio a través de la incorporación de variables fundamentales determinantes en una ecuación reducida.

En la literatura es posible hallar numerosos estudios empíricos realizados para países desarrollados y en vías de desarrollo, la motivación para realizar este tipo de investigaciones surge de la importancia que tiene el tipo de cambio real, como precio relativo clave de la economía, al influir sobre las decisiones de los participantes de los mercados de activos, y determinar la asignación de recursos entre sectores transables y no transables.

En Argentina se han llevado a cabo menos investigaciones empíricas en relación a otros países, habiendo sido objeto de los estudios el período comprendido entre 1968 y 2006. En particular, se destacan las más recientes investigaciones realizadas por Gay y Pellegrini (2002), Lanteri (2002), Garregnami y Escudé (2005), Carrera y Restout (2007) y Bastourre, Carrera y Ibarlucia (2007). Dichos estudios alcanzaron resultados similares, identificando tres etapas muy marcadas durante el período mencionado. En primer lugar, la década de los ochenta caracterizada por una alta inestabilidad macroeconómica y un tipo de cambio real observado ubicado por encima de su valor de equilibrio. En segundo lugar, el período coincidente con la vigencia del Plan de Convertibilidad (1991-2001) caracterizado por una fuerte y persistente apreciación del

¹ Variables macroeconómicas reales que influyen sobre el comportamiento del tipo de cambio real en el largo plazo.

tipo de cambio. Y, finalmente, el período posterior a la Convertibilidad y hasta el año 2006, último año para el cual se estimaron desalineamientos, el cual se inicia con la reacción excesiva del tipo de cambio real en 2002. El período 2003 - 2006 se caracterizó, según las investigaciones realizadas hasta el momento, por un tipo de cambio real por encima de su equilibrio acompañado por un contexto de crecimiento económico sostenido.

En el marco del boom de las *commodities* de exportación, a partir del año 2006 comenzaron a observarse algunos problemas macroeconómicos, entre los que se destacan la aceleración de la inflación, la menor creación de puestos de trabajo y restricciones de oferta, liderada por los problemas de oferta energética y la falta de crédito a largo plazo. A partir del año 2008, se registraron dos *shocks*, uno interno y otro externo. Por un lado, el conflicto con el sector agropecuario ocasionado por el intento de un cambio en el régimen de los derechos de exportación, que se profundizó por la posterior sequía, y, por el otro, la crisis financiera internacional que marcó notablemente la evolución económica del país durante los dos años siguientes. Luego de la recuperación del crecimiento económico, a partir de 2012 se observa un proceso de desaceleración de la economía, dificultades fiscales, alta inflación, estancamiento del mejoramiento de las variables sociales –empleo, pobreza, desigualda-, y de las cuentas externas.

Ante este contexto, se desea indagar si el período posterior al año 2006 marca el comienzo de una cuarta etapa, caracterizada por un desalineamiento cambiario negativo, es decir una apreciación cambiaria generada, posiblemente, por cambios en la política económica Argentina y en el contexto macroeconómico y financiero argentino.

La evidencia empírica muestra que muchos países latinoamericanos, incluido la Argentina, han atravesado por numerosos períodos de desalineamientos cambiarios (Bello, Heresi y Pineda, 2010) que posteriormente terminaron en crisis con costosas consecuencias para la economía y la sociedad. De esta manera, resulta relevante extender las estimaciones de desalineamientos realizadas hasta el momento hasta el año 2013 con el fin de indagar en los riesgos que puede estar enfrentando el país como consecuencia de esta situación.

En relación a los efectos de los desalineamientos cambiarios sobre los mercados financieros, objeto de interés puntual de la presente investigación, se advierte que la preocupación sobre cómo medir el tipo de cambio real de equilibrio aumenta a medida que crece la integración financiera en el mundo. Durante las últimas décadas se ha observado un crecimiento marcado en las transacciones financieras internacionales y los flujos de capitales. Aspectos como cambios en las tecnologías de comunicación e información en la industria de servicios financieros y la tendencia de países, industriales y en vías de desarrollo, hacia la liberalización de los mercados han conducido al rápido crecimiento de los flujos de capitales internacionales (Mishkin, 1999).

Dado este auge, la presencia de imperfecciones en los mercados de capitales y financieros, tales como la presencia de asimetrías en la información, dan lugar al surgimiento de muchos problemas que tienen potencial para llevar a los mercados financieros a ser ineficientes e inestables, especialmente al enfrentar *shocks* externos como, por ejemplo, los desalineamientos cambiarios (Mishkin, 1999).

Por las razones expuestas, y a partir de la estimación del desalineamiento del tipo de cambio real argentino durante el período 1993 – 2013, en la presente investigación se analizan los riesgos que deben enfrentar los inversores en bonos soberanos, generados por los efectos de los desalineamientos cambiarios sobre los diferenciales de tasas de interés. En particular, se indaga, a través de un ejercicio empírico, sobre la existencia de correlación entre los desalineamientos cambiarios y las primas cambiarias, componente del diferencial de tasas de interés que refleja la compensación exigida por los inversores para exponerse al riesgo cambiario.

En resumidas cuentas, el objetivo general de este trabajo es constatar la presencia de desalineamientos del tipo de cambio real observado en Argentina durante el período 1993-2013 para, posteriormente, medir y analizar su efecto sobre la prima cambiaria, componente del diferencial de tasas de interés. Los objetivos específicos planteados, por su parte, son los siguientes:

- Indagar sobre la importancia del tipo de cambio real de equilibrio en el análisis económico y el desalineamiento cambiario, prestando especial atención a los

estudios teóricos y empíricos realizados para la Argentina y otros países latinoamericanos.

- Analizar las consecuencias que tiene la existencia de desalineamiento sobre el análisis de riesgo que realizan los inversores al comparar el rendimiento que obtienen invirtiendo en un país con respecto al que obtendrían en otro.
- Estimar el tipo de cambio real y el tipo de cambio real de equilibrio para Argentina durante el período 1993 – 2013, utilizando modelos econométricos basados en sus fundamentos económicos determinantes.
- Determinar la existencia de desalineamientos entre el tipo de cambio real observado y el de equilibrio de largo plazo e identificar posibles quiebres estructurales de la tendencia y los factores que habrían contribuido a generarlos.
- Indagar sobre los efectos de los posibles desalineamientos cambiarios en las decisiones de los inversores en la Argentina entre 1993 y 2013.
- Establecer una relación estadística entre los desalineamientos cambiarios y la prima cambiaria de Argentina entre 1993 – 2013.

En lo que refiere a la hipótesis de la investigación, se postula que, durante el período 1993 – 2013, el tipo de cambio real observado argentino se encontró desalineado respecto a su valor de equilibrio de largo plazo y que este desalineamiento afectó la toma de decisiones de los inversores de cartera debido al impacto que tiene sobre la prima cambiaria y los diferenciales de tasas de interés.

El documento de la Tesis se divide en cinco capítulos, además de la presente introducción. El Capítulo 2 presenta el marco teórico general, con cuestiones referidas a la definición y medición del tipo de cambio real corriente u observado, del tipo de cambio real de equilibrio del largo plazo y de los desalineamientos. En ese marco se ahondará en cuestiones relacionadas al equilibrio macroeconómico de la economía y a la evolución de variables que influyen en el mismo y, por ende, en el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo. En el Capítulo 3 se define y sustenta la opción metodológica elegida, a partir de las distintas alternativas identificadas tanto en la literatura teórica y empírica para la estimación del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo presentado en el marco teórico. En el Capítulo 4 se presentan los resultados de la estimación del tipo de cambio real de equilibrio para la Argentina durante el período 1993-2013, así como la identificación de los períodos de desalineamiento

cambiario. El Capítulo 5 indaga sobre el impacto de los desalineamientos cambiarios sobre la prima cambiaria que refleja riesgos cambiarios. Finalmente el Capítulo 6 da cuenta de las principales conclusiones obtenidas en el marco de la investigación.

2. TEORÍA Y EVIDENCIA EMPÍRICA

2.1. Tipo de cambio real

En la literatura económica se define al tipo de cambio real desde dos enfoques principales: uno externo y otro interno (Hinkle y Montiel, 1999: 41-42).

Desde el enfoque externo el tipo de cambio real es el tipo de cambio nominal ajustado por el cociente de precios domésticos y extranjeros. Algebraicamente, se puede representar a través de la ecuación 1, donde q_t es el tipo de cambio real, E es el tipo de cambio nominal, definido como unidades de moneda doméstica en términos de una unidad de moneda extranjera, y P y P^* son los niveles de precios domésticos y extranjeros respectivamente.

$$q_t = E \frac{P^*}{P} \quad (1)$$

Esta versión se deriva, originalmente, de la teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA), en la cual, el tipo de cambio real es equivalente al precio relativo de las canastas doméstica y extranjera de producción y consumo².

Desde el enfoque interno el tipo de cambio real es el cociente de precios de los bienes transables respecto a los bienes no transables de una economía³. Algebraicamente, puede ser representado por la ecuación 2, donde q_t es nuevamente el tipo de cambio real, P_T es el precio de los bienes transables y P_{NT} es el precio de los bienes no transables.

² Tema que será tratado en apartados subsiguientes.

³ Los bienes transables son aquellos bienes susceptibles de ser comercializados internacionalmente, mientras que los bienes no transables son aquellos consumidos domésticamente.

$$q_t = \frac{P_T}{P_{NT}} \quad (2)$$

Esta definición captura los incentivos implícitos en los precios relativos para producir y consumir bienes transables en detrimento de no transables dentro de una economía en particular (Dornbusch y Fischer, 1991).

Si bien en los estudios empíricos suele utilizarse la definición del tipo de cambio real desde el enfoque interno, en la presente investigación se utilizará aquella proporcionada por el enfoque externo debido a que no se encuentran publicadas series de tiempo de precios de bienes transables y no transables para Argentina durante el período considerado. En este sentido, existen numerosas formulaciones del tipo de cambio real encuadradas dentro de la versión externa de las que Hinkle y Montiel (1999: 43) destacan tres, la teoría de paridad del poder adquisitivo, el modelo de Mundell-Fleming y modelos de bienes transables. Dichas formulaciones tienen una serie de puntos en común, como la definición e interpretación del tipo de cambio y de sus variaciones, y se diferencian entre sí en el índice de precios que utilizan para su estimación.

2.1.1. Depreciación o apreciación cambiaria

El tipo de cambio (nominal y real) puede ser medido en términos de moneda doméstica, es decir unidades de dicha moneda por unidad de moneda extranjera, o en términos de moneda extranjera, unidades de moneda extranjera por unidad de moneda doméstica. La primera suele ser denominada en la literatura como “directa” o “americana”, mientras que la segunda es denominada “europea” (Krugman y Obstfeld, 2006). A partir de la primera definición se puede interpretar el concepto apreciación (depreciación) cambiaria como una disminución (aumento) del tipo de cambio, mientras que si se utiliza la segunda definición la interpretación de la variación del tipo de cambio será inversa. En esta investigación se utilizará, a menos que se indique lo contrario, la definición americana.

2.1.2. Tipo de cambio real bilateral o multilateral

El tipo de cambio real puede ser medido en relación a un país o a un conjunto de países. Cuando el tipo de cambio se mide en términos de dos países se denomina bilateral, mientras que si se refiere a un conjunto de países se denomina efectivo o multilateral (Dornbusch y Fischer, 1991).

El tipo de cambio real bilateral compara el precio de una canasta representativa de consumo o producción en el país doméstico, en relación al precio de una canasta representativa en el país extranjero, medido en una misma moneda. Esta medida es útil en aquellos casos en los cuales las operaciones cambiarias de un país se realizan mayoritariamente en una moneda, como es el caso de aquellos países que pertenecen a un bloque de monedas –como la zona dólar o la zona euro–, o que tienen un socio comercial dominante (Hinkle y Montiel, 1999: 45-54).

Por su parte el tipo de cambio real multilateral o efectivo se utiliza cuando se consideran varios socios comerciales. En la Argentina, el Banco Central calcula como medida efectiva del tipo de cambio real el Índice de Tipo de Cambio Real Multilateral, el cual mide el precio relativo de los bienes y servicios de la economía con respecto a los de un grupo de países con los cuales se realizan transacciones comerciales⁴.

Al momento de elegir la moneda con respecto a la cual se estimará el tipo de cambio real es conveniente tener en cuenta la incidencia que posee dicha moneda, tanto en relación en la política monetaria y cambiaria, como en las relaciones comerciales internacionales y en la formulación de expectativas de los agentes económicos en general (Dornbusch, 1980).

Teniendo en cuenta la composición del comercio internacional en Argentina en el presente análisis se utilizará el Índice de Tipo de Cambio Real Multilateral, sobre el cual los principales socios comerciales poseen mayores ponderadores (Brasil, Zona Euro y Estados Unidos).

⁴ La ponderación de cada socio dentro del índice refleja su participación en el comercio total.

2.1.3. Tipo de cambio nominal

El tipo de cambio nominal es el precio de una unidad de moneda extranjera expresado en términos de la moneda local (definición americana).

En la literatura pueden identificarse tres enfoques que explican la forma en que se determina el tipo de cambio nominal si no existe intervención del gobierno en el mercado cambiario: i) precio relativo de las monedas (modelo monetario), ii) precio relativo de los bienes (modelo Mundell-Fleming) e iii) precio relativo de los bonos (modelo de diversificación de portafolio). Dornbusch (1980) señala que cualquiera de estos enfoques puede ser considerado como una explicación parcial del proceso de determinación del tipo de cambio aunque cada uno de ellos puede tener mayor importancia en determinados episodios de la historia.

El modelo monetario supone el cumplimiento estricto de la paridad del poder adquisitivo, donde el tipo de cambio nominal se mueve únicamente para mantener la relación entre los precios internacionales, no existiendo variación en los términos de intercambio. En este contexto, los precios están determinados por la oferta nominal y la demanda real de dinero, donde esta última depende del ingreso real y la tasa nominal de interés. El modelo monetario establece que cambios relativos en la oferta de dinero, en la tasa de interés y en el ingreso real afectan al tipo de cambio nominal. Si aumenta la oferta de dinero en el país doméstico se produce una depreciación equiproporcional (un incremento en el ingreso real doméstico eleva la demanda por saldos reales y lleva a una caída en los precios domésticos produciendo una apreciación del tipo de cambio nominal). Por el contrario, tasas de interés más altas reducen la demanda por saldos reales, incrementan los precios y producen una depreciación del tipo de cambio nominal (entre otros Frenkel, 1976; Dornbusch, 1980; Frankel y Rose, 1995).

Dornbusch (1980) destaca un segundo enfoque de determinación del tipo de cambio nominal que se basa en una aplicación del modelo Mundell-Fleming, abandonando el supuesto de paridad de poder adquisitivo. Aquí, los precios domésticos se encuentran fijos, el tipo de cambio nominal determina los términos de intercambio⁵, y

⁵ Cociente entre el precio de las exportaciones y el de las importaciones.

se considera el caso específico en que existe perfecta movilidad de capitales y perfecta sustitución entre los activos domésticos y extranjeros, se cumple la paridad de las tasas de interés y el producto está determinado por la demanda. En este marco, una expansión monetaria en el país doméstico genera una disminución de la tasa de interés con una consecuente salida de capitales, el tipo de cambio se deprecia y la demanda cambia hacia los bienes domésticos. El incremento inducido en el producto ocasiona un aumento del ingreso y de la demanda de dinero hasta que se restablece la paridad de tasas de interés, con un nivel más alto de producto y más bajo de tipo de cambio nominal (Dornbusch, 1980; Obstfeld, 2002; Rogoff, 2002).

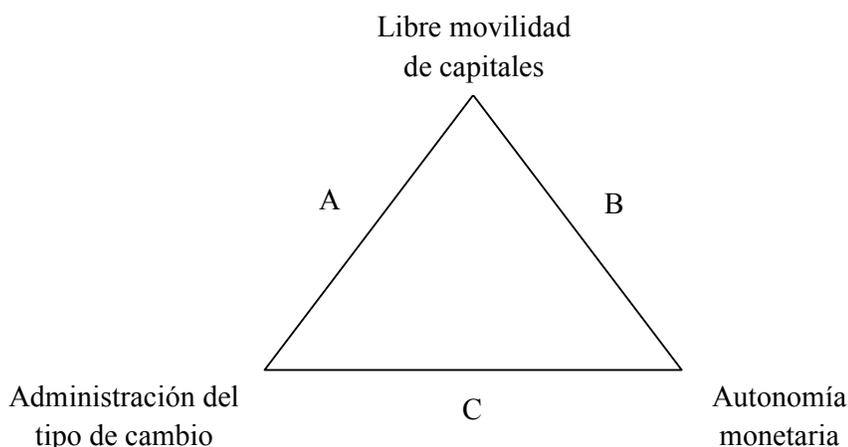
Finalmente, el modelo de diversificación de portafolio supone sustitución perfecta entre activos domésticos y extranjeros. En dicho modelo la demanda de dinero no sólo depende del ingreso sino también de la riqueza, por lo cual cambios en la misma inducidos por desequilibrios en las cuentas corrientes de los países crean desequilibrios monetarios que llevan a un ajuste en las expectativas del nivel de precio de largo plazo y por lo tanto generan movimientos del tipo de cambio. Ante perfecta movilidad, esto significa que la demanda real de dinero de un país con un superávit crece mientras cae la del exterior, el nivel de precios relativo de un país con superávit decrece y por lo tanto, dado un nivel de términos de intercambio, el tipo de cambio tiende a apreciarse. Las monedas son tratadas como activos no transables y la demanda por ella es afectada por una redistribución internacional de la riqueza (entre otros Dornbusch, 1980; Frankel, 1984; Kumhof, 2009; Engel y Matsumoto, 2009).

La política general del gobierno de permitir que el tipo de cambio flote libremente o se mantenga fijo o anclado al valor de otra moneda se denomina régimen de tipo de cambio (Klein y Shambaugh, 2010: 13-15). En la literatura se destacan dos regímenes de cambio extremos, flotación libre y tipo de cambio fijo. La flotación libre implica que el tipo de cambio está determinado por el libre juego de la oferta y la demanda, mientras que bajo un régimen de cambio fijo el país vincula su moneda, a un tipo de cambio fijo, a una moneda o una canasta de monedas. Entre ellos existen distintos regímenes cambiarios que involucran menor o mayor grado de flexibilidad como flotación sucia o administrado, flotación dentro de una banda, bandas móviles, sistema de devaluación progresiva, tipos de cambios fijos pero ajustables, tipo de

cambio atados a una moneda más fuerte y dolarización completa, entre otros (Edwards y Savastano, 1998; De Gregorio, 2007; Klein y Shambaugh, 2010: 29-31).

Al elegir un determinado régimen cambiario el gobierno enfrenta lo que en economía se denomina *trilema monetario* de la economía abierta que establece que las autoridades monetarias de un país sólo pueden elegir dos entre tres opciones de políticas: libre movilidad de capitales, tipos de cambios fijos y autonomía monetaria doméstica⁶ (Klein y Shambaugh, 2010: 15 - 16). Esta restricción muchas veces es expuesta en términos gráficos de la siguiente manera:

Figura 1. Trilema monetario



Cada uno de los ángulos del triángulo representa una opción de política. El lado “A” refleja la elección de un ancla del tipo de cambio y libre movilidad de capitales, implicando que el país renuncia a una política monetaria autónoma, el lado “B” la elección de autonomía monetaria y libre movilidad de capitales por lo que el país no tratará de administrar su tipo de cambio y el lado “C” la opción de un ancla nominal con autonomía monetaria lo que implica la necesidad de restringir la libre movilidad de capitales.

⁶ Libre movilidad implica la posibilidad de transferir fondos desde y hacia el exterior, administración del tipo de cambio hace referencia a la posibilidad del gobierno de fijar o influir en el tipo de cambio y autonomía monetaria se refiere a que el banco central de un país puede fijar libremente su política monetaria.

La teoría no requiere que el gobierno opte por una solución pura de esquina eligiendo dos políticas y abandonando la otra por completo. En lugar de esto existe un *trade off* entre las tres políticas (Klein y Shambaugh, 2010: 15-17). En el marco de caracterizar la elección de regímenes cambiarios, Klein y Shambaugh (2010: 13-15) distinguen un período al que identifican como “era moderna” a partir de la caída del sistema de Bretton Woods⁷ de tipos de cambios fijos. Según los autores, este período se ha caracterizado por una amplia variedad de experiencias de regímenes de tipo de cambio entre países (como por ejemplo, abandono de la moneda nacional en Ecuador, anclas nominales en Hong Kong, Argentina y Lituania, tipos de cambios fijos en Arabia Saudita, México y Sud Corea, bandas de tipo de cambio en el sistema monetario europeo, flotación libre en Canadá, entre otros), e incluso por un traspaso reiterado de un régimen a otro.

En este período, la preocupación sobre las implicancias de la elección de los regímenes cambiarios ha sido promovida por la presencia, a comienzos de la misma, de tasas de volatilidad de los tipos de cambio más alta de lo esperadas.

Tras la caída del sistema de Bretton Woods muchos países en vías de desarrollo trataron de mantener sus paridades de régimen de tipo de cambio fijo. Sin embargo, con el transcurso del tiempo, la mayoría de estos países se volcaron hacia regímenes que involucraban frecuentes ajustes al tipo de cambio nominal. En general, los regímenes elegidos no dejaban la determinación del tipo de cambio nominal en manos del mercado sino que se adoptaron sistemas de devaluación progresiva o flotación administrada en los cuales las autoridades asumían importantes roles en fijar el tipo de cambio nominal (Hinkle y Montiel, 1999: 1-2).

Consecuentemente, una preocupación central del período posterior a Bretton Woods ha sido determinar la mejor manera de elegir el valor apropiado del tipo de cambio nominal. En ese marco, existe cierto consenso en la literatura, en que el objetivo de política tiene que ser evitar períodos de grandes y sostenidos desalineamientos,

⁷ Basado en las resoluciones de la conferencia monetaria y financiera de las Naciones Unidas que establecieron las reglas para las relaciones comerciales y financieras entre los países más industrializados del mundo. En él se decidió la creación del Banco Mundial y del Fondo Monetario Internacional y el uso del dólar como moneda internacional.

entendidos como situaciones en las cuales el tipo de cambio real observado difiere considerablemente del tipo de cambio real de equilibrio.

Hinkle y Montiel (1999: 3-4) sostienen que el objetivo principal de estimar el grado de desalineamiento es obtener pautas sobre cómo direccionar el tipo de cambio nominal en dirección al equilibrio y que esta no es una tarea simple debido a que, luego de una devaluación, cualquier combinación de revaluación e inflación es posible (depreciación o apreciación, o ningún cambio en el tipo de cambio real acompañado por aceleramiento de la tasa de inflación, o retorno a la tendencia de precios pre devaluación). Los autores señalan que la clave de una devaluación exitosa es la disciplina monetaria y una política apropiada de administración de demanda.

2.1.4. Mercados cambiarios paralelos

En muchos países en vías de desarrollo que se encuentran bajo regímenes de tipo de cambio administrados se ha observado que el uso frecuente de restricciones cuantitativas sobre la disponibilidad de la moneda extranjera ha provocado el surgimiento de mercados cambiarios paralelos derivados del exceso de demanda que se desborda en un mercado no oficial (Hinkle y Montiel, 1999: 29-30).

Cuando un país posee un mercado cambiario paralelo se generan dos tipos de cambio y algunas transacciones se llevan a cabo a través del tipo de cambio oficial y otras al tipo de cambio paralelo, lo cual puede generar incentivos para realizar algunas actividades en detrimento de otras.

En estos casos, la estimación del tipo de cambio real basado únicamente en el tipo de cambio nominal oficial puede generar un indicador económico poco representativo de la realidad, ya que por lo general el tipo de cambio oficial tiende a estar subvaluado mientras que el paralelo tiende a sobrevaluarse. La decisión sobre qué tipo de cambio usar en los estudios y análisis, dependerá de la situación particular del país, en algunos casos convendrá usar ambos tipos de cambio y en otros casos una combinación de ellos. Respecto a este último punto existen diversas opiniones; mientras Hinkle y Montiel (1999: 55) sostienen que deben utilizarse ambas tasas en forma separada, Jorgensen y Paldam (1986), citados por los primeros, argumentan que es

posible utilizar un promedio de ambos tipos de cambio. Según Jorgensen y Paldam la ponderación que se utilice para realizar el promedio debe reflejar la proporción de transacciones que se realicen bajo cada tipo de cambio, aunque reconocen que en la práctica suele ser difícil conocer tales magnitudes (en cuyo caso pueden utilizarse en forma separada).

En relación a las implicancias de política de la existencia de un mercado paralelo, dado que estos últimos las transacciones se producen libremente y los precios de la moneda extranjera se determinan a través de la interacción de la oferta y la demanda, muchas veces se suele interpretar a dicho tipo de cambio como el precio sombra al que el tipo de cambio oficial debiera alcanzar si se liberara el mercado, y por ende como un estimador del tipo de cambio real de equilibrio.

Respecto a este motivo Ghei y Kamin (1999: 497-535) sostienen que existen al menos dos razones por las cuales no es apropiado interpretar al diferencial del mercado paralelo como un indicador del desalineamiento.

En primer lugar, los autores sostienen que incluso si el tipo de cambio del mercado paralelo representa adecuadamente el valor que se hubiera alcanzado bajo tipo de cambio flotante, ese tipo de cambio no necesariamente igualaría al tipo de cambio real de equilibrio en ese momento. Esto se debe a que el tipo de cambio observado depende tanto de su valor futuro esperado como del *stock* corriente de moneda extranjera en manos de los residentes, siendo ambas variables dinámicas, es decir que no necesariamente se encuentran en estado estacionario en ese momento determinado del tiempo. Ghei y Kamin comentan que cuando las condiciones macroeconómicas y las políticas son volátiles, como es frecuente en países en vías de desarrollo con mercados de cambio paralelos, la presencia de expectativas negativas puede llevar a que el tipo de cambio del mercado paralelo esté mucho más depreciado que el tipo de cambio real de equilibrio.

En segundo lugar, los autores señalan que incluso cuando existen condiciones macroeconómicas cercanas a sus niveles de equilibrio, el tipo de cambio del mercado paralelo puede constituir un indicador equivocado debido a que las condiciones que dieron lugar al mercado paralelo, por ejemplo un tipo de cambio oficial sobrevaluado

combinado con racionamiento de las reservas internacionales, pueden llevar a un exceso de demanda por tipo de cambio extranjero en el mercado paralelo. Es decir, a menos que se impongan barreras adicionales, como por ejemplo a las importaciones, el tipo de cambio del mercado paralelo va a estar más depreciado que el tipo de cambio real de equilibrio.

2.1.5. Niveles de precios o índices de costo

Como ya se mencionó al comienzo de la sección, las formulaciones del tipo de cambio real, desde el punto de vista del enfoque externo, basadas en los modelos de paridad del poder adquisitivo, Mundell-Fleming y modelos de bienes transables difieren en el índice de precios que utilizan.

El tipo de cambio basado en paridad de poder adquisitivo reconoce dos variantes de esta teoría, la absoluta y la relativa. Ambas versiones se concentran en precios de consumidor en vez de costos de producción, aunque la absoluta requiere una canasta estandarizada, mientras que la relativa requiere una canasta representativa⁸ (Hinkle y Montiel, 1999: 72-86). La versión relativa es muy utilizada en la literatura debido a la disponibilidad de índices de precios del consumidor para canastas representativas de bienes y será utilizada en la presente investigación para la definición del tipo de cambio real.

El tipo de cambio real que surge del modelo Mundell-Fleming se basa en precios o costos de producción. En este modelo, se supone que cada país produce un único bien que es al mismo tiempo consumido y comercializado (producto interno bruto o PIB). El precio de este bien está determinado por su costo de producción, por lo tanto, el tipo de cambio real basado en esta teoría, está ajustado por el índice de precios del producto o el índice de costo de producción de la economía. Esta formulación incluye el precio de bienes transables y no transables producidos en la economía, a diferencia de la paridad de poder adquisitivo que sólo considera bienes producidos domésticamente y consumidos en el país más importaciones (Hinkle y Montiel, 1999: 76-79). Este modelo es apropiado en el caso de muchos países industrializados debido a que su comercio está

⁸ La teoría del poder adquisitivo es presentada con mayor profundidad en secciones subsiguientes.

dominado principalmente por manufacturas y productos diferenciados, a que sus términos de intercambio no varían sustancialmente y a que el índice de precios al consumidor y los deflatores del producto no difieren sustancialmente unos de otros. Sin embargo estos supuestos se debilitan en el caso de países, como la mayoría de los países en vías de desarrollo, donde las exportaciones están caracterizadas por bienes primarios, con precios determinados internacionalmente y los índices de precios al consumidor suelen diferir significativamente respecto los deflatores del producto (Hinkle y Montiel, 1999: 45-86).

Finalmente, el tipo de cambio real estimado en base a modelos de bienes transables se define como el costo relativo de producir bienes transables en el país doméstico y extranjero, medidos en una moneda en común. Esta tercera versión utiliza precios del productor, costos de producción e índices de costos únicamente para bienes transables. La utilidad de esta formulación del tipo de cambio real en un determinado país va a depender del grado de diversificación de los bienes que comercialice el mismo. Los países que produzcan sólo bienes homogéneos serán tomadores de precios y perfectamente elásticos a la demanda internacional, con lo cual será la demanda internacional, más que los costos de producción del país, la que determine los precios. Empíricamente existen ciertas dificultades en encontrar disponibles medidas de índices de precios consistentes con este modelo (Hinkle y Montiel, 1999: 79-86).

Hasta aquí se definieron y caracterizaron aspectos relacionados al tipo de cambio real observado, desde el punto de vista de las distintas maneras en el que el mismo puede ser medido, en la siguiente sección se procederá a definir al tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo, para posteriormente establecer la relación entre ambos conceptos en una medida de desalineamiento.

2.2. Tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo

Nurkse (1945, en Williamson, 1994: 4-5) describió por primera vez al tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo como el tipo de cambio real consistente con el doble objetivo de equilibrio externo e interno, para valores específicos de otras variables que pueden influir en esos equilibrios.

A lo largo de esta sección se ahondará sobre esta definición, partiendo de una estructura algebraica que define al tipo de cambio real observado, para luego definir distintos conceptos de equilibrio de acuerdo al plazo y finalmente indagar sobre las implicancias de un equilibrio de largo plazo.

Clark y MacDonald (1999), plantean que el tipo de cambio real de equilibrio es una variable no observable que está determinada por una serie de variables económicas y *shocks* aleatorios. Estos autores caracterizan al tipo de cambio real corriente u observado⁹ en términos algebraicos como una función de variables que explican su comportamiento en el corto, mediano y largo plazo.

$$q_t = f(Z_t; T_t; \varepsilon_t) \quad (3)$$

Donde Z_t es un vector de variables macroeconómicas que afectan al tipo de cambio real en el mediano y largo plazo, T_t es un vector de variables económicas transitorias que afectan al tipo de cambio real en el corto plazo pero que a plazos mayores no tienen incidencia sobre el mismo y ε es un vector de *shocks* aleatorios. Las variables que conforman el vector T_t pueden incluir valores actuales y rezagados de variables macroeconómicas, así como valores rezagados de cambios en los Z_t . Esta función suele ser representada a partir de la siguiente forma lineal:

$$q_t = \beta Z_t + \theta T_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde β y θ son vectores de coeficientes, que representan la influencia de cada variable independiente sobre la variable dependiente.

El tipo de cambio real de equilibrio, en este contexto, se alcanza cuando las variables que influyen sobre el mismo alcanzan un valor de equilibrio. Al ser el tipo de cambio real una variable no observable su estimación hace necesario contar con una estrategia teórico-empírica (modelo) para su aproximación, por lo cual es necesario hacer hincapié en la aplicación del concepto de *equilibrio* en el campo de la economía.

⁹ El tipo de cambio real corriente u observado es aquel que surge de considerar el valor de las variables que lo definen en el momento en el que se está realizando la medición.

2.2.1. Concepto de equilibrio aplicado al ámbito de la economía

En el sentido etimológico, el equilibrio o desequilibrio sugiere dos pesos, iguales o diferentes, colgados de los brazos de una balanza, sin ninguna significación analítica, explicativa o evaluativa. Este concepto puede ser aplicado a la economía como un instrumento metodológico destinado a analizar las relaciones causales que suceden ante *shocks* o cambios de las distintas variables interrelacionadas que lo conforman (Machlup, 1974: 49-65).

En economía, frecuentemente, se construyen esquemas conceptuales para establecer una relación causal entre dos cambios, o entre dos series de cambios, y se plantea una desviación a partir de una situación de equilibrio seguida de otro movimiento a hacia otra posición de equilibrio. En este marco el concepto de equilibrio se utiliza como instrumento metodológico que ayuda a establecer un nexo causal entre varios acontecimientos o cambios.

Los modelos aplicados al ámbito de la economía, están compuestos por un conjunto de variables y de relaciones entre las mismas. El modelo comienza a funcionar cuando el investigador simula un cambio en una variable independiente y “observa” en qué forma este cambio afecta a las variables dependientes, las cuales se influyen recíprocamente de acuerdo con las relaciones estipuladas.

Se puede analizar la dinámica de un modelo a través de cuatro etapas. La primera está caracterizada por una posición inicial de equilibrio, es decir una situación en donde “todo podría quedar como está”; en la segunda etapa, ocurre un cambio perturbador; en la tercera, una serie de cambios de ajuste y, finalmente, en la cuarta etapa, se alcanza una nueva posición de equilibrio. Se trata de una simulación en la cual la primera y la última etapa están destinadas a asegurar que la segunda etapa es la causa única de la tercera, y que la tercera contiene la serie completa de los efectos de la segunda.

Un punto importante en la construcción de modelos es la consideración del tiempo. Una situación, definida por un conjunto dado de variables de valores determinados, representará a la vez una situación de equilibrio y desequilibrio según la

longitud del intervalo de tiempo que se tome en cuenta. En la inclusión del tiempo se pueden considerar dos opciones, una es hacer variar el tiempo permitido para el proceso ajuste, la otra es cambiar el conjunto de variables que constituyen al modelo (por ejemplo cambiar la amplitud del conjunto de variables¹⁰).

A partir de estas consideraciones, se puede definir al equilibrio, en el ámbito económico, como un conjunto de variables interrelacionadas, ajustadas las unas a las otras en tal forma que en el modelo que integran, no exista ninguna tendencia inherente al cambio (Machlup, 1974: 49-65). Y se puede aplicar este concepto de equilibrio sobre el tipo de cambio real definiendo a este último en función de un conjunto de variables interrelacionadas como la definida en la ecuación 3.

2.2.2. Concepto de tipo de cambio real de equilibrio

De acuerdo a lo expuesto, la estimación de una situación de equilibrio requiere de una estructura formal que, una vez estimada, permita tener una noción tanto de las variables que afectan el tipo de cambio real, como de los valores que estas deberían alcanzar en el corto, mediano y largo plazo. A partir de la ecuación 4 es posible definir tres conceptos de tipo de cambio real de equilibrio asociados a horizontes de tiempo de corto, mediano y largo plazo.

El equilibrio de corto plazo corresponde a lo que Williamson (1994) denomina equilibrio contemporáneo, y se define como el valor de q_t que prevalece cuando las variables fundamentales, Z_t , y transitorias, T_t , se encuentran en los valores observados y no existe influencia de elementos aleatorios, es decir, ε_t es cero. En el corto plazo se considera que existen rigideces que impiden que los precios relativos se ajusten completamente para equilibrar los mercados. Por lo tanto, el tipo de cambio real de equilibrio en este horizonte temporal, se define como:

$$q_t = \beta Z_t + \theta T_t \quad (5)$$

¹⁰ La introducción de nuevas variables no necesariamente equivale a un ajuste de mayor plazo.

El equilibrio de mediano plazo se caracteriza por un equilibrio interno y externo de la economía. Se trata de un equilibrio de flujos, y se diferencia del equilibrio de largo plazo porque no se alcanza un equilibrio de *stocks*. Algebraicamente el tipo de cambio de equilibrio de mediano plazo se caracteriza por:

$$\hat{q}_t = \beta \hat{Z}_t \quad (6)$$

Donde las variables con $\hat{}$ se refieren a los valores de mediano plazo, que no consideran *shocks* aleatorios ni tampoco la influencia de variables transitorias, es decir, se supone que tanto ε_t como T_t son cero.

El equilibrio de largo plazo se define como aquel que prevalece cuando todos los agentes de la economía han alcanzado el equilibrio *stock-flujo*. En particular, en el equilibrio de mediano plazo, el *stock* de activos puede estar todavía ajustándose a través del tiempo, mientras que en el largo plazo la relación de activos a riqueza o Producto Interno Bruto (PIB) es constante. Por lo tanto, el equilibrio de largo plazo ocurre cuando la economía ha llegado a un nivel de estado estacionario. En este caso, el tipo de cambio real de equilibrio se define como:

$$\bar{q}_t = \beta \bar{Z}_t \quad (7)$$

Dónde las variables con $\bar{}$ hacen referencia a los valores de largo plazo, tanto para el tipo de cambio como para las variables explicativas. Estas variables macroeconómicas que afectan al tipo de cambio en el largo plazo son denominadas “fundamentales” en la literatura. En el presente estudio se intentará obtener una estimación del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo consistente con el equilibrio macroeconómico de la economía, es decir su equilibrio interno y externo.

2.2.3. Equilibrio macroeconómico de largo plazo

El equilibrio macroeconómico de largo plazo se caracteriza por un equilibrio dual, interno y externo, de la economía.

En la literatura no existe una única definición de equilibrio macroeconómico sino que las mismas varían, en algunos casos sutilmente, unas de otras, dependiendo del objetivo de los diferentes estudios e investigaciones y de los modelos que se empleen para sustentarlos. Sin embargo existe cierto consenso entre autores como Williamson (1994), Bafes, Elebadawi, O'Connell (1997), Clark y McDonald (1998), Wong (2008), y otros, en que la economía se encuentra en equilibrio macroeconómico cuando alcanza el equilibrio interno y externo simultáneamente.

Clark y McDonald (1998) toman la definición de Williamson (1994) en la cual:

El equilibrio macroeconómico involucra dos dimensiones, una interna y otra externa. El equilibrio interno, se identifica como el nivel de producto consistente con el pleno empleo, en particular con un nivel de desempleo dado por la tasa NAIRU¹¹, y una tasa baja y sostenible de inflación. El equilibrio externo, por su parte, está caracterizado por los flujos netos de recursos deseados sostenibles entre países (textualmente en inglés *sustainable desired net flow of resources*) cuando los mismos se encuentran en equilibrio interno¹².

Para Bafes, Elebadawi y O'Connell (1997) el equilibrio macroeconómico se alcanza cuando la economía se encuentra en equilibrio interno y externo para valores sostenibles de política económica y de las variables exógenas. Según estos autores, el equilibrio interno se alcanza cuando los mercados de trabajo y bienes no transables están en equilibrio. Esto ocurre cuando la oferta de bienes no transables bajo pleno empleo es igual al gasto del sector privado y público de estos bienes. A su vez señalan que el equilibrio externo ha sido descrito de distintas maneras en la literatura y utilizan el enfoque propuesto por Montiel, Khan y Lizondo (1987), Edwards (1989) y Rodríguez (1994) que lo definen como las tenencias cuando la posición de crédito neta del país en los mercados financieros mundiales ha alcanzado un estado estacionario.

¹¹ Es el acrónimo en inglés de “tasa de desempleo que no acelera la inflación”. La construcción de este concepto se atribuye a Franco Modigliani y Lucas Papademos en 1975 que definen la NAIRU como la tasa de desempleo en la cual no hay tendencia para que la inflación se incremente o disminuya.

¹² Cita original: The notion of macroeconomic balance has both an internal and external dimension. Internal balance is identified as the level of output consistent with both full employment, in particular, the level of unemployment given by the NAIRU, and a low and sustainable rate of inflation. External balance is characterized as the sustainable desired net flow of resources between countries when they are in internal balance”.

Wong (2008), por su parte, sostiene que “el equilibrio interno consiste en una situación en que el producto real se encuentra en su nivel potencial o de capacidad, o próximo a él, y la tasa de inflación es baja y no se incrementa”. Luego continúa diciendo que según esta definición las combinaciones de baja inflación y crecimiento bajo o negativo, o acelerado crecimiento económico combinado con alta inflación no pueden ser consideradas situaciones de equilibrio. Respecto al equilibrio externo expone que “con frecuencia se define al equilibrio externo como una posición en cuenta corriente que puede mantenerse mediante afluencia de capital en condiciones compatibles con las perspectivas de crecimiento de la economía sin recurrir a restricciones de comercio exterior o de pagos, para que el nivel de reservas internacionales sea adecuado y relativamente estable”. Según el autor “el equilibrio externo no corresponde necesariamente a un saldo en cuenta corriente equivalente a cero o a un saldo global de la balanza de pagos igual a cero, pero por razones de simplicidad pueden usarse ambas nociones, aunque no sean equivalentes”.

Si bien como ya se mencionó existen algunas diferencias entre las distintas definiciones utilizadas en la literatura es necesario resaltar que la noción de sostenibilidad o sustentabilidad se repite entre todas ellas. El término desarrollo sostenible se aplica al desarrollo socioeconómico, y su definición se formalizó por primera vez en un documento conocido como *Informe Brundtland* (1987), realizado por la Comisión Mundial de Medio Ambiente y Desarrollo de Naciones Unidas, creada en Asamblea de las Naciones Unidas en 1983. Las primeras conceptualizaciones del mismo hacen referencia a satisfacer las necesidades de las generaciones presentes sin comprometer las posibilidades de las del futuro para atender sus propias necesidades. La denominación “largo plazo” relacionada a los conceptos de tipo de cambio real de equilibrio que se han mencionado surge del requerimiento de sostenibilidad o sustentabilidad del equilibrio interno y externo.

Habiendo definido al tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo como el tipo de cambio real consistente con el equilibrio externo e interno de la economía para valores específicos de variables fundamentales, es relevante necesario analizar de donde surgen estas últimas y cómo influyen sobre el primero.

2.3. Las variables fundamentales

Las variables fundamentales,—que como se expuso en la sección anterior son aquellas que afectan al tipo de cambio en el largo plazo—, surgen de las relaciones de equilibrio interno y externo de la economía (entre otros, Williamson, 1994; Bafes, Elebadawi y O’Connell, 1997; Clark y Macdonald, 1998; Edwards y Savastano, 1998 y Montiel, 1999).

Muchas veces no es posible visualizar con claridad de donde surgen las variables fundamentales y que efecto tienen sobre el tipo de cambio real, es por eso que se considera oportuno utilizar un modelo planteado por Baffes, Ibrahim, y O’Connell (1999, pp.407-416), que a su vez está basado en las estructuras propuestas por Montiel (1994), Edwards (1989) y Rodríguez (1994), cuyo objetivo es identificar un conjunto de variables que pueden actuar como potenciales variables fundamentales en el largo plazo y determinar la naturaleza cualitativa de su influencia sobre el tipo de cambio real de largo plazo.

Los autores plantean una estructura simplificada que relaciona al tipo de cambio real con distintas variables fundamentales que surgen de especificaciones particulares del equilibrio interno y externo. Si bien este modelo puede complejizarse, incorporando variables adicionales que también influyen en el equilibrio macroeconómico, permite visualizar un aspecto en el cual se ha hecho hincapié durante el desarrollo del marco teórico y que es fundamental para la presente tesis: el tipo de cambio real de equilibrio es una variable no observable que puede ser estimada a partir de un conjunto de variables fundamentales cuyo comportamiento influye de manera directa e indirecta sobre el mismo.

Baffes, Ibrahim, y O’Connell (1999: 407-416) parten de definir al tipo de cambio real como el cociente de precios de bienes transables y no transables¹³:

$$q = E \frac{P_T^W}{P_N} \quad (8)$$

¹³ Notar que en la presente tesis se trabajará con una formulación externa del tipo de cambio real, diferente a la que plantean Hinkle y Montiel (1999: 400-402), pero el análisis que ellos realizan sirve como punto de partida para el estudio.

Bajo esta definición el tipo de cambio real es una variable endógena debido a que, aunque el precio mundial de los bienes transables P_T^W es exógeno para un país pequeño, el precio de los bienes no transables es endógeno¹⁴.

Luego, definen una situación de equilibrio interno que se alcanza cuando los mercados de trabajo y de bienes no transables están en equilibrio, es decir:

$$Y_{N(q,\xi)} = C_N + g_N = (1 - \theta)ec + g_N \quad \text{donde, } \partial Y_N / \partial e < 0, \partial Y_N / \partial \xi < 0 \quad (9)$$

Donde, Y_N es la oferta de bienes no transables bajo pleno empleo, C_N es el gasto en bienes privado no transables, c es el gasto privado total medido en bienes transables, θ es la proporción del gasto privado destinado a bienes transables, g_N es el gasto público medido en bienes no transables y ξ es el diferencial de productividad de los sectores productores de bienes transables y no transables.

En relación al equilibrio externo, Baffes, Ibrahim, y O'Connell (1999: 407-416), siguiendo a Khan y Lizondo (1987), Edwards (1989) y Rodríguez (1994), a quienes citan, sostienen que el equilibrio externo se cumple cuando la posición de activos netos del país ha alcanzado el estado estacionario¹⁵. Algebraicamente esto puede ser definido partiendo de la siguiente ecuación de superávit de cuenta corriente:

$$\begin{aligned} \dot{f} = b + z + rf = y_T(q|\xi) - g_T - \theta c + z + rf \quad (10) \\ \partial Y_T / \partial q > 0 \text{ y } \partial Y_T / \partial \xi > 0 \end{aligned}$$

Donde f son los activos externos netos, b es la balanza comercial¹⁶, z son los subsidios extranjeros recibidos por el gobierno, medidos en términos de bienes transables y r es la tasa de interés real que reciben los activos externos.

Si el país enfrenta una curva de oferta de préstamos externos de pendiente positiva la cuenta corriente esta endógenamente determinada en cada momento del tiempo por las decisiones de ahorro e inversión de las familias. Sin embargo, si el país

¹⁴ Excepto para aquellos períodos en los que existen rigideces de precio o salarios.

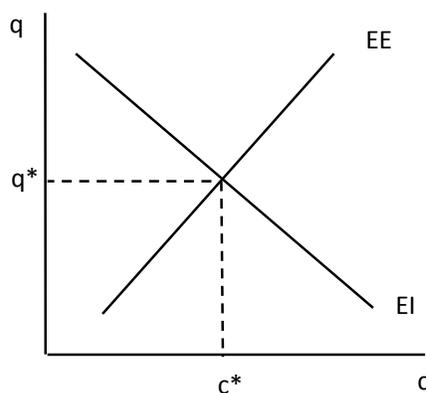
¹⁵ Punto o nivel en el cual las variables económicas no experimentarán variación positiva o negativa.

¹⁶ Expresada como la diferencia entre la producción doméstica de bienes transables (Y_T), y la suma entre el gasto privado y público (g_T) en dichos bienes.

enfrenta restricciones al acceso del crédito la misma estará exógenamente determinada y se deberá tomar al superávit comercial como una variable fundamental.

Tanto la relación de equilibrio interno como de equilibrio externo pueden ser representadas gráficamente de la siguiente manera:

Figura 2. Equilibrio interno y externo



En esta figura la ecuación 9, que describe el equilibrio interno de la economía, está representada por la recta de pendiente negativa EI, mientras que la ecuación 10, que explicita el equilibrio externo de la economía, está representada por la recta de pendiente positiva EE. El eje horizontal representa el gasto privado total medido en bienes transable (c), y el eje vertical el tipo de cambio real. El equilibrio q^* esta dado por la intersección de las líneas IE y EE. Si se iguala la ecuación 10 a cero y se la combina con la ecuación 9 se obtiene la siguiente relación de equilibrio:

$$q^* = q^*(g_T, g_N, b, \xi) \quad (11)$$

+ - + -

Donde * representa los valores de estado estacionario de las variables endógenas y los signos debajo de la ecuación provienen de las derivadas parciales.

Como se enunció a comienzos de esta sección es posible incorporar a este modelo el efecto de otras variables cuyo comportamiento también afecta al equilibrio

interno y externo. En ese marco, se considera pertinente incorporar a la ecuación 11 los efectos de variaciones en los términos de intercambio y de la política comercial del país:

$$q^* = q^*(g_T, g_N, b, \xi, \tau, \eta) \quad (12)$$

+ - + - ? -

Donde el precio relativo de las exportaciones e importaciones está dado por $\frac{P_X}{P_M} = \frac{\tau}{\eta}$, siendo $\tau = \frac{P_X^W}{P_M^W}$ el término de intercambio internacional y $\eta \equiv \frac{1+t_M}{1-t_X}$ un parámetro que resume la política comercial doméstica.

La ecuación 12 pone énfasis en que el tipo de cambio real consistente con el equilibrio interno y externo es función de un conjunto de variables exógenas. Estas variables afectan al tipo de cambio real observado o corriente y, cuando alcanzan un estado estacionario consistente con el equilibrio interno y externo de la economía determinan su valor de equilibrio de largo plazo.

La ecuación 12 considera, en primer lugar, el efecto de variaciones en el consumo público de bienes transables y no transables. Un mayor nivel de gasto público en bienes no transables genera impactos positivos y negativos, y el resultado final sobre el tipo de cambio real dependerá, por un lado, de las propensiones marginales de consumo en bienes transables y no transables, y por otro lado, de la forma en que el estado financia ese consumo (Montiel, 1999: 408-413). El efecto de signo negativo se produce cuando, ante un mayor nivel de consumo por parte del sector público, se expande la demanda de bienes del sector no transable generando un incremento en sus precios, lo cual a su vez genera una apreciación del tipo de cambio real. El efecto de signo positivo se produce, por ejemplo, cuando el estado financia un consumo más elevado a través de impuestos que disminuyen la riqueza del sector privado, restándole posibilidades de consumo tanto de bienes transables como no transables, generando una disminución en el precio de estos últimos con una consecuente depreciación del tipo de cambio real. Finalmente, dado el supuesto que el país es tomador de precios del mercado internacional, un aumento del consumo de bienes transables por parte del sector público únicamente produce un efecto renta.

En segundo lugar, la ecuación 12 considera los activos netos externos, cuyas variaciones generan efectos renta. El incremento de los activos externos produce niveles de riqueza más elevados, permitiendo una expansión del consumo tanto de los bienes transables como no transables. Dados los precios de los bienes transables, determinados exógenamente, un incremento en la demanda de bienes no transables genera un mayor nivel de sus precios y una consecuente apreciación cambiaria (Montiel, 1999: 408-413).

En cuarto lugar, se consideran los términos de intercambio. Mayores términos de intercambio generan dos efectos de signo contrario sobre el tipo de cambio real. El primero es un efecto sustitución generado por la variación en los precios relativos de los bienes transables (importables y exportables) y no transables. Ante términos de intercambio más elevados las importaciones se vuelven relativamente más baratas con lo cual, se incrementa su demanda afectando también la de bienes no transables, en la medida que sean bienes sustitutos o complementarios. Si los bienes no transables son sustitutos de los importables, su demanda crecerá al igual que su precio, ocasionando una apreciación del tipo de cambio real. El segundo es un efecto riqueza, que se produce en la medida que un *shock* en los términos de intercambio es percibido como permanente. Un mayor nivel de términos de intercambio produce un incremento del ingreso disponible del país, generando niveles más elevados de consumo que presionan la demanda de bienes no transables y elevan su precio, con lo cual se aprecia el tipo de cambio real.

Finalmente, la ecuación 12 considera los efectos sobre el tipo de cambio real de una liberalización de la política comercial, que puede ser modelada como una reducción de tarifas a las exportaciones e importaciones (o aumento de subsidios). Una disminución, por ejemplo, de las retenciones a las exportaciones puede ser interpretada como un incremento en los términos de intercambio. En este caso, se genera un efecto sustitución debido a que los mayores niveles de términos de intercambio generan un traspaso de recursos desde el sector de bienes no transables hacia el transable, disminuye la oferta de bienes no transables generando una variación positiva en sus precios y una consecuente apreciación cambiaria. En este caso no se generan efectos renta ya que el sector público deberá compensar la reducción de su recaudación vía tarifas y retenciones.

Debe notarse que el tipo de cambio nominal no aparece en esta ecuación como fundamento porque las relaciones de conducta son todas homogéneas de grado 0, por lo que una devaluación nominal tiene efectos transitorios sobre el tipo de cambio real (Hinkle y Montiel, 1999: 413). Tampoco aparece la relación de precios entre bienes transables y no transables debido a que, bajo el supuesto de racionalidad de los agentes económicos, estos se ven reflejados en el cociente de productividades de ambos tipos de productos (ξ)¹⁷.

Hasta aquí se definió al tipo de cambio real de equilibrio como una variable no observable consistente con el equilibrio interno y externo de la economía, que puede ser estimada a partir de un conjunto de variables fundamentales que determinan su comportamiento en el largo plazo. Si se compara el tipo de cambio real observado, ya definido, con el tipo de cambio real de equilibrio surge el concepto de desalineamiento sobre el cual se profundizará en la siguiente sección.

2.4. Desalineamiento del tipo de cambio real de largo plazo

Siguiendo a Williamson (1994), Bafes, Elebadawi y O'Connell (1997), Clark y Macdonald (1998), Edwards y Savastano (1998) y Baffes, Elbadawi y O'Connell (1999: 446-447), entre otros, se define al desalineamiento cambiario como la diferencia entre el tipo de cambio real observado y el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo.

$$\text{Desalineamiento} = q - q^* \quad (13)$$

Donde q es el tipo de cambio real corriente u observado y q^* el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo consistente con el equilibrio interno y externo de la economía. Esta comparación entre el tipo de cambio real corriente u observado de un país y el tipo de cambio real de equilibrio se utiliza para determinar si el primero se encuentra sobrevaluado ($q_t > q^*$) o subvaluado ($q_t < q^*$).

¹⁷ La condición de optimización exige que, si existe libre movilidad de los factores, $w_T = P_T \cdot PMA_T$ y $w_N = P_N \cdot PMA_N$. Si existe libre movilidad de factores se cumple que $w_T = w_N$ luego: $P_N/P_T = PMA_T/PMA_N$. Siendo, w_T y w_N los salarios nominales en los sectores transables y no transables, P_T y P_N los niveles de precio de dichos sectores y PMA_T y PMA_N las productividades.

En relación a la opinión implícita en la literatura sobre la utilidad y posibilidad de estimar el tipo de cambio real de equilibrio y medir los desalineamientos cambiarios Isard y Faruquee (1998, citados por Montiel, 1999: 224-226), resaltan que se pueden identificar dos corrientes de pensamiento que cuestionan la utilidad de la medición empírica del tipo de cambio real de equilibrio y de sus desalineamientos.

La primera argumenta que el tipo de cambio real observado no puede estar nunca sustancialmente desalineado, implicando que su nivel corriente u observado tiende a reflejar las variables fundamentales subyacentes. Isard y Faruquee sostienen que este argumento es confuso porque la distinción entre tipo de cambio real observado y de equilibrio no es una distinción entre equilibrio y desequilibrio, sino entre distintos tipos de equilibrios, es decir equilibrios condicionados sobre diferentes valores de las variables macroeconómicas. El valor observado del tipo de cambio real en un momento determinado puede estar influenciado por una variedad de factores que pueden ser transitorios, como las burbujas especulativas, valores actuales de variables predeterminadas que difieren de sus valores sostenibles de largo plazo, movimientos transitorios de las variables de política y exógenas, entre otros. Cuando al menos una de las variables sobre las cuales depende el equilibrio del tipo de cambio real no esté en su valor sostenible, el tipo de cambio real tenderá a cambiar en el tiempo. Bajo esta corriente el rol de la política económica es mantener el valor de las variables fundamentales en valores “sostenibles”.

La segunda corriente de pensamiento acepta el concepto de desalineamiento pero es escéptica con respecto a la habilidad de cualquier metodología para dar una medida adecuada del mismo, es decir del tipo de cambio real de equilibrio. Respecto a esto Montiel (1999: 226) sostiene que se trata de una cuestión empírica y que la utilidad de una metodología determinada para medir el tipo de cambio real de equilibrio puede ser evaluada en varias maneras, por ejemplo a través de su habilidad para replicar episodios históricos en países en los cuales observadores informados consideran que los desalineamientos cambiarios han sido un problema serio en esa economía, o en su habilidad de predecir movimientos subsecuentes del tipo de cambio real.

Sin embargo, como argumenta Driver y Westaway (2004), la estimación del tipo de cambio real de equilibrio y su comparación con los valores corrientes del mismo es

importante por varios motivos. En primer lugar a partir de esta comparación se puede indagar sobre movimientos futuros en el tipo de cambio. En segundo lugar, permite analizar si un determinado valor del tipo de cambio puede ser sostenido en el tiempo, particularmente en un régimen del tipo de cambio fijo, o si es necesario realizar sucesivos ajustes de las tasas de inflación para lograrlo. Y finalmente permite determinar si el valor observado en el tipo de cambio corriente puede ser explicado por *shocks* percibidos en el entorno macroeconómico.

2.5. Metodologías de estimación del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo. Teoría y evidencia empírica

En la literatura se destacan dos tipos de metodologías para estimar el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo: modelos de formas reducidas o uniecuacionales¹⁸ y modelos estructurales (Driver y Westaway, 2004).

Los primeros modelos de forma reducida o uniecuacionales se emplearon para verificar el cumplimiento de la teoría de la paridad del poder adquisitivo. Posteriormente, surge una corriente alternativa que rechaza el cumplimiento de esta teoría y pone énfasis en probar el efecto de las variables fundamentales de la economía sobre el tipo de cambio real de equilibrio. Los modelos basados en variables fundamentales postulan que existen diversas perturbaciones internas y externas que modifican estructuralmente a la economía y que determinan niveles de equilibrio dinámicos del tipo de cambio real. Es así como nuevas condiciones asociadas a cambios de productividad, términos de intercambio, reformas comerciales, financieras y fiscales, tasa de interés internacional, entre otros, podrían determinar nuevos niveles de equilibrio del tipo de cambio real.

Una segunda generación de estimaciones del tipo de cambio real de equilibrio se basa en modelos estructurales, de los cuales se destacan los modelos de equilibrio general, basados en técnicas de calibración y simulación de modelo con fundamentos microeconómicos.

¹⁸ Modelos en donde se establecen relaciones entre variables a través de una única ecuación.

En las secciones subsiguientes se expondrán estas metodologías detalladamente, considerando aspectos teóricos, evidencia empírica, y análisis críticos realizados en los distintos estudios. Las metodologías se expondrán en función al orden cronológico en que tuvieron mayor trascendencia: paridad del poder adquisitivo, modelos de equilibrio general y modelos uniecuacionales basados en variables fundamentales.

2.5.1. Paridad del Poder Adquisitivo¹⁹

La teoría de la paridad de poder adquisitivo establece que el tipo de cambio nominal entre las monedas de dos países, en un determinado momento del tiempo, está determinado por el cociente de los niveles de precios de cada país (Sarno y Taylor, 2002).

El concepto de paridad de poder adquisitivo está estrechamente ligado a los modelos monetarios de determinación del tipo de cambio. En estos modelos, el valor de cada moneda se determina por su poder adquisitivo como la inversa del nivel de precios, siendo entonces el valor relativo de dos monedas el cociente de sus poderes adquisitivos (Dornbusch, 1985).

Tal como se expuso en secciones anteriores, la teoría de la paridad de poder adquisitivo reconoce dos variantes: la absoluta y la relativa.

Bajo la teoría de poder adquisitivo absoluta, el precio de una canasta idéntica de bienes en dos países, medida en la misma moneda, será el mismo, es decir $\frac{P}{EP^*} = 1$, en cualquier momento del tiempo, sin importar cualquier disturbio monetario o real que ocurra en la economía. Dornbusch (1985) señala que, si bien no existe ninguna objeción de esta versión cuando se la interpreta como un enunciado teórico, surgen muchas críticas cuando se la analiza como una proposición empírica. Esta idea es validada en la literatura por autores contemporáneos como Hinkle y Montiel (1999: 296 - 297), Chortareas y Driver (2001), Sarno y Taylor (2002), y Driver y Westaway (2004).

¹⁹ En secciones anteriores se presentó preliminarmente el concepto de paridad de poder adquisitivo, correspondiendo a la presente una profundización de los mismos que permita entenderla como una metodología particular para realizar la estimación del tipo de cambio real de equilibrio.

En términos generales, la presencia de costos de transporte e impedimentos al comercio, tales como las tarifas y cuotas de importación y exportación, impedirán necesariamente que los precios de los productos se igualen en cualquier momento del tiempo o lugar geográfico. Incluso en el caso de bienes perfectamente homogéneos el hecho de que sus precios no se igualen en distintos lugares y en cualquier momento del tiempo no sugiere una falla de mercado sino que puede reflejar la inhabilidad a intercambiar bienes instantáneamente y sin costos de un lugar a otro.

La versión relativa de la paridad de poder adquisitivo, –planteada por Gustav Cassel en 1916 para analizar el comportamiento del tipo de cambio durante la primera guerra mundial–, presenta una formulación en términos de cambios porcentuales en los precios relativos y del tipo de cambio:

$$E = \theta \frac{P}{P^*} \quad (14)$$

Donde θ es una constante que refleja los obstáculos al comercio. La versión relativa de esta teoría postula que, dado un conjunto de obstáculos al comercio, un incremento en el nivel de precios doméstico respecto al nivel de precios extranjero implica una depreciación proporcional de la moneda doméstica:

$$\Delta E = \Delta P - \Delta P^* \quad (15)$$

Donde Δ denota cambios porcentuales. Esta última formulación, además de eludir los problemas que surgen a partir de la existencia de los costos de transportes y obstáculos al comercio, permite el uso de índices de precios conocidos, tales como el índice de precios al consumidor o mayoristas, y de índices deflatores del PIB, en los cuales las canastas de bienes no tienen que ser estrictamente iguales (Dornbusch, 1985).

Según Ahlers y Hinkle (1999: 293-294), cuando el tipo de cambio real es estacionario, desde el punto de vista de series de tiempo, el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo puede ser calculado sobre la base de la teoría del poder adquisitivo relativa utilizando un año base o una aproximación de tendencia. La alternativa en la que se fija un año base determina un período en el que se considera que

el tipo de cambio real corriente u observado se encuentra en un nivel de equilibrio. El desalineamiento se determina comparando el tipo de cambio real corriente con el tipo de cambio real del año base, bajo el supuesto de que el mismo se encuentra inalterado. Por su parte, en el caso de los modelos basados en tendencias, se determina un valor promedio del tipo de cambio al que el tipo de cambio corriente converge en el tiempo. Desde un punto de vista estadístico para que se cumpla la paridad del poder adquisitivo el tipo de cambio real debe ser no estacionario.

2.5.1.1. Evidencia empírica

La aplicación de la teoría de la paridad del poder adquisitivo a la estimación del tipo de cambio real ha sido ampliamente debatida en la literatura empírica presentado puntos de acuerdo y desacuerdo entre los autores (ver Froot y Rogoff, 1994; Edwards y Savastano, 1998; Driver y Westaway, 2004 para una análisis de la evolución en el tiempo de los estudios empíricos relacionados).

Los estudios que aplican la teoría de la paridad de poder adquisitivo para la estimación del tipo de cambio real de equilibrio tratan de determinar si el tipo de cambio real es o no estacionario, es decir si converge a un valor promedio en el tiempo.

En general la mayoría de los estudios empíricos da soporte a la idea de que el tipo de cambio real es no estacionario, refutando el cumplimiento de la paridad de poder adquisitivo, pero existen otros estudios que defienden su cumplimiento, sobre todo en el largo plazo, en contraste con el mediano y corto plazo.

Los resultados obtenidos en los estudios dependen de ciertas condiciones como la amplitud de la muestra, el grado de variación de precios observado, la elección de países y de la moneda numeraria. Por ejemplo, según Driver y Westaway (2004) es más frecuente encontrar evidencia a favor de la paridad del poder adquisitivo si los *test* incluyen períodos con variación substancial de precios, como períodos de hiperinflación, si están basados en muestras grandes y si no se utilizan el dólar estadounidense como numerario.

Otra cuestión que influye en los resultados de los estudios es la evolución de las herramientas de testeo econométrico que se utilizan. Froot y Rogoff (1994), destacan tres etapas de evolución en el tipo de herramientas que han sido utilizadas en los estudios empíricos: i) aplicación de *test* cuya hipótesis nula postula que se cumple la paridad del poder adquisitivo; ii) aplicación de *test* basados en series de tiempo, en los cuales la hipótesis nula postula que la paridad del poder adquisitivo es completamente permanente, e iii) aplicación de *tests* de cointegración, en los cuales la hipótesis nula postula que las desviaciones respecto cualquier combinación lineal de precios y tipos de cambio es permanente. A estos estudios se suman más recientemente las técnicas que explotan datos de panel.

A continuación se comentan, en forma estandarizada, distintos estudios cuyo objetivo ha sido verificar el cumplimiento de la paridad adquisitiva y la estacionariedad del tipo de cambio real en países industriales o desarrollados y países en vías de desarrollo. Es necesario aclarar que la literatura existente es mucho más vasta de lo que se puede exponer en este contexto por lo que se seleccionaron algunos casos de interés.

Cuadro 1. Casos de estudios donde se empleo la teoría del Poder Adquisitivo para estimar el tipo de cambio real de equilibrio

PAÍSES DESARROLLADOS					
Autor/es - Año	Países	Período	Variables	Metodología	Resultados
Hakkio (1984)	Reino Unido, Francia, Alemania, Italia, Suiza, Canadá y Japón.	1921-1925 1973-1979	Tipos de cambio bilaterales respecto el dólar estadounidense.	Mínimos cuadrados generalizados.	Tipos de cambio no estacionarios.
Frankel (1986)	Estados Unidos	1869 – 1984	Tipo de cambio real dólar – libra	Mínimos cuadrados ordinarios. Intervalos de confianza de Dickey-Fuller.	Tipos de cambio no estacionarios.
Edison (1987)	Estados Unidos	1890-1978	Tipo de cambio real dólar-libra	Mecanismo de corrección de error	Tipo de cambio no estacionario. Tiempo promedio de convergencia a PPA 7,3 años.
Johnson (1990)	Canadá		Tipo de cambio real del Dólar canadiense / Dólar estadounidense.	Técnicas de cointegración y corrección de error.	Tipo de cambio no estacionario. Tiempo promedio de convergencia a PPA 3,1 años.
Abuaf y Jorion (1990)	Bélgica, Canadá, Francia, Alemania, Italia, Japón, Países Bajos, Noruega, Suiza y Reino Unido.	1901-1972	Tipos de cambio bilaterales respecto el dólar estadounidense.	Sistema univariado autoregresivo. Test de raíces unitarias, Dickey-Fuller.	Tipo de cambio no estacionario. Tiempo promedio de convergencia a PPA 3,3 años.
Glen (1992)	Bélgica, Canadá, Francia, Alemania, Italia, Japón, Países Bajos, Suiza y Reino Unido.	1900-1987	Tipos de cambio real bilateral respecto el dólar estadounidense.	Autocorrelaciones de largo plazo y cocientes de varianzas.	Tipo de cambio no estacionario en el corto plazo, si en el largo plazo.
Chowdhury y Sdogati (1993)	Francia, Alemania e Italia.	1979-1990	Tipos de cambio bilaterales respecto el marco alemán y el dólar estadounidense	Técnicas de cointegración y corrección de error.	Tipos de cambio estacionarios entre los países pero no respecto al Dólar Estadunidense.
Lothian y Taylor (1994)	Estados Unidos, Reino Unido y Francia	1791-1990 1803-1990	Tipo de cambio real Dólar estadounidense respecto la Libra Y del Franco respecto la Libra.	Modelos autoregresivos	Período post Bretton – Woods: tipos de cambio no estacionarios. Muestra completa: tipos de cambio estacionarios.

PAÍSES DESARROLLADOS					
Autor/es - Año	Países	Período	Variables	Metodología	Resultados
Chortareas y Driver (2001)	18 economías de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE).	Era posterior a Bretton Woods	Tipos de cambio bilaterales respecto al dólar.	Técnicas de estimación sobre datos de panel no estacionarios.	Tipos de cambio no estacionarios.
Groen y Lombardelli (2004)	Reino Unido	-----	Tipos de cambio bilaterales del Reino Unido respecto al de 6 países de la OCDE	Vectores de cointegración autoregresivos	Tipos de cambio no estacionarios.

PAÍSES EN VÍAS DE DESARROLLO					
Autor/es - Año	Países	Período	Variables	Metodología	Resultados
Edwards (1989)	32 países en vías de desarrollo	1965-1985	Tipo de cambio real bilateral respecto al Dólar estadounidense y tipos de cambio real multilaterales.	Técnica univariada tipo ii. Test de raíces unitarias, Dickey-Fuller (DF) y Dickey-Fuller Aumentado (DFA).	Tipos de cambio real no estacionario en diecinueve de los treinta y dos casos.
McNown y Wallace (1989)	Cuatro países de la región de Latinoamérica e Israel.	1976-1986	Tipo de cambio real bilateral respecto al Dólar.	Técnicas univariada tipo ii. y bivariadas tipo iii. Test de raíces unitarias DF y DFA.	Tipo de cambio real estacionario en dos de los cuatro casos estudiados.
León y Oliva (1992)	Doce países de la región de Latinoamérica.	1957-1991	Tipo de cambio real bilateral respecto al Dólar.	Técnica univariada tipo ii. Test de raíces unitarias DF y DFA	Tipo de cambio no estacionario en todos los países bajo estudio.
Gan (1994)	Cinco países de la región del Este Asiático.	1974-1988	Tipos de cambio real multilaterales.	Técnicas univariada tipo ii. y bivariadas tipo iii. Test de raíces unitarias DF y DFA.	Tipos de cambio real no estacionarios en todos los países bajo estudio.
Bahmani -Oskooee (1995)	Veintidós países.	1971-1990	Tipos de cambio real multilaterales.	Técnica univariada tipo ii. Test de raíces unitarias DF y DFA.	Tipos de cambio real estacionarios en ocho de los veintidós países estudiados.

PAÍSES EN VÍAS DE DESARROLLO					
Autor/es - Año	Países	Período	Variables	Metodología	Resultados
Calvo, Reinhart y Vegh (1995)	Tres países de Latinoamérica.	1978-1992	Tipos de cambio real multilaterales.	Técnica univariada tipo ii. Test de raíces unitarias DF y DFA.	Tipos de cambio real no estacionarios en todos los países bajo estudio.
Coes (1995)	Un país de la región de Latinoamérica.	1964-1991	Tipo de cambio real bilateral respecto al Dólar.	Técnicas univariada tipo ii. Test de raíces unitarias, DF y DFA.	Tipo de cambio no estacionario.
Edwards (1995)	Cuatro países de la región de Latinoamérica.	1957-1982	Tipos de cambio real bilateral respecto al Dólar.	Técnicas univariadas tipo ii. Test de raíces unitarias DF y DFA.	Tipos de cambio real estacionarios en tres de los cuatro países bajo estudio.
Devereux y Connolly (1996)	Cuatro países de la región de Latinoamérica.	1973-1990	Tipos de cambio real multilaterales.	Técnicas univariadas tipo ii. Test de raíces unitarias DF y DFA.	Tipos de cambio real no estacionarios en niveles y estacionarios en primera diferencia.
Montiel (1997)	Cinco países	1960-1994	Tipos de cambio real multilaterales.	Técnicas univariadas tipo ii. Test de raíces unitarias DF y DFA.	Tipos de cambio real no estacionarios en los cinco países.
Anoruo, Braha y Ahmad (2002)	Once países en vías de desarrollo, entre ellos la Argentina.	1961-1999	-----	Modelo de corrección de error.	Tipo de cambio estacionario en nueve de los once países en consideración (entre los cuales no se encontraba la Argentina).

2.5.1.2. Ventajas y limitaciones

Según Ahlers y Hinkle (1999: 342) los modelos basados en paridad de poder adquisitivo tienen ventajas prácticas respecto otros modelos cuando se calcula el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo para países en vías de desarrollo con bajo nivel de ingreso:

- i. No se requieren grandes magnitudes de información y datos.
- ii. La metodología es sencilla y transparente.
- iii. Permite efectuar análisis comparativos entre países en aquellos casos donde no se cuenta con información homogénea.
- iv. La aplicación de estos modelos puede ser útil en aquellos países de alta inflación donde los *shocks* sobre el tipo de cambio real son principalmente de índole nominal.

Respecto a sus limitaciones señalan que:

- i. En los países en vías de desarrollo la falta de información disponible sobre precios de bienes transables fuerza a utilizar índices de precios para todos los bienes de la economía (usualmente índices de precios al consumidor).
- ii. El análisis se realiza sobre un año base o una senda promedio de los valores del tipo de cambio real. Si hay cambios estructurales en las series de tiempo del tipo de cambio real o cambios permanentes en sus variables fundamentales, las estimaciones de los desalineamientos basadas en un año base o en una media no son relevantes en el largo plazo, y el análisis basado en la teoría del poder adquisitivo es de poca ayuda al momento de calcular otro punto de equilibrio.
- iii. El tipo de cambio real puede ser tan volátil que el acercamiento o convergencia a un valor promedio es muy leve.

2.5.1. Modelos de equilibrio general

Algunos autores, entre los cuales se destacan Williamson (1994) y Cline (2007), han construido modelos de simulación de equilibrio general para analizar la conducta del tipo de cambio real. Estos modelos definen una medida del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo compatible con el equilibrio interno y externo de la economía, usualmente denominado tipo de cambio de equilibrio fundamental (FEER por sus siglas en ingles, *Fundamental Equilibrium Exchange Rate*).

Como ya ha sido mencionado, para Williamson (1994) el equilibrio interno se define como aquel donde existe un nivel de producto consistente con el pleno empleo (tasa NAIRU) y niveles bajos sostenibles de inflación, mientras que el equilibrio externo se caracteriza por un nivel de flujos sostenibles de recursos netos entre países cuando los mismos se encuentran en equilibrio interno²⁰. El enfoque de modelos de equilibrio general puede ser analizado a través de la definición algebraica utilizada por Clark y MacDonald (1998) para analizar la conducta del tipo de cambio real:

$$CA = -KA \quad (16)$$

$$CA = b_0 + b_1q + b_2y_d + b_3y_f = -KA^* \quad (17)$$

$$FEER = \frac{(-KA^* - b_0 - b_1y_d - b_3y_f)}{b_1} \quad (18)$$

Donde CA es la cuenta corriente, KA* es la cuenta de capital cuyo valor es determinado exógenamente, q es el tipo de cambio real, y_d e y_f son los niveles de demanda agregada domésticos y extranjeros compatibles con el pleno empleo, y b_i son parámetros que muestran la sensibilidad de los flujos de cuenta corriente ante la variación de las variables que explican su comportamiento.

Clark y MacDonald (1998), referenciando a Wren-Lewis (1992), señalan que, dados los parámetros del modelo de cuenta corriente considerado, el tipo de cambio real de equilibrio, FEER, es calculado utilizando flujos netos de capital exógenamente determinados.

²⁰ Se consideraron definiciones alternativas similares en secciones anteriores.

Es interesante notar dos cuestiones importantes sobre los modelos de equilibrio general aplicados a la estimación del tipo de cambio real de equilibrio. En primer lugar, no explicitan una teoría de determinación del tipo de cambio (Clark y MacDonald, 1998). Al respecto Edwards y Savastano (1999) señalan que en esta formulación las variables fundamentales, tales como términos de intercambio, gasto del gobierno y tarifas sobre las importaciones, juegan un rol únicamente a través de su efecto sobre KA^* , y_d e y_f . En segundo lugar, estos modelos, si bien consideran como supuesto implícito que existen fuerzas que guían al tipo de cambio real corriente u observado hacia el tipo de cambio real de equilibrio, no se determinan explícitamente cuales son estas fuerzas. Con respecto al último punto Clark y MacDonald (1998) señalan que la falta de atención de estos modelos sobre la dinámica de ajuste del tipo de cambio real refleja el hecho de que el enfoque FEER fue diseñado principalmente como un método de valoración del tipo de cambio real corriente de un país, donde la comparación entre q_t y FEER es utilizada para determinar cuando el tipo de cambio real está sobrevaluado ($q_t > FEER_t$) o subvaluado ($q_t < FEER_t$).

La estimación del tipo de cambio real de equilibrio bajo este modelo requiere estimar cual sería la cuenta corriente si q_t fuera a persistir en el mediano y largo plazo y si el país y sus socios comerciales se encontraran en niveles de producción de pleno empleo. La cuenta corriente estimada, CA_t , es comparada con la cuenta de capital neta, KA , y la medida FEER es el tipo de cambio real que hace que la cuenta corriente, consistente con el pleno empleo, sea igual a una cuenta capital sostenible exógenamente determinada. La estimación de FEER requiere estimar un conjunto de parámetros, seleccionar un modelo de cuenta corriente, estimar el producto potencial del país y de sus socios comerciales y estimar o elegir el valor de \overline{KA} .

2.5.1.1. Evidencia empírica

A continuación se comentan, en forma estandarizada, distintos estudios cuyo objetivo ha sido estimar un tipo de cambio real de equilibrio aplicando modelos de equilibrio general del tipo de los descritos, comenzando con aquellos realizados en países industriales o desarrollados. Notar que la dificultad de los mismos radica en la determinación de un flujo de capitales sostenibles que financien la cuenta corriente en el tiempo.

Cuadro 2. Casos de estudios donde se emplearon modelos de equilibrio general para estimar el tipo de cambio real de equilibrio (FEER)

PAÍSES DESARROLLADOS					
Autor/es - Año	Países	Período*	Variables	Metodología	Resultados
Williamson (1994)	14 países	1984 y 1990	Necesidades de inversión, efectos de la evolución de las variables demográficas sobre la conducta de ahorro, y los juicios sobre la sustentabilidad y consistencia.	Modelo de equilibrio general, modelización de cuenta corriente objetivo.	Estima desalineamientos cambiarios del Dólar estadounidense (apreciación del 9%, del Marco Alemán (depreciación del 12%) y del Yen (depreciación del 21%)
Bayoumi (1994)	Estados Unidos, Japón, Canadá, Alemania, Francia, Italia Reino Unido	1971 - 1972	Tipo de cambio real del dólar estadounidense y el Yen. Superávit de la cuenta corriente para cada país: 1% del PIB (objetivo establecido por la administración de Estados Unidos).	Modelo de equilibrio general (enfoques macroeconómicos estáticos y dinámicos). Tipo de cambio real de equilibrio deseado a la que denomina DEER (<i>Desired Equilibrium Exchange rate</i>).	Demuestra la magnitud en la cual los cálculos del tipo de cambio real dependen de supuestos relacionados a los factores que afectan los equilibrios internos y externos.
Wren-Lewis y Driver (1998)	Conjunto de países industriales del G7	1970	Tipos de cambio reales respecto el dólar estadounidense.	Modelo de equilibrio general que permite estimar una medida del tipo de cambio real de equilibrio DEER	El tipo de cambio real de equilibrio consistente con el equilibrio interno y externo de la economía está condicionado a alguna medida de política fiscal óptima.
Jeong y Mazier (2003)	China, Japon, Korea, Estados Unidos y países europeos.	1982-2007	Tipos de cambio real entre países estudiados.	Modelo de equilibrio general.	Estimaron la influencia de diversas variables (como por ejemplo demográficas y de ingresos) sobre la ecuación de cuenta corriente para países emergentes e industriales en forma separada, luego estimaron para estas variables de la cuenta corriente de cada país en el modelo. No establecieron explícitamente una ecuación que definiera el superávit pero calcularon que sería necesario inducir un déficit de 1 a 1,5% del PIB. Calcularon que el tipo de cambio que reconciliaría el equilibrio interno y externo por lo que el tipo de cambio real estaba 22% por debajo

PAÍSES DESARROLLADOS					
Autor/es - Año	Países	Período*	Variables	Metodología	Resultados
					del nivel de equilibrio indicando una necesidad de 29% de apreciación y la tasa bilateral del dólar correspondiente a una subvaluación del 40%, indicando una necesidad de apreciación de 67%.
Borowski, Bouharde (2003)	Estados Unidos	2001	Tipo de cambio Euro, Dólar, Yen y Libra Esterlina.	Adaptación del enfoque de equilibrio macroeconómico.	Encuentran que en 2001 el dólar estaba sobrevaluado respecto el euro y el Yen. Muestran que este resultado depende fuertemente del supuesto que se realiza sobre el valor de cuenta corriente sostenible.
Goldstein (2004)	Estados Unidos y China		Tipo de cambio real Dólar - Renminbi.	Enfoque de balanza subyacente para estimar un FEER para el renminbi.	Tomó un flujo de capitales netos de 1,5% del PIB como normal, y luego asumió que China debiera imponer un objetivo de déficit de cuenta corriente de este tamaño. Estimó que China tenía un superávit normal de 2,5% del PIB implicando la necesidad de un ajuste del 4% del PIB. Estableció la necesidad de una apreciación del renminbi entre 15 a 30%. El autor también presentó un análisis basado en la necesidad de ajustes de pagos globales en el que argumentó que el ajuste chino sería consistente con las necesidades de la economía global.
Cline (2005)	Estados Unidos y China	2002-2005-2010	Tipo de cambio real Dólar - Renminbi.	Modelo de equilibrio general	Estudió la forma óptima de alcanzar un ajuste objetivo de la cuenta corriente de Estados Unidos para reducirla a 3% del PIB para 2010. Esto asume, que como parte del proceso de ajuste multilateral, el superávit de cuenta corriente de China y otros países declinarían 40%, para China desde 4,2% del PIB en 2004 a 2,5% en 2010. Cline calculó que este ajuste requeriría una apreciación efectiva del renminbi del 8% desde el nivel de 2002 y 21% desde el nivel de marzo de 2005, con una apreciación bilateral correspondiente del 45% contra el dólar desde una base más tardía.
Coudert y Couharde (2005)	Estados Unidos y China	2002-2003	Tipo de cambio real Dólar - Renminbi.	Modelo de equilibrio general.	No establecieron explícitamente que resultado esperaban dada la senda presente, pero sus cálculos

PAÍSES DESARROLLADOS					
Autor/es - Año	Países	Período*	Variables	Metodología	Resultados
					estaban direccionados a ilustrar la revaluación del renminbi que sería necesaria, primero para inducir a un déficit de cuenta corriente de 1,5% del PIB y segundo para incurrir en un déficit de 2,8% del PIB. Ellos obtuvieron correspondientes estimaciones de 23% y 30% respectivamente, para subvaluación de la tasa de cambio efectiva del 44 y 54% respectivamente para el tipo dólar.
Anderson (2006)	Estados Unidos y China	2006	Tipo de cambio real Dólar - Renminbi.	Modelo de equilibrio general.	Estimó que la balanza de cuenta corriente China era impulsada artificialmente en 2006 por factores tales como un exceso de capacidad industrial pesada y que el superávit de cuenta corriente ajustado cíclicamente destacaba a un 5% del PIB. Los flujos subyacentes de inversión directa extranjera eran estimados como un 1% del PIB dado un ajuste objetivo de 6% del PIB. Aplicando un modelo con elasticidades de exportación del 0,5 y elasticidades de importación de 0,8, estimó que este ajuste hubiera requerido una revaluación de 18 a 25%. Esto es interpretado como una apreciación contra el dólar del mismo rango, implicando que no anticipó que otros países apreciarían en contra del dólar en respuesta a la apreciación del renminbi.

PAÍSES EN VÍAS DE DESARROLLO					
Autor/es - Año	Países	Período*	Variables	Metodología	Resultados
Dejavarán (1996)	Conjunto de países africanos.	1990	Tipos de cambio real respecto el dólar estadounidense.	El tipo de cambio real está definido como aquel consistente con una determinada cuenta corriente objetivo y depende fundamentalmente de los	El análisis comienza definiendo un año base en el cual las cuentas corrientes y por lo tanto el tipo de cambio real está en equilibrio en cada uno de los países y luego calcula los desalineamientos del tipo de cambio real corriente u observado en cada período. En relación a este estudio Dejavarán reconoce que los resultados son altamente sensible a

PAÍSES EN VÍAS DE DESARROLLO					
Autor/es - Año	Países	Período*	Variables	Metodología	Resultados
				términos de intercambio.	la elección del año base y que ignora todas las consideraciones relacionadas a las variables <i>stock</i> .
William y Williamson (2012)	26 países, entre ellos la Argentina	2008	Tipos de cambio respecto el dólar estadounidense.	Modelo de equilibrio general	Los autores señalan que en base a información del FMI realizan conjuntos de tipos de cambios que consideran deseables, no probables. El tipo de cambio es normativamente deseable en el sentido que si se los alcanza y mantiene por un período de 5 años, sería consistente con el equilibrio deseado interno y externo en todos los países cubiertos. En dicho estudio, consideran que el tipo de cambio argentino en 2008 se encuentra sobrevaluado respecto a un tipo de cambio real de equilibrio (FEER) equivalente a 4,74 pesos por dólar.

2.5.1.2. Ventajas y limitaciones

Según Edwards y Savastano (1998) en la literatura se distinguen algunos puntos de crítica en común sobre los modelos de equilibrio general aplicados a la estimación del tipo de cambio real de equilibrio:

Los modelos FEER proveen una medida del tipo de cambio real de equilibrio consistente con condiciones económicas ideales, es decir basado en proyecciones de variables que constituyen un objetivo deseable que no necesariamente ocurrirá en el futuro. Esto implica que cada investigador puede plantear una situación económica deseable y en base a eso surgirán distintas medidas del tipo de cambio real de equilibrio.

El nivel de la cuenta capital es determinado exógenamente, es decir que el investigador elige un valor de K^* en base a su criterio lo cual puede generar estimaciones no transparentes.

El análisis FEER ha sido desarrollado sólo en términos de equilibrio de flujos y no incorporan por ejemplo el *stock* de la demanda de activos extranjeros neta. En la literatura se destaca que no siempre es posible obviar las cuestiones de *stock* en el análisis de los tipos de cambio ya que estos afectan el nivel de riesgo tanto en países industriales como en vías de desarrollo.

En relación a las ventajas de esta herramienta se destacan la posibilidad de considerar la evolución de las variables fundamentales que influyen en el tipo de cambio real de equilibrio.

2.5.2. Estimaciones basadas en fundamentos

Los modelos uniecuacionales o de forma reducida basados en variables fundamentales, –denominados BEER (por sus siglas en ingles *Behavioral Equilibrium Exchange Rates*)–, permiten incorporar a todas aquellas variables que puedan afectar al equilibrio interno y externo de la economía, y por lo tanto al tipo de cambio real de equilibrio, en el corto, mediano y largo plazo (Bafes, Elebadawi y O’Connell, 1997; Wren-Lewis y Driver, 1997; Elbadawi y Soto, 1997; Clark y Macdonald, 1998; Montiel, 1999; Driver y Westaway, 2004; Chin, 2005; entre otros).

Estos modelos, que permiten estimar el tipo de cambio real de equilibrio a través de un análisis econométrico directo, comienzan representando el comportamiento del tipo de cambio real u observado en una función del siguiente tipo:

$$q_t = \beta_1 Z_{1t} + \beta_2 Z_{2t} + \tau T_t + \varepsilon \quad (19)$$

Donde Z_1 es un vector de variables fundamentales que se espera tenga efectos persistentes en el largo plazo; Z_2 es un vector de variables fundamentales que se espera tenga efectos persistentes en el mediano plazo, β_1 y β_2 son vectores de coeficientes o parámetros de las formas reducidas; T es un vector de factores transitorios que afectan el tipo de cambio real en el corto plazo, τ es un vector de coeficientes de la forma reducida y ε un término de error aleatorio.

La ecuación 19 muestra que en este tipo de modelo el tipo de cambio real corriente u observado es explicado exhaustivamente en términos de un conjunto de variables fundamentales que lo afectan en el mediano y largo plazo, un conjunto de variables que lo afectan en el corto plazo y un término de error (Clark y MacDonald, 1998).

El tipo de cambio de equilibrio de mediano y largo plazo es aquel que surge de ignorar las variables que afectan en el corto plazo y los errores aleatorios, e incorporar los valores de las variables fundamentales consistentes con el equilibrio interno y externo de la economía, tal como ha sido definido en la sección 2.2.

$$BEER = \beta_1 \overline{Z_{1t}} + \beta_2 \overline{Z_{2t}} \quad (20)$$

A partir de esta definición se estima el desalineamiento del tipo de cambio real comparando el valor corriente u observado con la medida estimada de BEER:

$$Des = q_t - BEER = q_t - \beta_1 \overline{Z_{1t}} - \beta_2 \overline{Z_{2t}} \quad (21)$$

A diferencia del enfoque FEER, que toma en cuenta el mediano y largo plazo, BEER permite considerar cuestiones de corto, mediano y largo plazo. En este marco se dice que existe desalineamiento cambiario si existe una brecha entre el nivel observado y el de equilibrio estimado a partir de la forma uniecuacional. Según Edwards y Savastano (1999) este desalineamiento puede surgir, por ejemplo, cuando se producen cambios en las variables fundamentales que generan cambios en el tipo de cambio real de equilibrio pero no influyen en el tipo de cambio real observado. Un diferente tipo de desalineamiento surge cuando existen rigideces institucionales o de algún tipo que impiden que el tipo de cambio real observado se ajuste rápidamente hacia un nivel de equilibrio

La estimación de la forma uniecuacional se realiza en base a datos históricos de las variables fundamentales de la economía. A partir de esta forma se estima una serie de tipo de cambio real de equilibrio que tiene en cuenta las variables fundamentales consistentes con el equilibrio interno y externo de la economía.

Las formas reducidas se derivan de modelos teóricos que representan situaciones de equilibrio interno y externo de la economía (Edwards & Savastano, 1998) y, como vimos en secciones anteriores, el conjunto de variables fundamentales que se considere surge de dichos modelos.

2.5.2.1. Evidencia empírica

En la literatura es posible encontrar numerosos estudios que utilizan formas reducidas para representar el comportamiento del tipo de cambio real y estimar su valor de equilibrio a partir de los valores sostenibles de las variables fundamentales. Algunos autores tienden a usar conjuntos amplios de variables fundamentales mientras que otros emplean conjuntos más reducidos. En esta sección se comentarán algunos de los estudios que resultan de interés en la presente tesis, haciendo hincapié en mostrar la amplia variedad de variables utilizadas en la construcción de los modelos.

Entre los estudios que plantean modelos de estimación del tipo de cambio real de equilibrio de los cuales se deriva una forma reducida en países desarrollados Clark y MacDonald (1998) destacan los de Faruquee (1995) y Stein (1995). Ambos toman como punto de partida la ecuación de balanza de pagos la cual iguala la cuenta corriente con la cuenta capital.

En la especificación de Stein, de lo que él llama tipo de cambio real natural (NATREX por sus siglas en inglés *Natural Real Exchange Rate*), los flujos de capitales están determinados por la diferencia entre el ahorro y la inversión, siendo el primero función del coeficiente de preferencias temporales y el segundo del coeficiente q de Tobin²¹. En NATREX, dos variables guían a la cuenta corriente: productividad y ahorro. Por otra parte, el modelo tiene una propiedad deseable de tomar en cuenta las condiciones de equilibrio de *stock*, tal que el estado estacionario se alcanza cuando el *stock* de capital doméstico y los activos extranjeros están en sus valores de largo plazo. En el estado estacionario el tipo de cambio real, el *stock* de capital y los niveles de activos extranjeros son funciones de la productividad, doméstica y extranjera, y del ahorro.

En el modelo de Faruquee, por su parte, la cuenta corriente es la suma de la balanza comercial, la cual es función del tipo de cambio real y de variables exógenas, y los ingresos provenientes de los intereses recibidos (o pagados) por el país por sus activos externos netos. El autor sostiene que una posición viable de balanza de pagos

²¹ Es el cociente entre el valor de Mercado y el valor de reemplazo de un activo físico determinado.

requiere que la cuenta corriente sea financiada con un nivel sostenible deseado de flujos de capital.

Los modelos NATREX y de Faruquee tienen algunas características en común. Primero, el tipo de cambio real corriente es una función de la diferencia entre los niveles corrientes y deseados de largo plazo de los activos netos. Segundo, el nivel de equilibrio de largo plazo es una función de los dos factores que afectan la cuenta capital tanto como los que afectan a la cuenta corriente. A diferencia de FEER el modelo no es recursivo, ya que la cuenta capital tiene un impacto tanto sobre la cuenta corriente como sobre el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo. Tercero, en ambos modelos no surge el problema de las posiciones de la cuenta corriente sostenible o deseable. Los agentes están siempre en la posición deseada, sea en el corto o en el largo plazo.

Sin embargo, hay algunas diferencias en la implementación empírica. Faruquee no hace ningún intento de lidiar con los problemas de equilibrio interno y externo sino que, usando análisis de cointegración, estima una ecuación reducida usando las variables fundamentales diferenciales del crecimiento de la productividad, precios relativos de bienes transables y no transables y términos de intercambio como determinantes de la cuenta corriente, y trata el *stock* corriente de activos externos netos como una variable exógena. Este modelo no tiene elementos normativos ya que simplemente trata de explicar el tipo de cambio real del yen y el dólar en función de sus variables fundamentales.

MacDonald (1995) uso la misma estructura teórica que Faruquee para desarrollar modelos empíricos de los tipos de cambio nominales corrientes del Marco Alemán, el Yen Japonés y el Dólar estadounidense para el período posterior a Bretton Woods.

Kramer (1996) provee una extensión del modelo de Faruquee que se enfoca en la relación entre el déficit fiscal estadounidense y el tipo de cambio real del dólar. Luego de calcular los efectos de los activos externos netos, los términos de intercambio y el precio relativo de los bienes transables y no transables, encuentra que el balance fiscal en relación al de sus socios comerciales del G7 tiene efecto positivo sobre el valor real del dólar. Esto es consistente con el análisis del impacto de la política fiscal, desde el punto de vista del equilibrio de *stock*: una mejora en la posición fiscal baja la deuda

extranjera neta produce una mejora en los componentes de ingreso de la cuenta corriente, requiriendo una apreciación real para restaurar el equilibrio de la cuenta corriente.

Clark y MacDonald (1998) señalan que la aplicación de BEER para países en vías de desarrollo ha sido mucho más extensa que para países en vías de desarrollo, el Cuadro 4 presenta un conjunto de estos estudios en forma sintética y estandarizada.

Cuadro 3. Casos de estudios en los que se empleo el enfoque uniecuacional (BEER) para la estimación del tipo de cambio real de equilibrio

Autor/es - Año	Países	Período	Variabes	Metodología	Resultados
Edwards (1989)	Brasil, Colombia, El Salvador, Grecia, India, Israel, Malasia, Filipinas, Sud África, Sri Lanka, Tailandia y Yugoslavia	1962-1984	Términos de intercambio, flujos de capital, tarifas a las importaciones, gasto del gobierno, diferenciales de productividad, exceso de crédito doméstico y devaluaciones nominales.	Datos de panel y variables instrumentales.	No determinó ninguna medida de desalineamiento, realizó una comparación de sus estimaciones con extrapolaciones de la teoría de la paridad del poder adquisitivo.
Ghura y Grennes (1993)	33 países de África	1970 – 1987	Términos de intercambio, el grado de apertura, los flujos de capitales netos, el exceso de crédito doméstico y la devaluación nominal.	Técnicas de estimación de variables instrumentales.	Confirmaron la relación negativa entre el desalineamiento del tipo de cambio real y el desempeño económico (crecimiento económico, importaciones, exportaciones, ahorro e inversión), la inestabilidad macroeconómica y bajo crecimiento, entre otros indicadores de desempeño.
Elbadawi (1994)	Chile, Ghana e India	1967 – 1990	Términos de intercambio, flujos de capitales, grado de apertura, gasto público, tarifas a las importaciones, diferenciales de productividad, crédito doméstico y devaluación nominal.	Modelo de cointegración y de corrección de errores.	Los resultados de los desalineamientos obtenidos en este estudio son consistentes con el contexto macroeconómico observado en esos países en el período muestra.
Calvo, Reinhart y Vegh (1995)	Brasil, Chile y Colombia	1978-1992	Términos de intercambio, PIB per cápita e impuesto	Técnicas de cointegración.	Llegaron a la conclusión que ante ausencia de cambios en la política fiscal, un nivel más

Autor/es - Año	Países	Período	Variables	Metodología	Resultados
			inflacionario.		depreciado del tipo de cambio real sólo puede ser alcanzado temporalmente, o bien a través de una inflación más alta o ante aumentos en la tasa de interés real, dependiendo del grado de movilidad del capital.
Montiel (1997)	Indonesia, Malasia, Filipinas, Singapur y Tailandia	1960-1994	Términos de intercambio, apertura, gasto del gobierno, inversión pública, tasa de interés extranjera e inflación extranjera.	Técnicas de cointegración y modelos de corrección de errores.	Montiel encontró que la entrada de capitales en los países Asiáticos durante el período considerado en el estudio no resultó en una apreciación del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo. El autor no encontró evidencia de desalineamiento en el tipo de cambio de ninguno de los países tomados como muestra a comienzos de 1994.
Warner (1997)	México	1979-1997	Precio del petróleo crudo, gasto del gobierno, tarifas a las importaciones, tasa de interés sobre la deuda externa, cociente de precios transables y no transables, cuenta capital, cociente de las ofertas de dinero respecto a Estados Unidos, relación de crecimiento del PIB y diferencial de tasas de interés.	Técnicas de cointegración y mínimos cuadrados ordinarios.	El resultado del estudio sugirió que el tipo de cambio real de México se encontraba 25% sobrevaluado en vísperas de la crisis de 1994, pero que estaba mucho más cerca del equilibrio hacia 1996.
Soto (1997)	Chile	1960-1997	Términos de	de Técnicas de cointegración y	

Autor/es - Año	Países	Período	Variables	Metodología	Resultados
			intercambio, gasto del gobierno, inversión pública, flujos de capital, apertura, tarifas a las importaciones, diferenciales de tasa de interés.	modelos de corrección de errores.	
Razin y Collins (1997)	93 países	1975-1992	Términos de intercambio, flujos de capitales de largo plazo, crecimiento del producto por trabajador, exceso de crecimiento de dinero, <i>shocks</i> de corto plazo sobre el producto y oferta y absorción de dinero.	Datos de panel.	En este estudio se construyó un indicador del desalineamiento del tipo de cambio real basado en una extensión del modelo IS-LM con economía abierta. El trabajo encontró que existen no-linealidades importantes entre las relaciones. Únicamente fuertes sobrevaluaciones parecen estar asociadas con bajo crecimiento económico, mientras que moderadas subvaluaciones parecen estar asociadas con el más rápido crecimiento económico.
Broner, Loayza y López (1997)	Siete países latinoamericanos, incluido Argentina, y Estados Unidos	1960-1995	Precio relativo de los no transables a los transables y los activos externos netos.	Método de mínimos cuadrados y cointegración	-----
Elbadawi y Soto (1997)	Cote d'Ivoire, Ghana, Kenya, Mali, India, Chile y México.	1960-1993	Términos de intercambio, apertura, flujos de capital de largo plazo, gasto del gobierno, inversión pública, tasa de interés extranjera y riesgo país.	Técnicas de cointegración y modelos de corrección de errores.	-----

Autor/es - Año	Países	Período	Variables	Metodología	Resultados
Halpern y Wyplosz (1997)	Ochenta países.	1990-1995	Salarios agregados reales, productividad marginal en el sector de bienes transables, desempleo, apreciación del tipo de cambio y diferenciales de interés.	Modelos de corrección de error.	Este estudio estima el tipo de cambio real de equilibrio y la dinámica del tipo de cambio en la fase de transición inicial. Los resultados sugieren que la apreciación real continua corresponde a una combinación de retorno al equilibrio que sigue a un <i>shock</i> inicial, y a una apreciación del tipo de cambio real.
Baffes, Elbadawi y O'Connell (1997)	Cote d'Ivoire y Burkina Faso	-----	Términos de intercambio, apertura, participación de la inversión y nivel de precios extranjeros.	Técnicas de cointegración.	-----
Soto y Valdés (1998)	Chile	1977-1997	Términos de intercambio, diferenciales de productividad entre sectores transables y no transables, activos extranjeros netos, y absorción pública.	Técnicas de cointegración.	-----
Ferreya y Salas (2006)	Perú	1980-2005	Pasivos externos netos, términos de intercambio, gasto del gobierno y grado de apertura.	Técnicas de cointegración y técnica <i>bootstrap</i> para construir bandas de confianza a la senda del tipo de cambio real de equilibrio.	Encontraron que el comportamiento de largo plazo del TCR en el Perú es explicado por las variables fundamentales pasivos externos netos, términos de intercambio y, de manera menos concluyente, gasto del

Autor/es - Año	Países	Período	Variables	Metodología	Resultados
					gobierno y grado de apertura.
Caputo y Nuñez (2008)	Chile	1977-2006	Términos de intercambio y gasto de gobierno.	Técnicas econométricas.	En el estudio se analiza la sensibilidad del tipo de cambio real en los casos en el fisco decide ahorrar parte importante de los excedentes derivado por mejoras de los términos de intercambio.
Gomez Mora y Torres Gutierrez (2008)	Costa Rica	1991-2007	Absorción fiscal, términos de intercambio, productividad media del trabajo en el sector transable y no transable de la economía y posición de activos externos netos.	-----	-----
Bello y Heresi (2010)	17 países de América Latina	1970-1995	Modelo de corrección de errores.	Productividad relativa de los respectivos países con respecto a sus principales socios comerciales, términos de intercambio, posición de inversión internacional y cociente transferencias corrientes-PIB.	Encontraron que la mayoría de los países muestra períodos con evidentes desalineaciones del tipo de cambio real, y destacaron la recurrencia de episodios donde el tipo de cambio se sobrevalúa excesivamente y colapsa en crisis cambiaria, depreciaciones abruptas, en muchos casos incluyendo sobrerreacciones muy costosas para la actividad económica.

2.5.2.2. Ventajas y limitaciones

Según Baffes, Elbadawi y O'Connell (1999: 418) el enfoque BEER posee características que lo hacen más apropiado que la teoría del poder adquisitivo y un buen complemento a otros enfoques.

En primer lugar, el enfoque BEER incorpora el efecto de las variables fundamentales, definidas como aquellas variables que afectan al comportamiento del tipo de cambio en el largo plazo, y toma en consideración el hecho que las variables fundamentales se mueven constantemente en el tiempo. Como ya se explicó la teoría de la paridad del poder adquisitivo identifica un período en el cual la economía se encuentra en equilibrio y toma ese tipo de cambio real como la tasa de equilibrio para todos los años sin tener en cuenta los efectos de los cambios en las variables fundamentales.

En segundo lugar, el modelo prevé un conjunto de parámetros que pueden ser utilizados para análisis de política económica en una manera transparente. Es decir a partir de los parámetros estimados para la ecuación explicativa del tipo de cambio real de equilibrio es posible realizar simulaciones de cambios en las variables fundamentales e indagar sobre el impacto que tienen estos últimos tanto sobre el tipo de cambio real observado como el de equilibrio, y por lo tanto el grado de desalineamiento.

Edwards y Savastano (1999) destacan que a pesar su simplicidad y popularidad este tipo de modelo presenta un conjunto de desventajas²²:

- i. Están basados en marcos analíticos que no incorporan explícitamente las fuentes de rigideces, y que por lo tanto no proveen razones convincentes sobre por qué se produjo el desalineamiento.
- ii. No establecen un vínculo claro entre el tipo de cambio real de equilibrio y la cuenta corriente (o de capital). Tampoco especifican una relación directa entre el tipo de cambio real estimado y medidas de equilibrio interno, incluyendo el nivel de desempleo. Esta falta de conexión formal entre el tipo de cambio real estimado

²² Los autores señalan que estas desventajas o problemas de naturaleza empírica surgen de las experiencias existentes en la literatura en la construcción de estos modelos.

- y el equilibrio externo e interno representa una violación de la definición del tipo de cambio real incorporada en modelos teóricos empleados para derivar la ecuación de tipo de cambio real a ser estimada.
- iii. La mayoría de estos modelos utilizan especificaciones de las regresiones que se concentran en variables de flujo, ignorando el papel de los stocks, como la demanda internacional por los activos del país.
 - iv. Hallar el componente sostenible o de largo plazo de las series también presenta sus problemas. La desconfianza sobre la calidad de los datos históricos de cada país para construir las componentes permanentes y transitorios de los fundamentos, puede originar que los estudios corran el riesgo de perder algunos cambios importantes en el tipo de cambio real.
 - v. En general, asumen que el tipo de cambio real en promedio ha estado en equilibrio sobre el período considerado, consideración que no necesariamente es cierta. Pueden existir períodos en los que el tipo de cambio este persistentemente sobre o subvaluado. Según Edwards y Savastano (1999) para que estos modelos tengan un uso operativo, necesitan definir, ya sea implícita o explícitamente, un periodo base para el equilibrio del tipo de cambio real. Al respecto, los autores citan un trabajo de Edwards (1989) en el que éste sostiene:

“es importante señalar que aunque estas series estimadas proveen información importante explicando la conducta del tipo de cambio real de equilibrio, tienen un uso limitado para computar las desalineaciones del tipo de cambio real. El problema, por supuesto, es que tenemos que anclar el tipo de cambio real actual a algún punto en el pasado. Sólo si asumimos que la tasa actual y de equilibrio fueron iguales x años atrás, podemos hablar de desalineaciones del tipo de cambio real”.

A lo largo de esta sección se presentaron los modelos uniecuacionales BEER como herramienta de estimación del tipo de cambio real de equilibrio, resultados de estudios empíricos y se enunciaron sus ventajas y desventajas. A partir de ello, en el capítulo siguiente se determinará la elección de la metodología que será utilizada en la presente investigación para estimar el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo, tomando en cuenta también la disponibilidad de información en Argentina para el período considerado.

2.6. Evidencia empírica para la Argentina

Al indagar sobre el estudio del tipo de cambio real de equilibrio en Argentina y la estimación de sus desalineamientos surge que existen pocas experiencias en relación a otros países desarrollados y en vías de desarrollo. En particular se destacan aquellas realizadas por Gay y Pellegrini (2002), Lanteri (2002), Garregnami y Escudé (2005), Carrera y Restout (2007) y Bastourre, Carrera y Ibarlucia (2007).

Gay y Pellegrini (2002) estimaron el tipo de cambio real de equilibrio para Argentina durante el periodo 1968-2002, aplicando un modelo de economía abierta, caracterizado por la presencia de dos países y dos sectores económicos, y considerando una función de utilidad intertemporal de un agente representativo. Encontraron que la conducta del tipo de cambio real de largo plazo estaba determinada por la evolución de los activos externos netos, las productividades sectoriales relativas y los términos de intercambio. A partir de la estimación de este tipo de cambio real de equilibrio determinaron el grado de desalineamiento y concluyeron que del análisis dinámico del modelo se podía inferir que el colapso del tipo de cambio fijo de la Convertibilidad era inevitable luego de los *shocks* iniciados a partir de las crisis de moneda de los países del este asiático.

Lanteri (2002) realizó la estimación del tipo de cambio real de equilibrio de Argentina para el período 1970-2001, a través de un modelo econométrico uniecuacional basado en el trabajo de Baffes, Elbadawi y O'Connell (1999). El autor utiliza datos anuales del tipo de cambio real multilateral y de un conjunto de variables macroeconómicas fundamentales, como términos de intercambio, gastos del gobierno, saldos de la balanza comercial, grado de protección de la política comercial externa y *shocks* de productividad. Los resultados de las estimaciones muestran que hacia fines del 2001 el tipo de cambio real multilateral de la Argentina se encontraba apreciado, respecto de su valor de equilibrio, entre un 30% y un 45%, dependiendo del índice de precios utilizado (precios al por mayor o al consumidor). Según Lanteri la magnitud del desalineamiento se encontraba en línea con los resultados encontrados por otros autores.

Garegnami y Escudé (2005) realizaron un análisis empírico del tipo de cambio real multilateral de Argentina durante el período 1973-2004, aplicando un modelo de

corrección de errores. Comprobaron que el tipo de cambio real multilateral de Estados Unidos, medido por el índice del dólar externo real (derivado de su nombre en inglés *Real Broad Dollar Index*), y los términos de intercambio de Argentina eran buenos determinantes de la conducta del tipo de cambio real de equilibrio de corto y largo plazo. Encontraron que los desalineamientos del tipo de cambio real multilateral no eran significativos durante el período del tipo de cambio fijo que caracterizó la década de los noventa.

Carrera y Restout (2007) investigaron el comportamiento de largo plazo del tipo de cambio real para veintiún países de América Latina, incluida la Argentina, en el período 1970-2003. Encontraron que sus datos no apoyaban la teoría de la paridad de poder adquisitivo, implicando que los shocks tienden a tener un efecto permanente. Determinaron que los efectos que afectan al tipo de cambio real de largo plazo son el efecto Balassa-Samuelson, el gasto del gobierno, los términos de intercambio, la apertura comercial y los flujos de capital. También realizaron estimaciones para subgrupos de países (América del Sur versus América Central y el Caribe). Los resultados resaltan que algunos de los determinantes del tipo de cambio real son geográficamente específicos. Al estimar los tipos de cambio real de equilibrio arribaron a dos resultados, primero, que los tipos de cambio real de nueve países estaban muy cercanos a su nivel de equilibrio en el 2003, y segundo, que parte de las crisis cambiarias sucedidas en América Latina fueron precedidas por una sobrevaluación cambiaria.

Bastourre, Carrera y Ibarlucia (2007), estimaron el tipo de cambio real de equilibrio, de mediano y largo plazo, y sus desalineamientos para el período 1980-2006, aplicando las tres metodologías estudiadas en secciones anteriores, paridad del poder adquisitivo, enfoque uniecuacional y modelos de equilibrio general.

En relación al cumplimiento de la paridad del poder adquisitivo tanto el análisis gráfico como econométrico sugieren desviaciones respecto de la media, no aleatorias, a partir de lo cual los autores infieren que en un país como Argentina difícilmente pueda asumirse la existencia de un nivel de tipo de cambio real único e invariante.

En su estimación del modelo uniecuacional (BEER) los autores utilizaron un Modelo de Corrección de Errores Vectorial (VECM) con datos trimestrales para el período 1980-2006. El modelo utiliza como variables fundamentales la productividad relativa, los términos de intercambio, gasto público y deuda externa bruta.

Finalmente, estimaron el tipo de cambio real de equilibrio utilizando un modelo de equilibrio general para lo cual en primer lugar realizaron las estimaciones de la ecuación de importaciones y exportaciones de las cuales se deriva la respuesta del tipo de cambio real necesario para alcanzar el equilibrio deseado, luego discutieron el horizonte temporal y los distintos escenarios de crecimiento interno y externo, posteriormente se discute la evolución de las cuentas externas argentinas para definir un sendero u objetivo para la cuenta corriente y se hacen explícitos los cálculos del FEER en tres escenarios básicos y finalmente aplicaron un análisis de sensibilidad de respuesta del FEER a cambios en los objetivos y los escenarios. Los resultados muestran que, en el escenario base, se requiere una devaluación real del 1,8% respecto a 2006. El caso de una cuenta corriente balanceada conlleva una apreciación del 4,7% y por otro lado mantener la cuenta corriente en los valores de 2006 implica una depreciación del 8,7% (con la consiguiente reducción en la deuda externa al final del período).

Dada la relación que existe entre el objeto de la presente tesis y la investigación realizada por Bastourre et. al. (2007) se considera conveniente realizar un análisis pormenorizado de los resultados obtenidos por estos autores a partir de la aplicación del modelo uniecuacional, en los cuales distinguen tres etapas. En primer lugar, los años ochenta, caracterizados por una inestabilidad macroeconómica elevada, un tipo de cambio real ubicado muy por encima de su equilibrio una alta volatilidad. La segunda etapa, coincide con el Plan de Convertibilidad y esta caracterizado por una abrupta reducción de la volatilidad del tipo de cambio real y una fuerte y persistente apreciación. Según los resultados obtenidos por los autores, el desalineamiento fundamental promedio fue del -40% con un pico de -56% en el primer trimestre de 1999. Finalmente, la tercera etapa se inicia con la reacción excesiva del tipo de cambio real de 2002, que alcanza su máximo en el segundo trimestre con 54.9% de desalineamiento y a partir de ello el desalineamiento comienza a reducirse, hasta el año 2006 donde finaliza el período del estudio. Este período esta caracterizado por un tipo

de cambio real por encima de su nivel de equilibrio fundamental (29%) promedio pero a diferencia de los años ochenta por una menor volatilidad.

Cabe remarcar que en estos trabajos realizados para Argentina, la estimación del tipo de cambio real de equilibrio y sus desalineamientos comprende el período 1968-2006. De esta manera, constituyendo un aporte de la presente investigación la extensión de dicha estimación hasta el año 2013. Esta prolongación de la estimación es económicamente relevante debido a que el período 2007 – 2013 estuvo marcado por la presencia de *shocks* domésticos e internacionales, entre los que se destacan la última etapa del boom de las commodities, la crisis financiera internacional de 2008, y los cambios en la política económica Argentina²³.

3. OPCIÓN METODOLÓGICA

En el capítulo anterior se definió al tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo como aquel compatible con el equilibrio macroeconómico del país, donde el mismo se caracteriza por la consecución conjunta del equilibrio interno y externo. Así mismo se caracterizó a este tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo como una variable no observable que depende de la evolución de un conjunto de variables fundamentales que explican su comportamiento. A partir de estas definiciones se presentaron tres metodologías de estimación alternativas: teoría de la paridad del poder adquisitivo, modelos de equilibrio general (denominados en la literatura FEER por sus siglas en inglés) y modelos uniecuacionales basados en variables fundamentales (denominados BEER por sus siglas en inglés).

Luego de haber analizado exhaustivamente aspectos teóricos y empíricos de las tres alternativas mencionadas se elige como opción metodológica el enfoque BEER, centrado en torno al desarrollo de modelos uniecuacionales o de forma reducida, para estimar el tipo de cambio real de equilibrio de Argentina para el período 1993-2013.

²³ Sobre estos aspectos, véase Massot (2012).

Esta elección se encuentra fundamentada en las cualidades metodológicas del enfoque, la disponibilidad de los datos necesarios para su implementación y el conjunto de ventajas respecto a las metodologías alternativas presentadas.

Se considera que el enfoque BEER es una mejor opción que aquella propuesta por el enfoque de la paridad de poder adquisitivo debido a que:

- El enfoque de paridad de poder adquisitivo no tiene en cuenta la relación entre el tipo de cambio real de largo plazo y las variables macroeconómicas fundamentales que determinan su comportamiento y no reconoce la posibilidad de quiebres estructurales. Mientras la teoría de la paridad del poder adquisitivo identifica un período en el cual la economía se encuentra en equilibrio y toma ese tipo de cambio real como la tasa de equilibrio para todos los años, el enfoque BEER incorpora el efecto de las variables fundamentales, definidas como aquellas variables que afectan al comportamiento del tipo de cambio en el largo plazo, y toma en consideración el hecho que las variables fundamentales se mueven constantemente en el tiempo.
- La metodología derivada de la teoría del poder adquisitivo tiende a ser utilizada en estudios que abarcan una muestra de varios países, así como también en la detección inicial de desalineamientos particularmente en países de alta inflación (Hinkle y Montiel, 1999: 3-10).
- La aplicabilidad de este método está restringida por los resultados de la observación empírica que indican que el tipo de cambio real en los países tiende a ser no estacionario (Edwards y Savastano, 1998).
- En estudios anteriores, realizados para Argentina, se detectó que el tipo de cambio real no es estacionario durante el período 1968-2006.

Por su parte, teniendo en cuenta lo enunciado por Hinkle y Montiel (1999: 3 -10) quienes sostienen que el enfoque BEER es un buen complemento para enfoques FEER, se considera que el primero es una mejor opción metodológica que el segundo, para los propósitos de la presente tesis, debido a que:

- Los modelos FEER se basan en una noción de equilibrio derivado del equilibrio macroeconómico y tienen en cuenta un conjunto de variables fundamentales sostenibles subyacente, pero en comparación con el modelo BEER, los valores sostenibles de estas variables están definidos en algunos casos arbitrariamente y utilizan series “ideales” o “deseadas”, que no siempre se desempeñan según lo esperado o previsto. En su lugar, como se comentó con anterioridad, en el modelo BEER, la noción de equilibrio se basa en las series de tiempo observadas del conjunto de variables económicas fundamentales, lo cual incrementa su nivel de transparencia.
- Los modelos uniecuacionales prevén un conjunto de parámetros que pueden ser utilizados para realizar análisis de política económica. Es decir a partir de los parámetros estimados para la ecuación explicativa del tipo de cambio real de equilibrio es posible realizar simulaciones de cambios en las variables fundamentales e indagar sobre el impacto que tienen estos últimos tanto sobre el tipo de cambio real observado como el de equilibrio, y por lo tanto el grado de desalineamiento.

4. ESTIMACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL Y SU DESALINEAMIENTO

4.1. Modelo empírico

En el presente capítulo se presentan los resultados de las estimaciones del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo en la Argentina, durante el período 1993-2013 utilizando la metodología BEER.

Como se definió en el Capítulo 2 el modelo BEER consiste en la estimación de una función uniecuacional que representa el comportamiento del tipo de cambio real en el largo plazo (q^*) condicionado a un conjunto de variables fundamentales (F^P):

$$\log q_t^* = \beta' F_t^P \quad (22)$$

Partiendo del modelo de equilibrio macroeconómico planteado por Baffes, Ibrahim y O'Connell (1999: 407 - 409) se escogieron como variables fundamentales el consumo público, los activos externos netos, la evolución del PIB, los términos de intercambio internacionales, y el saldo de la balanza comercial²⁴.

De esta manera la forma funcional estimada en esta investigación está configurada de la siguiente manera:

$$\log q_t = \beta_0 + \beta_1 \log a_t + \beta_2 f_t + \beta_3 \log \text{pib}_t + \beta_4 \log \text{lti}_t + \beta_5 \log \text{bc}_t + \varepsilon \quad (23)$$

Donde:

$\log q_t$: logaritmo del Índice del Tipo de Cambio Real Multilateral en el período t

$\log a_t$: logaritmo del consumo público en el período t como porcentaje del PIB en términos corrientes.

f_t : activos netos externos período t como porcentaje del PIB.

$\log \text{pib}_t$: logaritmo del PIB a valores constantes de 1993 en el momento t.

$\log \text{lti}_t$: logaritmo de los términos de intercambio en el momento t.

$\log \text{bc}_t$: saldo de la balanza comercial en el momento t como porcentaje del PIB en términos corrientes.

Representando los parámetros β_1 , β_2 , β_3 , β_4 y β_5 del modelo la elasticidad parcial del tipo de cambio real multilateral con respecto al consumo público, a los activos externos netos, al nivel de actividad económica, a la evolución de los términos de intercambio y del saldo de la balanza comercial respectivamente.

A partir de la estimación del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo se calcula una medida del desalineamiento caracterizado en el Capítulo 2 como la diferencia entre el tipo de cambio real observado y el de equilibrio de largo plazo.

²⁴ Se introdujeron algunas variantes a la estructura propuesta por la ecuación 12. En primer lugar, debido a la imposibilidad de contar con datos del consumo público clasificados según bienes transables y no transables se tomó el consumo público total. En segundo lugar, se consideró la variable evolución del PIB en lugar del cociente de productividades de transables y no transables al igual que lo hacen en los estudios de Cottani, Cavallo y Khan (1990), Calvo, Reinhart y Végh (1995) y Warner (1997).

En las siguientes secciones se presentan los resultados relacionados a la construcción del modelo uniecuacional definido en la presente. En primer lugar, se realiza el análisis de la serie conjunta de datos, lo cual implica identificar el orden de integración de los mismos, comprobar si todas las variables fundamentales son exógenas e identificar las relaciones de causalidad, determinar si existen quiebres estructurales en la muestra y en los casos necesarios determinar el rango de cointegración. Luego, se realiza la estimación de los parámetros del modelo y la construcción de la ecuación unidimensional bajo el procedimiento de estimación de corrección de errores. Finalmente, se estima el tipo de cambio real de equilibrio, determinando si existen períodos de desalineamiento en la muestra considerada.

4.2. Análisis de series de datos

4.2.1. Los datos

En las estimaciones se utilizan datos anuales, correspondientes al período 1993 – 2013 del tipo de cambio real multilateral, del consumo público, de los activos externos netos, de la evolución del PIB, de los términos de intercambio internacionales, y del saldo de la balanza comercial (ver Anexo 1). En la presente sección se describirán, en primer lugar, las variables y la manera en que las mismas fueron construidas, y luego se realizarán algunas consideraciones relacionadas los problemas de dimensionalidad de la muestra y a la calidad de la medición de los datos.

A) Descripción de las variables

El Índice de Tipo de Cambio Real Multilateral (ITCRM) es estimado mensualmente por el Banco Central de la República Argentina con base 2004. A fin de emplearlo en la presente tesis se estimó el promedio anual y se realizó el empalme de las series de base de 2004 a 1993.

El consumo público comprende el gasto de consumo final del gobierno y es estimado con frecuencia trimestral por la Dirección Nacional de Cuentas Nacionales (DNCN) del INDEC. En la presente se tomó el promedio anual de la relación entre los gastos de consumo del gobierno y el PBI a precios corrientes.

La posición de inversión internacional de un país corresponde a la suma de las posiciones netas (activos-pasivos) de inversión extranjera directa, inversión de portafolio, instrumentos de deuda y reservas internacionales. La confección de la posición de inversión internacional de Argentina es realizada por la Dirección Nacional de Cuentas Nacionales del INDEC de acuerdo a los criterios internacionales contenidos en la Quinta Edición del Manual de Balance de Pagos del Fondo Monetario Internacional. En este caso se tomó la posición de inversión internacional como porcentaje del PIB.

El PIB es una medida macroeconómica que expresa el valor monetario de la producción de bienes y servicios de demanda final de un país durante un período determinado de tiempo y es estimado por la Dirección Nacional de Cuentas Nacionales del INDEC.

El Índice de Términos del Intercambio surge de dividir el índice de precios de las exportaciones por el índice de precios de las importaciones y representa las variaciones en los precios relativos que enfrenta la economía en su comercio exterior. Para la estimación de precios, el INDEC utiliza los valores unitarios registrados en la estadística de comercio exterior basada en la documentación aduanera y los índices de precios de exportación de los países líderes en el comercio internacional. Los índices de precios utilizados son del tipo Paasche.

El saldo de la balanza comercial es el registro de las importaciones y exportaciones de un país durante un período y es estimado por INDEC como la diferencia entre exportaciones e importaciones. En este caso se tomó el saldo de la balanza comercial en relación al PIB a precios corrientes.

Excepto los activos externos netos y el saldo de la balanza comercial, todas las variables se encuentran en términos logarítmicos.

B) Consideraciones generales

Respecto a la muestra es necesario efectuar dos consideraciones relacionadas, en primer lugar, a la dimensión de la muestra y, en segundo lugar, a los ajustes realizados para reflejar los problemas de estimación de los índices de precios argentinos desde el año 2007, así como los recientemente identificados en el PIB y sus componentes.

La muestra se limita a 20 observaciones lo cual puede presentar un problema de dimensionalidad al trabajar con modelos econométricos lo que implica que al ir agregando variables explicativas van disminuyendo los grados de libertad. Este problema aparece debido a que, normalmente, los modelos del tipo considerado utilizan información de las cuentas nacionales o fiscales que suele encontrarse disponible en forma anual y en el caso de los países en vías de desarrollo el relevamiento de datos históricos suele ser corto.

El problema de muestras pequeñas posee varias implicancias al momento de realizar estimaciones econométricas mediante el procedimiento de mínimos cuadrados ordinarios, a saber:

- a. Las propiedades asintóticas del estimador, esto es la consistencia del estimador y la normalidad asintótica, dependen directamente del tamaño de la muestra. Asimismo los procedimientos de contraste de hipótesis se caracterizan por presentar baja potencia en un contexto de muestras pequeñas. Respecto a esta cuestión, Hinkle y Montiel (1999: 419-421) sostienen que la evidencia de Monte Carlo existente puede en algunos casos ayudar a discriminar entre elecciones alternativas de estimador, pero será necesario siempre tomar algún juicio informal sobre la robustez del tamaño de la muestra.
- b. Se supone que la distribución de probabilidad conjunta de las variables fundamentales del sistema y, por tanto, los parámetros del modelo poblacional, permanece invariante en el tiempo. Esta restricción de identificación en el análisis garantiza la estabilidad del efecto causal y la consistencia del estimador de mínimos cuadrados ordinarios. A tal efecto el supuesto descarta de por sí la posibilidad de cambios estructurales de los parámetros poblacionales.

- c. Se limita el alcance de la estimación basada en sistema. El número de parámetros desconocidos en la distribución conjunta del tipo de cambio real y de sus fundamentos crece a tasas geométricas con el número de variables fundamentales y rezagos.

Según estos autores, aunque los tamaños de muestra pequeños constituyen una limitación a la estimación por sistema, el problema de dimensionalidad puede compensarse si las variables son no estacionarias y cointegradas, condiciones que, como se demostrará más adelante, se cumplen en el caso estudiado.

La propiedad de insesgamiento del estimador de mínimos cuadrados ordinarios exige que el desalineamiento del tipo de cambio real multilateral con respecto a su nivel de equilibrio no posea asociación lineal estadística con las variables explicativas del modelo en el período t así como en el resto de los períodos $(t-j)$. Esta situación es muy poco probable debido a la presencia de *feedbacks* en la relación entre el tipo de cambio real multilateral y las variables fundamentales del sistema consideradas en el análisis.

Sin embargo, la consistencia del estimador de mínimos cuadrados exige que el desalineamiento sea un proceso débilmente dependiente e idénticamente distribuido (proceso estacionario). Este hecho puede ocurrir únicamente en dos contextos: (1) el tipo de cambio real multilateral así como las variables fundamentales del sistema sean todas estacionarias (no es este el caso) y (2) el tipo de cambio real multilateral y las variables fundamentales sean procesos cointegrados y, por consiguiente, exista una relación de equilibrio en el largo plazo entre las mismas.

Por consiguiente el análisis de cointegración exige como pre-requisito determinar el orden de integración de las series del tipo de cambio real multilateral y las variables fundamentales del sistema mediante un contraste de raíz unitaria.

La segunda consideración a realizar esta relacionada a los problemas de medición que presentan las estadísticas oficiales, especialmente los índices de precios y los componentes del PIB a partir de 2007.

Hasta comienzos de 2007 el comportamiento exhibido por el índice de precios al consumidor, estimado por INDEC, respecto de otros indicadores de precios evidenciaba una estrecha asociación, pero a partir de este momento comienza a observarse una fuerte divergencia. Es por eso que el gobierno nacional creó durante el año 2009 un Consejo Académico de Evaluación y Seguimiento (CAES) del INDEC, formado por la Universidades de Buenos Aires (UBA), Mar del Plata, Rosario, Tres de Febrero y Tucumán. Dicho Consejo propició la formulación de diversos informes técnicos donde cuestionaron la credibilidad del índice, tanto en la recolección y procesamiento de los datos base como así también respecto a la metodología empleada para la estimación de dicho indicador.

Particularmente, en un informe técnico emitido por la Universidad de Buenos Aires en julio de 2010, se realiza una comparación entre el IPC calculado por INDEC y aquel estimado por diversas provincias del país (UBA, 2010: 10-12). Según dicho informe, de acuerdo a los datos oficiales la tasa de aumento del nivel general de precios minoristas captada por el IPC mostró una disminución a partir del 2007, lo cual pone en evidencia la intervención del organismo oficial, así como los cambios en la metodología de recolección de datos y de cómputo del indicador.

Si se comparan las tasas de aumentos de precios al consumidor estimadas por INDEC con aquellas estimadas por las Provincias que, en la actualidad, se considera que poseen independencia profesional en la producción de estos indicadores, se observa que mientras que en el año 2006 existe una estrecha asociación estadística entre las mismas a partir de este año las estimaciones difieren significativamente.

A fin de verificar los efectos que estos problemas de medición del índice de precios oficial podrían ocasionar sobre la estimación del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo y sus desalineamientos, se calcularon dos versiones alternativas del modelo de estimación, la primera utilizando las variables ajustadas al índice de precio calculado oficialmente por INDEC y la segunda utilizando un índice de precio al que se denominara en adelante “construido”, que toma como base los índices de precios producidos por las Provincias de San Luis y San Juan (ver Anexo 1).

Dada la forma en que fueron construidas las variables tomadas como referencia en el presente modelo, únicamente el Índice de Tipo de Cambio Real Multilateral debe ser ajustado para reflejar el desfasaje entre el IPC oficial y construido²⁵.

Posteriormente a la realización de las estimaciones empíricas en la presente tesis, surgieron dos cuestiones adicionales a considerar.

En primer lugar INDEC publicó una estimación del PIB a valores constantes de 2004. Sin embargo, como no se encuentran publicadas las series empalmadas para el período 1993-2013 se optó por mantener las estimaciones iniciales de los desalineamientos del tipo de cambio real respecto a su valor de equilibrio empleando las series de datos del PIB a valores constantes de 1993.

En segundo lugar, recientemente organizaciones como el Fondo Monetario Internacional, el Congreso Nacional, Fundación Mediterránea, CIPPEC y Ecolatina han manifestado dudas sobre la calidad de la estimación del PIB y de sus componentes, surgiendo incentivos para producir estimadores no oficiales del PIB en orden de analizar el verdadero perfil de crecimiento, la productividad y la competitividad de Argentina.

A comienzos del corriente año Coremberg (2014) realizó una estimación del PIB a precios constantes de 1993, para el período 1993-2012, basado en los datos del proyecto ARKLEMS. Para ello el autor utilizó las mismas series de datos y metodologías empleadas por el INDEC durante los 25 años anteriores a la intervención en 2007, encontrando resultados muy similares a los oficiales durante el período 1993-2006 y una brecha positiva entre la serie oficial y la serie ARKLEMS desde 2007 hasta 2012, último período estimado.

Según Coremberg la divergencia entre sus resultados y las cifras oficiales se deben a que el INDEC dejó de aplicar la metodología tradicional en casi todos los sectores económicos que conforman el PIB, identificándose una intervención

²⁵ Se toma la serie de tiempo del Índice de Tipo de Cambio Real Multilateral y se lo multiplica por el IPC construido y divide por el IPC oficial.

discrecional sobre los resultados de los sectores financieros, comercio, servicios, fabricación y producción de bienes, con el objetivo de mostrar un crecimiento mayor.

Esto tiene implicancias analíticas no triviales, debido a que si se emplean los datos oficiales el crecimiento del PIB es mayor durante el período 2003-2012 que durante el anterior ciclo de crecimiento positivo, 1990-1998, significando, en ese caso, que Argentina lidera el desempeño del PIB en la región, mientras que si se emplean las estimaciones no oficiales del PIB esta relación no se cumple y el desempeño del PIB es similar en ambos ciclos positivos.

La serie publicada por Coremberg refleja el comportamiento del PIB a precios constantes de 1993, pero no hace referencia a sus valores corrientes ni se efectúan ajustes sobre las series de consumo público, exportaciones e importaciones. Por este motivo, si bien se analizarán los impactos que estas divergencias en los datos oficiales podrían tener sobre el modelo, no se efectuará un ajuste del mismo.

4.2.2. Determinación del orden de integración

En el proceso de modelización de BEER primero deben analizarse las características de las series de tiempo de cada una de las variables incluidas en la forma funcional, las cuales deben ser clasificadas en series estacionarias y no estacionarias²⁶ verificando que las series no estacionarias sean integradas de primer orden.

Por lo general las series de tiempo macroeconómicas son procesos no estacionarios debido a la presencia de componentes permanentes (tendencia) y cambios estructurales. Esto plantea un problema al momento de estimar modelos, ya que la mayoría de las técnicas estándares de econometría, como Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y Mínimos Cuadrados Dinámicos (MCD), han sido desarrolladas para series de tiempo estacionarias lo que genera diversos problemas, como por ejemplo resultados espurios cuando se utilizan procesos no estacionarios. La literatura sugiere remover los componentes permanentes de las series macroeconómicas mediante el

²⁶ Un proceso estocástico es estacionario en sentido débil si su media, varianza y covarianza son constantes, es decir, no dependen del tiempo. Gráficamente se trata de series que tienden a volver a su media y cruzarla repetidamente. Aquellas series que no cumplen estas condiciones se denominan series no estacionarias.

operador diferencia finita como solución al problema de la regresión espuria. Sin embargo, trabajar con series diferenciadas en procesos cointegrados elimina información relevante de largo plazo. En general, se dice que una serie es integrada de orden d , $I(d)$, cuando es necesario diferenciarla d veces para que se convierta en estacionaria.

Para verificar si una serie temporal es estacionaria pueden utilizarse alternativamente diversos *test*, que en la literatura se conocen como test de raíces unitarias. En esta investigación se aplicaron los test Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y de Phillips-Perron (PP).

Tabla 1. Test de raíces unitarias. Variables en niveles

Variable	ADF		PP		
	Valor crítico Z(t)	valor-p	Valor crítico Z(rho)	Valor crítico Z(t)	valor-p
log (q)	-0.886	0.1936	-1.552	-0.773	0.8269
log (ga)	0.082	0.5321	-1.260	-0.387	0.9122
f	-0,6250	0,2700	-1,7490	-0,8280	0,8107
log (pib)	2,2740	0,9819	1,9560	1,8020	0,9984
log (ti)	0.105	0.5413	0.231	0.176	0.9709
bc	-1.909	0.0362	-6.317	-1.932	0.3174

La Tabla 1 muestra los resultados de los test de raíces unitarias para todas las variables. Un valor- p^{27} muy pequeño ($<0,05$) indica que se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria. En el caso de la muestra considerada, los p-valores de todas las variables en nivel son mayores que 0,05 por lo que existe evidencia para rechazar la hipótesis nula, es decir las series son no estacionarias. En el caso de la variable saldo de la balanza comercial el test Dickey-Fuller Aumentado (ADF) es apenas menor a 0,05 pero bajo el test de Phillips-Perron (PP) es considerablemente mayor por lo que dicha variable se considera no estacionaria al igual que las demás.

²⁷ Probabilidad de obtener un resultado al menos tan extremo como el que realmente se ha obtenido (valor del estadístico calculado), suponiendo que la hipótesis nula es cierta. Es fundamental tener en cuenta que el valor- p está basado en la asunción de la hipótesis de partida (o hipótesis nula). Se rechaza la hipótesis nula si el valor- p asociado al resultado observado es igual o menor que el nivel de significación establecido, convencionalmente 0,05 ó 0,01. Es decir, el valor- p nos muestra la probabilidad de haber obtenido el resultado que hemos obtenido si suponemos que la hipótesis nula es cierta. Si el valor- p es inferior al nivel de significación nos indica que lo más probable es que la hipótesis de partida sea falsa.

Para determinar el orden de integración de las series no estacionarias se aplicaron los test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y de Phillips-Perron (PP) a sus primeras diferencias (Tabla 2), encontrando que las mismas son estacionarias (valor-p menor que 0,05). Con lo cual se concluye que las variables de la muestra son todas integradas de primer orden, I(1).

Tabla 2. Test de raíces unitarias. Primeras diferencias

Variable	ADF		PP		
	Valor crítico Z(t)	valor-p	Valor crítico Z(rho)	Valor crítico Z(t)	valor-p
log (q)	-5.180	0.0000	-22.786	-5.206	0.0000
log (ga)	-2.988	0.0041	-13.385	-2.995	0.0354
f	-3.2830	0,0023	-14.1800	-3.2720	0,0162
Logpib	-2.1990	0.0215	-7.5190	-2.1060	0.2421
log (ti)	-3.599	0.0011	-16.244	-3.536	0.0071
bc	-4.198	0.0003	-18.326	-4.195	0.0007

Nota: El número de observaciones es 30, las variables se encuentran definidas en el Anexo 1, la documentación de las pruebas de raíces unitarias se encuentra en el Anexo 2.

4.2.3. Análisis de endogeneidad

Continuando con el análisis conjunto de la distribución, la inferencia estadística eficiente relacionada a los parámetros de interés requiere que las variables fundamentales, que condicionan el comportamiento del tipo de cambio, sean débilmente exógenas²⁸ (Engle, Hendry y Richard, 1983; citados en Hinkle y Montiel, 1999: 419-421). Si falla el supuesto de exogeneidad débil se limita el alcance para una inferencia condicional completa pero sigue existiendo la posibilidad de producir inferencias validas en el contexto de ecuaciones unidimensionales.

A fin de comprobar el cumplimiento de la condición de exogeneidad débil es necesario probar que no existe endogeneidad. Para ello es posible realizar la estimación del modelo a través de el método propuesto por Stock y Watson (1993), Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (DOLS)²⁹, para luego realizar un contraste de

²⁸ La exogeneidad débil se cumple cuando los parámetros de interés pueden ser directamente recuperados de la distribución del tipo de cambio real condicionado a sus variables fundamentales.

²⁹ La elección de este último procedimiento, como alternativa al Método de Corrección de Errores, puede ser justificada a partir de los resultados de un estudio de Monte Carlo que aporta evidencia de que los estimadores calculados a través de DOLS son preferibles para muestras pequeñas a otros estimadores

comparación entre el estimador de mínimos cuadrados ordinarios que se deriva del modelo de corrección de errores propuesto por Engle y Granger (1987) y el estimador de mínimos cuadrados dinámicos. Si el resultado del contraste de hipótesis no rechaza la hipótesis nula de ausencia de diferencias sistemáticas entre ambos estimadores, entonces se concluye que el problema de la endogeneidad es irrelevante desde el punto de vista estadístico.

Dado que los coeficientes estimados del modelo obtenidos a través del método de mínimos cuadrados dinámicos (DOLS) no difieren significativamente de los coeficientes estimados del modelo de corrección de errores mediante mínimos cuadrados ordinarios, entonces puede considerarse que no existen problemas de endogeneidad para el período considerado (Wooldridge, 2008) y, por consiguiente, ambos estimadores arrojan resultados consistentes para la estimación del tipo de cambio real multilateral de equilibrio así como su desalineamiento. Siendo ambos procedimientos de estimación apropiados, se expondrán únicamente los parámetros obtenidos bajo el modelo de corrección de errores a fin de no complejizar excesivamente la lectura del presente documento.

Además del requerimiento de exogeneidad débil, es necesario tener en cuenta que la estimación de los valores sostenibles o de largo plazo de las variables fundamentales en base a la información disponible en el período t , requiere el supuesto implícito de inexistencia de *feedback* desde el tipo de cambio real hacia las variables fundamentales. Para ello debe cumplirse la condición de exogeneidad fuerte, que combina exogeneidad débil con inexistencia de causalidad de Granger desde el tipo de cambio real hacia las variables fundamentales³⁰.

alternativos debido a que toma en cuenta posibles efectos de retroalimentación en los regresores del modelo, (endogeneidad) y enfrenta problemas de dimensionalidad a través de la inclusión de valores adelantados y rezagados de los cambios en las variables no estacionarias

³⁰ Para efectuar el testeo de causalidad en el sentido de Granger se parte de la relación entre dos series de tiempo, por ejemplo y y x y de la siguiente manera:

$$y_t = \delta_0 + \alpha_1 y_{(t-1)} + \gamma_1 x_{(t-1)} + \alpha_2 y_{(t-2)} + \gamma_2 x_{(t-2)} + \dots$$

$$x_t = \zeta_0 + \beta_1 y_{(t-1)} + \eta_1 x_{(t-1)} + \beta_2 y_{(t-2)} + \eta_2 x_{(t-2)} + \dots$$

Estas ecuaciones permiten testear si, luego de controlar con el pasado de y , el pasado de x ayuda a estimar y_t . Generalmente se dice que x causa a y en el sentido de Granger si: $E(y_t | I_t - 1) \neq E(y_t | J_t - 1)$. Donde $I_t - 1$ contiene información de y y x , y $J_t - 1$ contiene información sólo del pasado de y . Cuando se cumple que el pasado de x es útil, sumado al pasado de y , para predecir y_t es posible decir que x causa en el sentido de Granger a y .

Realizando las pruebas correspondientes, se comprueba que no existe causalidad de Granger, a partir de lo cual, puede sostenerse que se cumple la condición de exogeneidad fuerte en la muestra considerada.

4.2.4. Análisis de quiebres estructurales

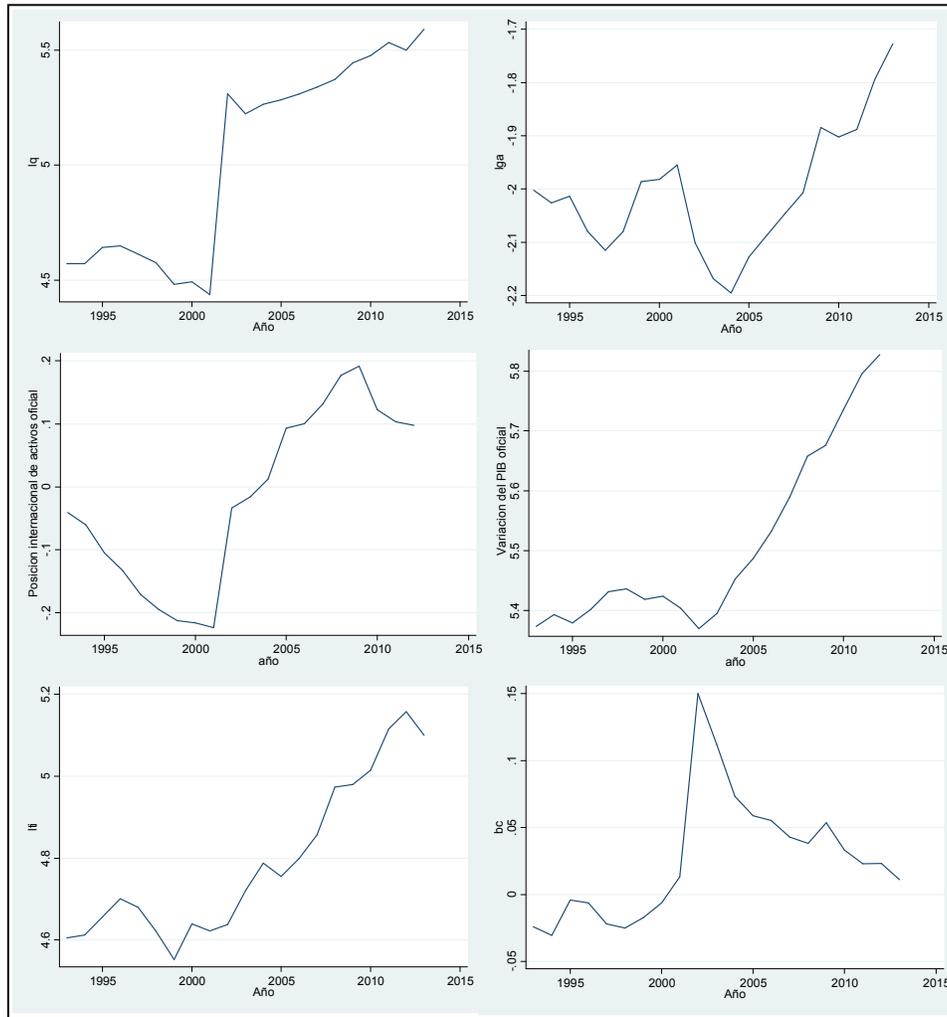
Los controles de cambio estructural se producen cuando se tiene cierta información acerca de una variación estructural que ocurrió en algún momento durante el período muestral y lo que se pretende es contrastar si esa variación fue suficientemente importante como para generar cambios en los coeficientes estimados del modelo. Como ya se mencionó, cuando se trabaja con muestras pequeñas surge un problema de dimensionalidad que obliga al investigador a asumir que los parámetros son constantes sobre la muestra. En estos casos, si existen cambios estructurales, se pueden producir inferencias incorrectas sobre las propiedades de estacionariedad de los datos y sobre el valor de los parámetros (Hinkle y Montiel, 1999: 419-421).

A fin de comprobar si existen quiebres estructurales que puedan hacer que los parámetros estimados varían o no significativamente al aumentar el tamaño de la muestra en el tiempo³¹ se realizó un análisis gráfico.

A partir de la Figura 3, que muestra la evolución de las series de tiempo de las variables involucradas en la presente investigación, es posible identificar que las variables consideradas en niveles presentan un quiebre en el año 2002. Debido al tamaño reducido de la muestra no es posible parametrizar este cambio estructural, aunque el mismo se ve reducido al trabajar con series en primera diferencia (Wooldridge, 2008: 620-625), cuya evolución puede ser observada en la Figura 4.

³¹ La estabilidad estructural se produce cuando los parámetros estimados del modelo no varían demasiado al aumentar la muestra.

Figura 3. Análisis gráfico de las series de tiempo en nivel. Período 1993-2013



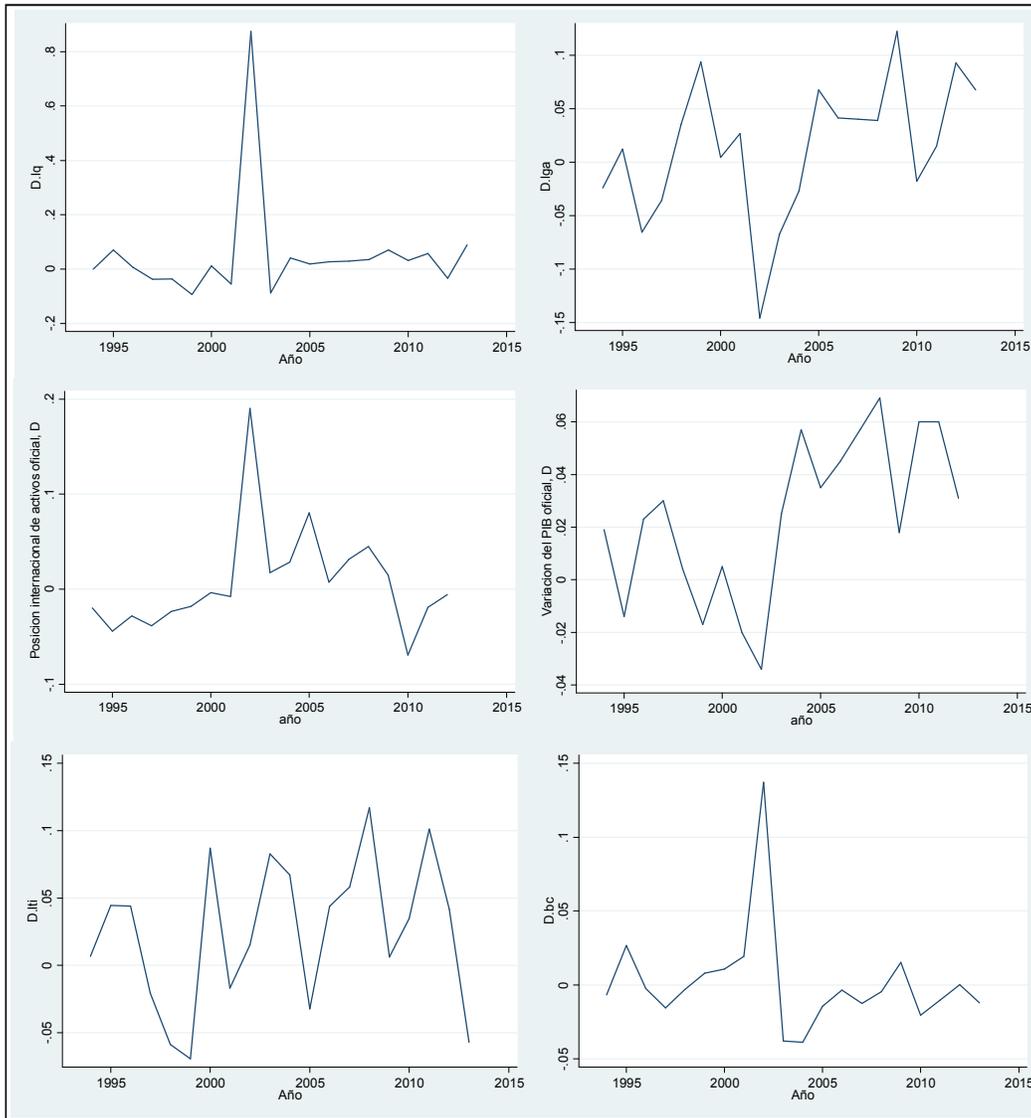
Nota:

Primera fila de gráficos (de izq a der): lq1, lga.

Segunda fila de gráficos (de izq a der): fl, lpiib

Tercera fila de gráficos (de izq a der): lti, lbc.

Figura 4. Análisis gráfico de las series de tiempo en nivel. Período 1993-2013



Nota:

Primera fila de gráficos (de izq a der): lq1, lga.

Segunda fila de gráficos (de izq a der): fl, lpib

Tercera fila de gráficos (de izq a der): lti, lbc.

4.1.1. Determinación del rango de cointegración

Habiendo determinado que todas las variables que conforman la muestra son no estacionarias, si se verifica que un conjunto de variables integradas (del mismo orden) están cointegradas³² se asegura que existe una relación no espuria entre las mismas y que además éstas se encuentran en equilibrio en el sentido estadístico. Por lo tanto el análisis de cointegración permite detectar si existe la posibilidad de obtener estimaciones correctas, libres de resultados espurios, de los parámetros que definen las relaciones entre dos o más series.

En el marco de la investigación, se detectó que todas las variables son procesos integrados de primer orden, es decir, $I(1)$; se efectuó la regresión y luego se aplicó el test de raíz unitaria Dickey-Fuller sobre el error de dicha regresión, determinando que el error estimado es un proceso estacionario y, por tanto, las series se encuentran cointegradas.

Este resultado es importante, ya que la presencia de cointegración implica la existencia de una relación estable de largo plazo entre las variables que puede ser estimada por un modelo mediante MCO. En este punto es importante destacar que las variables activos netos internacionales y evolución del PIB no resultaron estadísticamente significativas en el modelo por lo cual se excluyeron del mismo.

³² Formalmente dos series estacionarias x_t e y_t se encuentran cointegradas si es posible realizar una combinación lineal de las mismas, tal como $x_t - \beta y_t$ tal que se produce una nueva serie z_t que es estacionaria (Engle y Granger, 1987). El vector de cointegración $(1, -\beta)$ que produce una serie estacionaria puede o no existir, así que dos series pueden o no estar cointegradas. Engle y Granger (1987) establecieron que existe cointegración si los residuos de la ecuación MCO, $\hat{\mu}_t$, contienen una raíz unitaria. Si a y b son los parámetros estimados de los verdaderos valores de α y β en la ecuación de regresión: $y_t = \alpha + \beta x_t + \mu_t$. Luego, $\hat{\mu}_t = y_t - a - bx_t$. Cuando se realiza el test de cointegración entre x_t e y_t la hipótesis nula es H_0 es que $\phi = 1$ para $\mu_t = \phi \mu_{t-1}$. Si el residuo es estacionario entonces las dos variables están cointegradas.

Tabla 3. Análisis de cointegración

Source	SS	df	MS			
Model	3.53169795	3	1.17723265	Number of obs =	21	
Residual	.192062476	17	.011297793	F(3, 17) =	104.20	
Total	3.72376042	20	.186188021	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.9484	
				Adj R-squared =	0.9393	
				Root MSE =	.10629	
lq	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lga	-.405336	.3157969	-1.28	0.217	-1.071609	.2609372
lti	1.877742	.191512	9.80	0.000	1.473687	2.281797
bc	4.029558	.6209594	6.49	0.000	2.719448	5.339667
_cons	-4.881414	1.445484	-3.38	0.004	-7.931119	-1.83171
. predict e if e(sample), resid						
. dfuller e, nocons						
Dickey-Fuller test for unit root				Number of obs = 20		
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller	5% Critical Value	10% Critical Value	
z(t)	-3.530	-2.660		-1.950	-1.600	

4.3. Modelo de corrección de errores

Ante la presencia de cointegración se puede aplicar el Teorema de Representación de Granger que muestra que si un conjunto de variables están cointegradas de orden (1,1) entonces pueden ser representadas por un Modelo de Corrección de Errores (MCE)³³. El modelo de corrección de errores permite representar las fluctuaciones de corto plazo del tipo de cambio real multilateral como función de las fluctuaciones de corto plazo de las variables fundamentales y como función de la relación de equilibrio existente en el largo plazo entre las variables.

La Tabla 4 resume los resultados del MCE que permiten construir una ecuación explicativa del comportamiento del tipo de cambio real en el largo plazo.

³³ Dicho modelo fue desarrollado por Engle y Granger en 1987 y refinado por Johansen (1988).

Tabla 4. Modelo de Corrección de Errores (MCE)

Source	SS	df	MS			
Model	3.46137061	7	.494481516	Number of obs = 20		
Residual	.039442261	12	.003286855	F(7, 12) = 150.44		
Total	3.50081287	19	.184253309	Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.9887		
				Adj R-squared = 0.9822		
				Root MSE = .05733		
lq	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
eg1	1.193958	.2325628	5.13	0.000	.6872475	1.700669
lgag1	-.8374591	.2480193	-3.38	0.006	-1.377847	-.2970715
ltig1	2.441013	.1695464	14.40	0.000	2.071603	2.810423
bcg1	4.593843	.4721255	9.73	0.000	3.56517	5.622516
diflga	-1.529002	.379502	-4.03	0.002	-2.355866	-.7021386
diflti	-.3455228	.3943159	-0.88	0.398	-1.204663	.5136177
difbc	5.310146	.4861401	10.92	0.000	4.250937	6.369354
_cons	-8.386936	1.231328	-6.81	0.000	-11.06977	-5.704103

A partir de la Tablas 4 es posible analizar la bondad de ajuste del modelo, si los parámetros que representan el impacto de las variables independientes poseen los signos predichos por la teoría económica, si individualmente son estadísticamente significativos para estimar el comportamiento del tipo de cambio real y si en conjunto el modelo es estadísticamente significativo para estimar dicho comportamiento.

Como se mencionó en secciones anteriores al estar trabajando con variables expresadas en logaritmo los parámetros representan las elasticidades³⁴ del tipo de cambio real ante cambios en las variables fundamentales. En la Tabla 5 la primera columna muestra los parámetros obtenidos a través del Método de Corrección de Errores, la segunda los signos de dichos parámetros y la tercera el signo que la teoría predice, es decir, el impacto que según la teoría económica tiene cada variable sobre el comportamiento del tipo de cambio (ver Capítulo 2).

³⁴Esto es la variación porcentual de corto plazo del tipo de cambio real de equilibrio como consecuencia de un cambio porcentual del predictor.

Tabla 5. Parámetros por MCP. Signos y consistencia con teoría económica

Variable	Parámetros	Signo Parámetros	Signo Teoría (5)
<i>lga</i> (-1)	-0,8374591	-	+/-
<i>lti</i> (-1)	2,441013	+	+/-
<i>Bc</i> (-1)	4,593843	+	-/?
<i>diflga</i>	-1,529002	-	+/-
<i>Diflti</i>	-0,3455228	-	+/-
<i>diflbc</i>	5,310146	+	+/?

Los parámetros *lga* y *diflga* representan la elasticidad del tipo de cambio real ante cambios en el consumo público. Ambos parámetros son negativos, implicando que prevalece un efecto sustitución. El efecto sustitución se produce cuando, ante un mayor nivel de consumo por parte del sector público, se expande la demanda de bienes del sector no transable generando un incremento en sus precios, lo cual a su vez genera una apreciación del tipo de cambio real.

Los parámetros *lti* y *diflti* representan la elasticidad del tipo de cambio real ante cambios en los términos de intercambio y son positivos. En la teoría mayores términos de intercambio generan dos efectos de signo contrario sobre el tipo de cambio real. El primero es un efecto sustitución generado por la variación en los precios relativos de los bienes transables (importables y exportables) y no transables y el segundo es un efecto riqueza, que se produce en la medida que un *shock* en los términos de intercambio es percibido como permanente. Normalmente es de esperar que este parámetro posea signo negativo, pero Gaba y De Cristo (2010) explican que en el caso argentino el incremento de los términos del intercambio no produjo la baja del tipo de cambio real de equilibrio como sucede normalmente debido a la presencia de filtraciones, siendo la principal de ellas la salida de capitales del sector privado, que actuaron en la dirección contraria presionando al alza del tipo de cambio.

El parámetro *lbc*, que representa la elasticidad del tipo de cambio real ante cambios del saldo de la balanza comercial, es positivo y significativo estadísticamente. Lanteri (2002) señala que este signo, contrario a lo esperado, puede estar relacionado a la posición de deuda externa. Es decir, el saldo comercial se iguala a la transferencia

neta de recursos hacia el exterior, ya que el balance comercial se comporta como una variable exógena (hay pago neto de los intereses de la deuda). El autor señala que, podría pensarse que una economía que presente un elevado nivel de deuda externa necesitaría alcanzar excedentes comerciales (en el largo plazo) para afrontar las obligaciones con el resto del mundo y, por tanto, requeriría un tipo de cambio real más alto. Estas observaciones están en línea con lo expresado por Gaba y De Cristo (2010).

En relación al nivel de significación de las variables individuales para estimar el tipo de cambio real los contrastes realizados con un nivel de confianza de 5% indican que las variables fundamentales consumo público, términos de intercambio y saldo de la balanza comercial son estadísticamente significativas para estimar el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo.

Una vez analizada la relevancia individual de las variables explicativas, es posible contrastar la significación conjunta del modelo. Utilizando el estadístico p-valor, expuesto en la Tabla 4, es posible determinar que ambos modelos en conjunto son estadísticamente significativos.

4.4. Estimación del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo y desalineamiento fundamental

La estimación del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo puede ser llevada a cabo introduciendo los valores sostenibles de las variables fundamentales en el modelo estimado en la sección anterior. Cuando las variables son estacionarias es posible suponer que su valor sostenible o de largo plazo es equivalente a su valor promedio. Por el contrario, cuando las variables fundamentales no son estacionarias existirán movimientos transitorios y permanentes, con lo cual utilizar el valor de la media como valor sostenible puede no ser correcto, siendo usual en estos casos emplear medias móviles centradas.

En el marco de la presente investigación se llevó a cabo la estimación del tipo de cambio real de equilibrio utilizando como *proxy* de los valores sostenibles de las variables fundamentales sus promedios móviles. A partir del tipo de cambio real de equilibrio estimado se calculó el desalineamiento del tipo de cambio real, tal como fue

definido en el Capítulo 2, como la brecha entre el tipo de cambio real observado y el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo.

La Tabla 6 muestra los resultados obtenidos durante el período 1993 – 2013, la columna 1 da cuenta del logaritmo del tipo de cambio real observado, la columna 2 muestra el logaritmo del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo y la columna 3 muestra el desalineamiento del tipo de cambio real. Como las estimaciones se realizan sobre variables expresadas en términos logarítmicos, el desalineamiento puede ser interpretado como el porcentaje de desvío entre el tipo de cambio real observado y su valor de equilibrio.

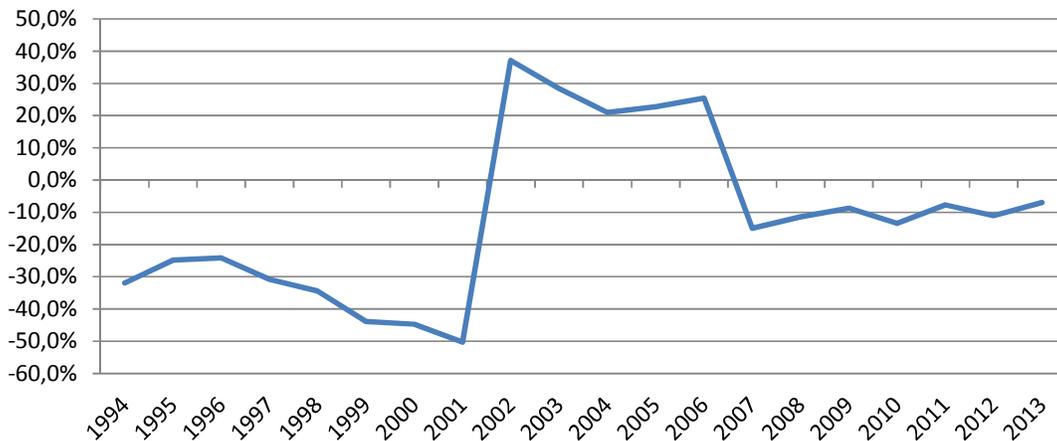
Tabla 6. Desalineamientos del tipo de cambio real observado respecto al tipo de cambio real de equilibrio

Año	Tipo de cambio real observado	Tipo de Cambio Real de Equilibrio de Largo Plazo	Desalineamiento
1994	4,57	4,89	-31,9%
1995	4,64	4,89	-24,9%
1996	4,65	4,89	-24,1%
1997	4,61	4,92	-30,8%
1998	4,58	4,92	-34,4%
1999	4,48	4,92	-43,9%
2000	4,49	4,94	-44,7%
2001	4,44	4,94	-50,3%
2002	5,31	4,94	37,1%
2003	5,22	4,94	28,4%
2004	5,26	5,06	20,9%
2005	5,28	5,06	22,8%
2006	5,31	5,06	25,4%
2007	5,34	5,49	-14,9%
2008	5,37	5,49	-11,4%
2009	5,40	5,49	-8,7%
2010	5,48	5,61	-13,4%
2011	5,53	5,61	-7,7%
2012	5,50	5,61	-11,0%
2013	5,54	5,61	-7,0%

El signo del desalineamiento del tipo de cambio real permite observar si el tipo de cambio observado es mayor que el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo (signo positivo), en cuyo caso el mismo se encuentra sobrevaluado (subvaluación de la moneda nacional), o si es menor encontrándose subvaluado o atrasado (sobreevaluación de la moneda nacional) (signo netativo). A partir del año 2007 se observa una tendencia a la reducción del “atraso cambiario” y un movimiento cíclico en la serie de desalineamiento cuya causa y significados no se pudieron identificar. Claramente difiere tanto del comportamiento durante los noventa y en la primera parte de los 2000. Una hipótesis que no pudo ser explorada en esta investigación es que tal comportamiento esté asociado de alguna manera a los problemas de medición de las series de datos empleadas en su estimación y que se mencionan en secciones anteriores.

La Figura 5 muestra los desalineamientos del tipo de cambio real observado respecto su valor de equilibrio de largo plazo.

Figura 5. Desalineamientos del tipo de cambio real. ITCM oficial



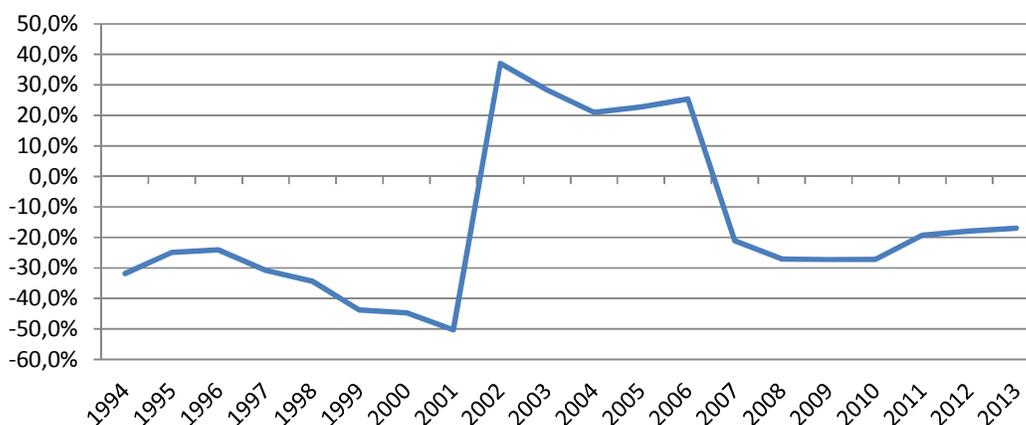
Fuente. Elaboración propia.

Cabe señalar que los resultados hallados en este estudio para el período 1993-2006 son coincidentes con aquellos provenientes en otras investigaciones para el mismo período. Durante la década del 90, caracterizada por la vigencia del Régimen de Convertibilidad, se evidencia un desalineamiento negativo pronunciado, con promedios de -49,79%. Tras la caída de la convertibilidad, en el año 2001, se produce un fuerte desalineamiento positivo en el año 2002 ocasionado por el incremento del tipo de

cambio nominal posterior a la salida de la Convertibilidad. Esta sobrevaluación del tipo de cambio observado respecto de su valor de equilibrio se mantiene hasta el año 2006, año a partir del cual comienza a disminuir. Desde 2007 en adelante se produce una subvaluación del tipo de cambio real observado respecto al equilibrio, que comienza a disminuir hacia fines del año 2013, la cual podría originarse en la política de mini depreciaciones del tipo de cambio nominal realizadas por el Banco Central de la República Argentina en el marco de su régimen de administración del tipo de cambio y en las antes señaladas cuestiones de medición de algunas de las variables utilizadas en la estimación.

A partir del modelo estimado se realizaron ajustes sobre el Índice de Tipo de Cambio Real Multilateral para reflejar los problemas de medición del índice de precios al consumidor oficial, descriptos en secciones anteriores. Como consecuencia de ello, la apreciación observada durante el período 2006-2013 se intensifica, tal como puede observarse en la Figura 6.

Figura 6. Desalineamientos del tipo de cambio real. ITCRM construido



Fuente. Elaboración propia.

En este contexto cabe señalar que, como se mencionó en la sección de análisis de datos, en el modelo alternativo no se tuvieron en cuenta la nueva serie de PIB a precios constantes de 2004 publicada recientemente por INDEC para el período 2004-2013, ni las estimaciones del PIB a precios constantes de 1993 realizadas por Coremberg. Si se comprobasen las suposiciones relacionadas a una sobreestimación del PIB por parte de INDEC las variables del presente modelo consumo público y saldo de

la balanza comercial, ambas en relación al PIB se modificarían y podrían generar un impacto en el modelo³⁵. Si en el futuro se produce una revisión oficial de las series de tiempo aplicadas al presente modelo es previsible que los resultados encontrados puedan sufrir variaciones.

En resumen, los resultados hasta el año 2006 se condicen con aquellos obtenidos por otros autores como Lanteri (2002), Garegnami y Escudé (2005) y Bastourre, Carrera y Ibarlucia (2007). La estimación correspondiente al periodo 2007-2013 es inédita, toda vez que no se identificaron referencias en estudios específicos realizados para Argentina y, aun cuando se observó un comportamiento relativamente anómalo en las series y deberá ser explorado cuando exista nueva información estadística, constituye un aporte en este campo.

5. EFECTO DE LOS DESALINEAMIENTOS CAMBIARIOS SOBRE EL RIESGO Y LOS FLUJOS DE CAPITALES

Al indagar sobre la presencia de desalineamientos del tipo de cambio real en Argentina durante el período 1993 – 2013 se identificó la presencia de períodos sostenidos de atrasos cambiarios (desalineamientos cambiarios negativos), a partir de lo cual surge el interés de determinar qué consecuencias o efectos se producen sobre el nivel de riesgo que tienen que enfrentar los inversores en carteras y sobre el movimiento internacional de capitales.

Uno de los canales a través del cual los desalineamientos del tipo de cambio real pueden influir en el riesgo, y por ende sobre el movimiento de capitales, es generado por el rol que tienen sobre la formación de expectativas del tipo de cambio real futuro y los diferenciales de tasas de interés entre países.

³⁵ Dado el tamaño de la muestra y al tratarse de pocas observaciones es posible que los parámetros del modelo no se modifiquen significativamente aunque si lo podrían hacer los valores de largo plazo de las variables fundamentales. En cuanto a los efectos de los cambios de los valores fundamentales sobre la estimación de desalineamientos es esperable que dado que el consumo público en relación al PIB aumentaría y como en el modelo el parámetro que acompaña a esta variable es negativo, este incremento produciría una apreciación del tipo de cambio, ampliando el desalineamiento negativo observado. Por su parte el saldo de la balanza comercial en términos del PIB aumentaría también y dado el parámetro de signo positivo el tipo de cambio real se depreciaría, disminuyendo el desalineamiento. El efecto neto dependerá de la magnitud de ambos cambios.

Existen diferentes tipos de flujos de capitales y los mismos ocurren cuando los agentes, domésticos o extranjeros, compran activos domésticos con activos extranjeros. Los flujos de capitales pueden ser clasificados en tres categorías: inversiones directas extranjeras, inversiones de portafolios e inversiones en otros flujos de capitales que incluyen instrumentos no transables y que por sus características particulares algunos tipos de flujos de capitales son más riesgosos que otros (Rummel, 2010).

La teoría y la evidencia empírica de la integración de mercados de capitales internacionales encuentran que la misma conlleva grandes beneficios acompañados por problemas y vulnerabilidades.

Los países que reciben los flujos de capitales se benefician por la posibilidad de aprovechar el ahorro externo, disminuir el costo del capital para los tomadores de préstamos, suavizar el consumo intertemporalmente, incrementar el desarrollo de los mercados e instituciones financieras y facilitar la transferencia de tecnología, mientras que los países de donde provienen los fondos advierten una mejora en las tasas de retorno disponibles para los ahorristas y la diversificación de portafolios.

En contraste, el incremento de los flujos internacionales genera un conjunto de problemas para los países relacionados a los riesgos que involucran la presencia de mayor volatilidad y la posibilidad de fenómenos de *sudden stops* entendidos como situaciones de cese de ingreso de capitales a un país (Frankel et.al., 2006). Sumado a esto el ingreso masivo de capitales limita la efectividad de los instrumentos de política doméstica disminuyendo sus capacidades para enfrentar crisis macroeconómicas y financieras y morigerar los efectos de la mayor volatilidad (Rummel, 2010).

Las entradas de capital al país se producen cuando los inversores perciben que la tasa doméstica de retorno (ajustada por riesgo) en dicho país se ha elevado por encima de la tasa internacional de retorno, así como constituyen también una señal de cambios en la percepción de las condiciones económicas domésticas en relación a las del exterior (Rummel, 2010).

De acuerdo a lo enunciado, el inversor decide sus elecciones de cartera en base a los diferenciales de tasa de interés proporcionados por activos de distintos países, siendo

posible analizar esta situación desde el punto de vista de la teoría de paridad de tasas de interés real (Krugman y Obstfeld, 2006, pp. 428-429).

Según Grandes et al. (2010) el diferencial total de tasas de interés es una variable crucial para las economías debido a que cuanto menor es el nivel de desarrollo de un país, mayor es este diferencial y, por lo tanto, el costo del capital. Los autores señalan que diferenciales más bajos se traducen, a menudo, en menores costos de endeudamiento para los sectores público y privado. En estos términos, el diferencial de tasas de interés real actúa como tasa de rentabilidad y costo del capital expresada en términos reales.

Analíticamente el diferencial total entre las tasas de interés locales e internacionales puede descomponerse en una prima cambiaria, un *spread* por riesgo de crédito y una prima de jurisdicción. Cuando el prestatario es el gobierno al *spread* por riesgo de crédito suele llamárselo soberano. En estos casos la suma del *spread* soberano y la prima de jurisdicción suele recibir el nombre de prima riesgo país.

A fin de relacionar los desalineamientos del tipo de cambio real con el riesgo que los inversores perciben es necesario derivar los determinantes empíricos de la prima cambiaria. Para ello siguiendo a Schumukler y Servén (2002) y a Grandes et al. (2010) se parte de la condición de paridad descubierta de tasas de interés ajustada con una prima de riesgo variable en el tiempo y se supone que la paridad del poder adquisitivo relativa, tal como fue definida en capítulos anteriores, se mantiene a largo plazo, mientras que en el corto plazo existen desviaciones respecto a la misma.

La condición paridad descubierta de tasas de interés establece que, dada una situación de equilibrio y existiendo inversores neutrales al riesgo, el diferencial de tasas de interés entre dos activos idénticos excepto por su moneda de denominación debería ser igual a la variación esperada de la moneda doméstica, es decir:

$$i_{t,k} - i_{t,k}^* = \Delta S_{t,k}^e \quad (24)$$

Donde $i_{t,k} = \ln(1+R_{t,k})$, donde $R_{t,k}$ denota el rendimiento anualizado en el período t y con vencimiento k de un bono denominado en moneda doméstica emitido por un deudor determinado en el país doméstico, $i_{t,k}^* = \ln(1+R_{t,k}^*)$, donde $R_{t,k}^*$ denota el rendimiento anualizado en el período t y con vencimiento k de un bono denominado en moneda extranjera emitido por el mismo deudor en el país doméstico, y $\Delta S_{t,k}^e = \frac{1}{k} \ln \left[\frac{E_t(S_{t+k})}{S_t} \right]$ es la variación esperada en el tipo de cambio nominal.

Schumukler y Servén (2002) sostienen que según la evidencia empírica, la condición paridad descubierta de tasas de interés no se cumple en la práctica. Según estos autores uno de los motivos por el que puede no cumplirse esta paridad es la existencia de una prima de riesgo. Bajo este supuesto si los inversores son adversos al riesgo exigirán una compensación por el riesgo de variaciones del tipo de cambio de tal manera que la tenencia de activos denominados en moneda doméstica y de activos denominados en moneda extranjera, expuestos a los riesgos de depreciación, les resulte indiferente.

Esta compensación, denominada prima de riesgo cambiaria ($\rho_{t,k}$) puede ser incorporada a la condición paridad descubierta de tasas de interés de la siguiente manera:

$$fd_{t,k} = (\pi_{t,k}^e - \pi_{t,k}^{*e}) + \rho_{t,k} \quad (25)$$

Sumado a esto, es necesario suponer que los inversores forman sus expectativas sobre las variaciones del tipo de cambio nominal permitiendo variaciones del tipo de cambio real en el corto y mediano plano de tal forma que:

$$\Delta S_{t,k}^e = (\pi_{t,k}^e - \pi_{t,k}^{*e}) + \Delta q_{t,k}^e \quad (26)$$

Donde $\pi_{t,k}^e$ es la tasa de inflación esperada en el país de origen, $\pi_{t,k}^{*e}$ es la tasa de inflación esperada en el país extranjero, $\Delta q_{t,k}^e$ es la desviación esperada del tipo de cambio real dentro del horizonte de inversión k .

Finalmente la prima cambiaria se obtiene sustituyendo 27 en 25:

$$fd_{t,k} = (\pi_{t,k}^e - \pi_{t,k}^{*e}) + \Delta q_{t,k}^e + \rho_{t,k} + \varepsilon_t \quad (27)$$

Luego la prima cambiaria depende de la diferencia en la inflación esperada entre el país de origen y el país extranjero, la tasa esperada de variación del tipo de cambio real y la prima de riesgo cambiaria.

Ahora bien, la variación esperada del tipo de cambio real puede ser aproximada a través de una medida del desalineamiento del tipo de cambio real respecto a su valor de equilibrio (Schumukler y Servén, 2002). Ante la presencia de un atraso cambiario, (desalineamiento negativo del tipo de cambio real observado respecto a su valor de equilibrio), la prima de riesgo aumenta, y por lo tanto también lo hace el diferencial de tasas de interés, mientras que si se produce el caso contrario la prima cambiaria disminuye generando una disminución en los diferenciales de tasas de interés y por lo tanto en el costo del capital.

A fin de verificar si esta relación negativa se cumple se plantea un ejercicio de simulación en el cual se estima la prima cambiaria existente entre dos pares de títulos públicos emitidos por el gobierno argentino, cuya única diferencia es su moneda de emisión, y se las compara con el desalineamiento cambiario obtenido en el capítulo anterior.

El primer ejemplo toma los títulos Par denominados en dólares estadounidenses (regidos por la ley argentina) y Par denominados en pesos. El segundo ejemplo toma los títulos Discount denominados en dólares estadounidenses (regidos por la ley argentina) y Discount en pesos. La tabla 7 presenta las características de estos títulos cuya única diferencia es su moneda de emisión.

Tabla 7. Datos de emisión de los Títulos Públicos

Perfil	Ejemplo 1		Ejemplo 2	
	PARA Par US\$	PARP Par \$	DICA	DICP
Denominación	Títulos Par en dólares estadounidenses (ley argentina).	Títulos Par denominados en Pesos	Títulos <i>Discount</i> en dólares estadounidenses (la ley argentina)	Títulos <i>Discount</i> en Pesos Regidos por Ley Argentina
Emisor	Gobierno Nacional	Gobierno Nacional	Gobierno Nacional	Gobierno Nacional
Fecha de emisión	31/12/2003	31/12/2003	31/12/2003	31/12/2003
Fecha de vencimiento	31/12/2038	31/12/2038	31/12/2033	31/12/2033
Monto nominal vigente	1.246.001.727	5.248.821.269	1.107.721.324	15.012.454.378
Moneda de emisión	Dólares	Pesos	Dólares	Pesos
Primer servicio de interés	21/12/2003	31/12/2003	02/01/2006	02/01/2006
Intereses corridos	31/03/2006	31/03/2006	31/12/2003	31/12/2003
Notas	TIR Nominal -u\$s	TIR con aj. CER		TIR con ajuste CER

Fuente. Elaboración propia en base a información de Merval (2014)

Suponiendo el cumplimiento de paridad de tasas de interés descubierta, es posible estimar las primas cambiarias de ambos pares de títulos públicos a partir de la ecuación 24, como la diferencia entre sus rendimientos anualizados³⁶ (Tabla 8).

Tabla 8. Estimación prima cambiaria bajo el cumplimiento de la paridad de tasas de interés descubierta. Período 2006 – 2013

Año	Rendimientos anualizados (bid yield)				Prima cambiaria entre DICA y DICP	Prima cambiaria entre PARA y PARP	Desalineamiento cambiario
	DICA	DICP	PARA	PARP			
2006	9,2%	6,3%	8,7%	5,8%	-2,9%	-2,9%	25,4%
2007	9,4%	6,9%	9,1%	6,4%	-2,5%	-2,7%	-14,9%
2008	15,0%	11,8%	12,5%	10,7%	-3,2%	-1,8%	-11,4%
2009	18,5%	15,6%	14,9%	13,7%	-2,9%	-1,2%	-8,7%
2010	11,3%	10,8%	10,8%	9,4%	-0,5%	-1,3%	-13,4%
2011	10,6%	10,1%	10,1%	8,8%	-0,5%	-1,3%	-7,7%
2012	10,2%	14,3%	10,2%	12,4%	4,1%	2,2%	-11,0%
2013	6,6%	13,5%	7,0%	10,8%	6,9%	3,8%	-7,0%

Fuente. Elaboración propia en base a información de Reuters (2014).

³⁶ El rendimiento de una inversión es el ingreso anual considerando los intereses ganados y las ganancias o pérdidas de capital. El rendimiento corriente relaciona el cupón pagado por el bono y su precio de mercado.

Para determinar si efectivamente existe una relación lineal negativa entre el desalineamiento cambiario y la prima cambiaria entre los títulos públicos DICA y DICP, se realizó la estimación del coeficiente de correlación de Pearson³⁷ obteniendo un valor de -0.1963. De la misma manera, se estimó el coeficiente de correlación de Pearson para determinar si existe una relación lineal negativa entre el desalineamiento cambiario y la prima cambiaria existente entre los títulos públicos PARA y PARP obteniendo un valor de -0,2630. En ambos casos el coeficiente de correlación es negativo pero muy cercano a cero y gráficamente es posible observar que esta generado por una observación *outlier* correspondiente al año 2006. Por lo cual en ambos ejemplos, para el período de tiempo considerado, no se observó una relación significativa entre el desalineamiento del tipo de cambio real a largo plazo y la prima cambiaria.

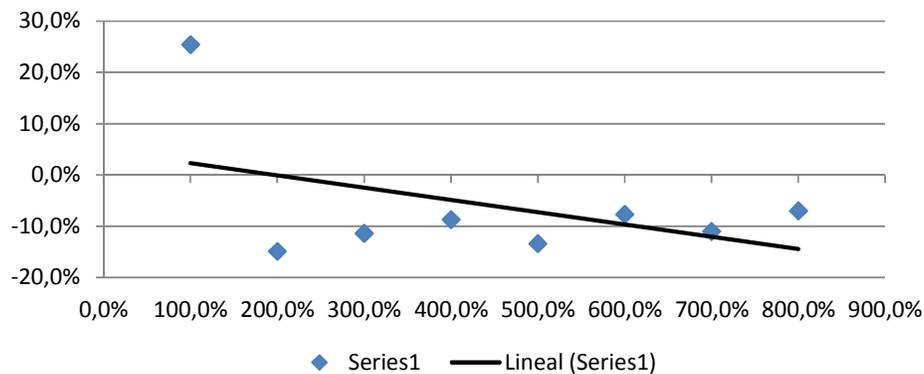
Tabla 9. Análisis de correlación entre la prima cambiaria y el desalineamiento cambiario.

	PrimaDICAyDICP
Correlación de Pearson (r) DICA-DICP	-0,1963
Correlación de Pearson (r). Títulos PARA-PARP	-0.2630

Nota. Estimado a partir de 8 observaciones.

Fuente. Elaboración propia.

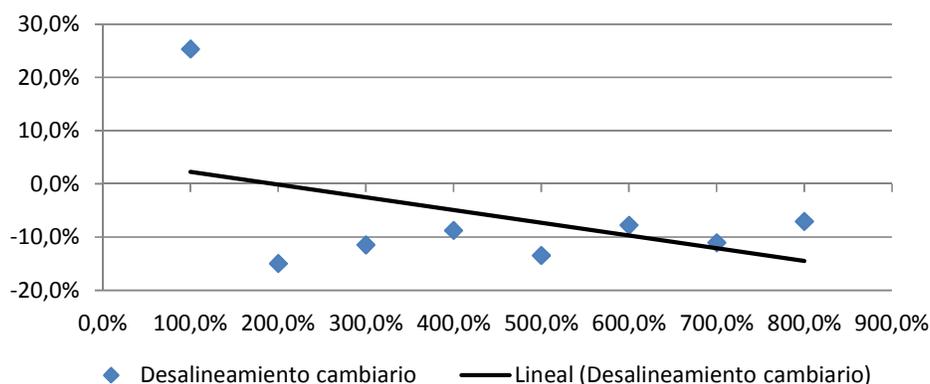
Figura 7. Diagrama de dispersión entre la prima cambiaria y el desalineamiento cambiario. Títulos públicos DICA y DICP



Fuente. Elaboración propia.

³⁷ Si $r = 1$, existe una correlación positiva perfecta y el índice indica una dependencia total entre las dos variables denominada relación directa: cuando una de ellas aumenta, la otra también lo hace en proporción constante. Si $0 < r < 1$, existe una correlación positiva. Si $r = 0$, no existe relación lineal. Si $-1 < r < 0$, existe una correlación negativa. Si $r = -1$, existe una correlación negativa perfecta y el índice indica una dependencia total entre las dos variables llamada relación inversa: cuando una de ellas aumenta, la otra disminuye en proporción constante.

Figura 8. Diagrama de dispersión entre la prima cambiaria y el desalineamiento cambiario. Títulos públicos PARA y PARP



Fuente. Elaboración propia.

Si bien la determinación de los factores que explican la falta de correlación negativa entre las primas cambiarias, de los títulos tomados como ejemplo, y el desalineamiento del tipo de cambio real, escapa al alcance de la presente tesis, se plantea como objeto de estudio para futuras investigaciones que los mismos pueden estar relacionados, entre otras cosas, al efecto de los diferenciales de inflación y a la presencia de imperfecciones del mercado.

Al comienzo de la presente sección se argumentó que en caso de existir paridad de tasas de interés descubierta, la prima cambiaria es igual a la variación del tipo de cambio nominal, que depende del comportamiento del diferencial de tasas de inflación y de las variaciones del tipo de cambio real. Dado que estas variables generan impactos opuestos sobre el tipo nominal, es posible que el efecto producido por mayores diferenciales de tasas de inflación morigere aquel impulsado por mayores desalineamientos cambiarios.

Este argumento es el empleado por Grandes et al. (2010) para explicar los resultados obtenidos en el cálculo de la prima cambiaria sudafricana. Los autores realizaron un análisis econométrico de los determinantes de las primas cambiarias a un mes y a un año utilizando datos mensuales del período 1997-2008, y encontraron que las primas se ven impulsadas por (i) movimientos de largo plazo en el diferencial de inflación esperada del IPC entre Sudáfrica y Estados Unidos, (ii) la aversión al riesgo

variable en el tiempo, nuestra proxy para el precio del riesgo cambiario del rand, y (iii) la volatilidad implícita derivada de las opciones cambiarias randdólar de EE.UU. para la cual emplearon como proxy el desalineamiento del tipo de cambio real.

Asimismo, encontraron que dentro del modelo la variable desalineamiento cambiario arrojaba resultados mixtos en términos de su impacto y significatividad estadística en ambas primas cambiarias. Específicamente, no encontraron un efecto a largo plazo con significatividad estadística del desalineamiento del tipo de cambio real en la prima cambiaria a 1 año, mientras que sí lo hicieron para el caso de la prima cambiaria a un mes. Los autores señalan que la falta de significatividad del desalineamiento del tipo de cambio real en la ecuación de la prima cambiaria a 1 año puede ser resultado de una correlación lineal alta entre la variable del diferencial de inflación y del desalineamiento cambiario.

Al argumento anterior ya sugerido por Grandes et al. (2010), hay que sumarle la posibilidad de que existan imperfecciones de mercado que ocasionen que los inversores no sean neutrales al riesgo, a partir de lo cual al efecto causado por la inflación, habría que sumarle una prima de aversión al riesgo tal como se expone en la ecuación 27, hecho que podría tener incidencia sobre los efectos del desalineamientos sobre la prima cambiaria.

Finalmente, es necesario remarcar dos factores no triviales. Primero, la estimación realizada adolece de una limitación generada por la escasa cantidad de observaciones disponibles para los títulos públicos considerados. Segundo, la calidad de la información estadística disponible necesaria para las estimaciones también podría estar afectando de alguna manera los resultados.

A partir de los hallazgos realizados en el presente capítulo se concluye que, si bien para los casos estudiados el impacto del desalineamiento cambiario sobre las primas cambiarias es marginal, desde el punto de vista conceptual los desalineamientos cambiarios tienen un impacto sobre las primas cambiarias y el riesgo que enfrentan los inversores y, por lo tanto, resulta de interés para futuras investigaciones extender estos resultados a otros activos.

6. REFLEXIONES FINALES

En la presente investigación se llevó a cabo la estimación del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo para Argentina durante el período 1993-2013 a fin de determinar la existencia de desalineamientos cambiarios, y relacionar a estos últimos con el riesgo que enfrentan los inversores en bonos soberano.

La estimación del tipo de cambio real de equilibrio constituye un reto empírico debido a que se trata de una variable no observable cuyo comportamiento depende de los fundamentos económicos que lo determinan. La importancia de su estimación radica en los efectos reales y financieros que se producen ante cambios en el tipo de cambio real que influyen sobre las decisiones de los participantes de los mercados de activos, y constituye una variable relevante en la asignación de recursos entre sectores transables y no transables de una economía.

En este trabajo el tipo de cambio real fue estimado utilizando un modelo BEER, el cual permite determinar el tipo de cambio real de equilibrio a través de la relación existente entre el tipo de cambio real y un conjunto de variables fundamentales macroeconómicas que determinan su comportamiento en el largo plazo, siendo esta relación la base subyacente a la noción del modelo. Del análisis efectuado en el presente estudio se desprende que existen algunas variables fundamentales que explican la dinámica del tipo de cambio real en Argentina, en particular el gasto público, los términos de intercambio y el saldo de la balanza comercial.

A partir de la estimación del tipo de cambio real de equilibrio, se estimaron los desalineamientos cambiarios para el período 1993-2013, como la diferencia entre el tipo de cambio real observado y su nivel de equilibrio. Los resultados hallados son coherentes con aquellos provenientes en otras investigaciones. La década del noventa, que coincide con la instauración del Régimen de Convertibilidad, estuvo caracterizada por un considerable “atraso cambiario” (tipo de cambio real observado menor al de equilibrio). Tras la crisis del año 2001, con la salida de la Convertibilidad, se produce una sobre-reacción del tipo de cambio real que se ubica muy por encima de su nivel de equilibrio, el cual comienza a disminuir paulatinamente hasta el año 2006. A partir de

entonces se registra, nuevamente, un período de atraso cambiario cuya magnitud difiere dependiendo de los datos estadísticos empleados para su estimación.

Al respecto, dados los problemas de estimación de las estadísticas oficiales empleadas en la construcción del modelo, y en caso que los mismos sean revisados, es posible que en el futuro deban realizarse ajustes que podrían tener impacto sobre las estimaciones de desalineamientos obtenidas.

A partir de la estimación de los desalineamientos cambiarios, y teniendo en cuenta el rol que estos tendrían sobre la formación de expectativas del tipo de cambio real futuro y los diferenciales de tasas de interés entre países, se realizó un análisis de los efectos que pueden producirse sobre el nivel de riesgo que enfrentar los inversores en carteras de activos.

Dicho análisis estuvo centrado en la especificación teórica de los componentes de la prima cambiaria a fin de determinar la relación existente entre esta última y los desalineamientos cambiarios. Se argumentó que un atraso cambiario genera una mayor prima cambiaria y, por lo tanto, un incremento en el diferencial de tasas de interés. En términos empíricos, entonces, debiera observarse una relación negativa entre ambas variables.

A fin de verificar si esta relación efectivamente se cumple se realizó un ejercicio en el cual se tomaron dos pares de títulos públicos emitidos por el gobierno argentino cuya única diferencia es su moneda de emisión; se estimó una prima cambiaria bajo el supuesto de cumplimiento de la paridad de poder adquisitivo descubierto, y se comparó estos resultados con aquellos encontrados en el Capítulo 4. Luego, a través de la estimación de coeficientes de correlación se encontró que para los casos considerados, y contrariamente a lo esperado, no existe una relación negativa significativa entre la prima cambiaria y los desalineamientos cambiarios. Este resultado, sin embargo, es coincidente con estudios realizados para otros países.

A partir de lo anterior se concluye que, a fin de comprender más acabadamente la relación entre desalineamiento cambiario y diferencial de tasas de interés, es recomendable que en próximas investigaciones se extienda el análisis a otros activos

financieros, emplear series estadísticas más largas, e indagar sobre el rol de otras variables en el comportamiento del diferencial de la tasa de interés y de la prima cambiaria, entre otras tareas.

Cabe destacar, finalmente, que la investigación realizada en el marco de la presente tesis logró verificar la hipótesis inicial, y generó dos aportes a los estudios empíricos existentes hasta el momento para la Argentina. Primero, la extensión de la serie de desalineamientos para el período 2006-2013 y, segundo, un análisis exploratorio del vínculo entre los desalineamientos cambiarios y los diferenciales de tasas de interés a través de las primas cambiarias, tema sobre el cual no se identificaron estudios previos en Argentina.

BIBLIOGRAFÍA

- Abuaf, N., & Jorion, P. (1990). Purchasing power parity in the long run. *Journal of Finance* , Volv 45, 157-174.
- Ades. (1996). GSDEEMER and STMPIs: New Tools for Forecasting Exchange Rates in Emerging. *Economic Research, Goldman Sachs* .
- Ahlers, T., & Hinkle, L. (1999). Estimating the equilibrium RER empirically: operational approaches . En L. Hinkle, & P. Montiel, *Exchange rate misalignment. Concepts and measurement for developing countries* (págs. 405-464). New York: Oxford University Press.
- Anchuelo, Á. (1993). Series integradas y cointegradas: una introducción. *Revista de Economía Aplicada Volumen I* , 151 a 164.
- Anderson, J. (2006). *The complete RMB Handbook*. Hong Kong: UBS.
- Anoruo, E., Braha, H., & Ahmad, Y. (2002). Purchasing Power Parity: Evidence from Developing Countries. *Int'l Advances in Economic* , 85-96.
- Argentina, B. C. (2005). *Índice de Tipo de Cambio Real Multilateral: resumen ejecutivo*.
- Bafes, John; Elebadawi Ibrahim; O'Connell Stephen. (1997). *Single Equation of the Equilibrium Real Exchange Rate*. The World Bank.
- Baffes, J., Ibrahim, E. I., & O'Connell, S. (1999). Single-equation estimation of the equilibrium real exchange rate . En L. Hinkle, & P. Montiel, *Exchange rate misalignment. Concepts and measurement for developing countries* (págs. 405-464). New York: Oxford University Press.
- Bahmani-Oskooee, M. (1995). Real and Nominal Effective Exchange Rates for 22 LDCs: 1971:1-1990:4. *Applied Economics* , Vol. 27 , 591-604.
- Balassa, B. (1964). *The purchasing power parity doctrine: a reappraisal*. Yale University.
- Bastourre, D., Carrera, J., & Ibarlucía, J. (2007). *Enfoques alternativos para el tipo de cambio real de equilibrio en Argentina*. Buenos Aires, Argentina: Banco Central de la República Argentina.
- Bayoumi, T. (1994). The robustness of equilibrium exchange rate calculations to alternative assumptions and methodologies. En J. Williamson, *Estimating equilibrium exchange rates*. Washington: Institute for International Economics.
- Bello, O., & Heresi, R. (2010). *El tipo de cambio real de equilibrio: un estudio para 17 países de América Latina*. comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Bezchinsky, G., & Vazquez, C. (2009). *Recursos naturales, desarrollo y desigualdad en Argentina. Balance y desafíos para el nuevo siglo*. San Martín: centro de

- Investigaciones sobre el Desarrollo Económico de América del Sur. Universidad Nacional de San Martín.
- Broner, F., Loayza, N., & Lopez, J. (1997). Misalignment and Fundamentals: Equilibrium exchange. *The World Bank* .
- Bussière, M., Ca' Zorzi, M., Chudík, A., & Alistair, D. (2010). *Methodological advances in the assessment of equilibrium exchange rates*. Working Paper series European Central Bank.
- Calvo, Reinhart, & Végh. (1995). Targeting the Real Exchange Rate: Theory and. *Journal of Development Economics, Vol. 47* , 97-133.
- Camacho, A., Ligia, C., & Allan, R. (1999). *Centroamérica: balance macroeconómico y estado actual de los sistemas financieros*. Centro Latinoamericano de Competitividad y Desarrollo Sostenible del INCAE.
- Campbell, J., & Clarida, R. (1987). The dollar and real interest rates. *Carnegie-Rochester Conference* , (págs. 103-139).
- Capello, M., & Figueras, A. (2007). Enfermedad Holandesa en las jurisdicciones subnacionales: una explicación del estancamiento. *Cultura Económica N° 69* , 15-24.
- Caputo, R., & Nuñez, M. (2008). *Tipo de cambio real en Chile: Enfoques Alternativos*. Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile.
- Carrera, E. (2007). *Tipo de cambio real de equilibrio como variable no observable*. Banco Central de la República Argentina.
- Carrera, J., & Restout, R. (2007). *Determinantes de largo plazo del tipo de cambio real en América Latina*. . Buenos Aires: Banco Central de la República Argentina.
- Cerda Norabuena, R., Donoso Barros, A., & Lema Navarro, A. (2000). *Tipo de cambio real en Chile: fundamentos y desalineamientos*. Santiago de Chile: Centro de Investigación en Economía y Finanzas y Universidad Andrés Bello.
- Chin, M. (2005). *A primer on real effective exchange rates: determinants, overvaluation, trades flows, and competitive devaluation*. National Bureau of Economic Research .
- Chortareas, G., & Driver, R. (2001). *PPP and the real exchange rate–real interest rate differential puzzle revisited: evidence from non-stationary panel data*. Bank of England.
- Chowdhury, A., & Sdogati, F. (1993). Purchasing power parity in the major EMS countries: The role of price and exchange rate adjustment. *Journal of Macroeconomics* , Vol 15, 25-45.
- Clark, P., & MacDonald, R. (1998). *Exchange rates and economic fundamentals: a methodological comparison of BEERs and FEERs*. International Monetary Found.

- Cline, W. (2007). *Estimating Reference Exchange Rates*. Washington: Paper presented to a workshop on policy to reduce global imbalances, sponsored by Bruegel, the Korea Institute for Economic Policy, and Peterson Institute for International Economics.
- Cline, W. (2005). *The United States as a Debtor Nation*. Institute for International Economics and Center for Global Development.
- Cline, W., & Williamson, J. (2011). *Estimates of Fundamental Equilibrium Exchange Rates*. Washington: Peterson Institute for International Economics.
- Cline, W., & Williamson, J. (2012). *Updated Estimates of Fundamental Equilibrium Exchange Rates*. Peterson Institute for International Economics.
- Coes, D. (1995). *Macroeconomic Crises, Policies, and Growth in Brazil, 1964-1990*. Washington: The World Bank .
- Connolly, M., & Devereux, J. (1992). Commercial policy, the terms of trade and real exchange rates. *Oxford Economic Paper* , 507-512.
- Corden, W., & Neary, P. (1982). *Booming sector and deindustrialization in small open economy*. Luxemburg: International Institute for Applied System Analysis.
- Coremberg, A. (2014). *Measuring Argentina's GDP Growth. Myths and facts*. World Economics.
- Cottani, Cavallo, & Khan. (1990). Real Exchange Rate Behavior and Economic. *Economic Development and Cultural Change, Vol. 39* , 61-76.
- Coudert, V., & Couharde, C. (2005). Real Equilibrium Exchange Rates in China. *CEPII Working Paper 2005-01*. Paris: Centre D'Etudes Prospectives et D'Informations Internationales.
- De Gregorio, J. (2007). *Macroeconomía. Teoría y Políticas*. Mexico DC: Pearson Educación.
- Devereux, J., & Connolly, M. (1996). Commercial policy, the terms of trade and the real exchange rate revisited. *Journal of Development Economics* , Vol 50, 81-99.
- Dornbusch, R. (1980). *Exchange Rate Economics: where do we stand?* Massachusetts Institute of Technology.
- Dornbusch, R. (1985). *Purchasing Power Parity*. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Dornbusch, R., & Fischer, S. (1991). *Macroeconomía*. McGraw- Hill.
- DPEyC, D. P.-2. (2013). *Índice de Precios al Consumidor San Luis*. San Luis.
- Driver, R., & Westaway, P. (2004). *Concepts of equilibrium exchange rates*. Londres: Bank of England.
- Dunaway, S., Leigh, L., & Li, X. (2006). *How Robust are Estimates of Equilibrium Real Exchange Rates: The Case of China*. International Monetary Fund Working Paper .
- Ebrahim-Zadeh, C. (2003). El síndrome Holandés: demasiada riqueza malgastada. *Finanzas & Desarrollo* , 50-51.

- Edison, H. (1987). Purchasing power parity in the long run: a test of the dollar/pound exchange. *Journal of money, credit and banking* , Vol 19, 376-387.
- Edward, S. (1989). Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in. *Journal of Development Economics MIT* .
- Edwards, S. (1995). Exchange rates, inflation and disinflation: Latin American experiences. *Cambridge University Press* .
- Edwards, S., & Savastano, M. (1998). Exchange rates in emergin economies: what do we know? What do we need to now? *Economy Policy Reform*. Universidad de Stanford.
- Eichengreen, B. (2009). *Que hacer con las crisis financieras*. Mexico: Fondo de Cultura Económica.
- Elbadawi, I. (1994). Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates. En J. Williamson, *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Washington, D.C: Institute for International.
- Elbadawi, I., & Soto, R. (1997). Real Exchange Rates and Macroeconomic. *Journal-of-African-*, 74-120.
- Engel, C., & Matsumoto, A. (2009). *The International Diversification Puzzle When Goods Prices Are Sticky: It's Really About Exchange-Rate Hedging, Not Equity Portfolios*. International Monetary Fund Working Paper .
- Fagan, G., Henry, J., & Mestre, R. (2001). *An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area*. European Central Bank Working Paper No. 42.
- Ferreira, J., & Salas, J. (2006). *Tipo de cambio real de equilibrio en el Perú: modelos BEER y construcción de bandas de confianza*. Banco Central de la Reserva del Perú.
- Frankel, J. A. (2010). *The natural resource course: a Survey*. Estados Unidos: NBER Working paper No 15.836.
- Frankel, J. (1984). Tests of Monetary and Portfolio Balance Models of Exchange Rate Determination. En J. Bilson, & R. Marston, *Exchange Rate Theory and Practice* (págs. 239 - 260). Chicago.
- Frankel, J., & Rose, A. (1995). *Empirical Research on Nominal Exchange Rates, Handbook of International Economics, Vol. III*. North Holland: Grossman y Rogoff.
- Frankel, J., Smit, B., Sturzenegger, & Federico. (2006). *South Africa: Macroeconomic Challenges after a Decade of Success*. Center for International Developmentat Harvard University.
- Frenkel, J. (1976). A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and. *Scandinavian Journal of Economics* , 200-224.
- Frenkel, J. (1991). The collapse of purchasing power parities during the 1970's. En G. Macnil, & R. Gordon, *International volatility and Economic Growth* (págs. 217-237). Chicago.

- Frenkel, R. (1978). *Purchasing Power Parity. Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920's*.
- Frenkel, R., & Rapetti, M. (2007). *Política Cambiaria y Monetaria después del Colapso de la Convertibilidad*. Buenos Aires: Banco Central de la República Argentina.
- Fritz, M. (1974). *Semantica Económica*. Siglo veintiuno editores SA.
- Froot, K., & Rogoff, K. (1994). *Perspectives on the PPP and long run real exchange rate*. National Bureau of Economic Research .
- Gaba, E. (2010). *Teoría y práctica sobre el tipo de cambio de equilibrio*. Buenos Aires: Notas de cátedra Universidad de Buenos Aires.
- Gaba, E. (2010). *Teoría y práctica sobre el tipo de cambio de equilibrio*. Buenos Aires: Notas de cátedra, Economía Monetaria y Financiera, UBA.
- Gaba, E. (2009). *Teoría y práctica sobre tasa de interes de equilibrio*. Buenos Aires: Notas de cátedra, Economía Monetaria y Financiera, UBA.
- Gaba, E., & De Cristo, F. (2011). *¿Argentina puede contagiarse de la enfermedad holandesa?* Universidad de Buenos Aires.
- Gan, W. B. (1994). Characterizing Real Exchange Rate Behaviour of Selected East Asian Economies. *Journal of Economic Development* , Vol. 19, 2: 67-92.
- García Fernández- Muro, C., & Olivé Aldasoro, I. (1999). *Modelos Teóricos de crisis de tipo de cambio y su aplicación a las crisis de Asia Oriental*. Madrid: Universidad Complutense de Madrid.
- Garegnani, M., & Escudé, G. (2007). *An estimation of the equilibrium multilateral real exchange rate of Argentina: 1975-2005*. Buenos Aires: Banco Central de la República Argentina.
- Gay, A., & Pellegrini, S. (2003). *The Equilibrium Real Exchange Rate of Argentina*. Puebla: Universidad de las Americas.
- Ghei, N., & Kamin, S. (1999). The use of the parallel market rate as a guide to setting the official exchange rate. En L. Hinkle, & P. Montiel, *Exchange Rate Misalignment: Concepts and measurement for developing countries* (págs. 497-537). Oxford University Press.
- Ghura, & Grennes. (1993). The Real Exchange Rate and Macroeconomic Performance in. *Journal of Development Economics*, Vol. 42 , 155-174.
- Glen, J. (1992). Real exchange rates in the short, medium, and long run. *Journal of International Economics* , Vol 33, 147-166.
- Goldstein, M. (2004). Adjusting China's Exchange Rate Policies. *International Monetary Fund Seminar on the Foreign Exchange System, Dalian, China*.
- Gomez Mora, C., & Torres Gutierrez, C. (2008). *Tipo de cambio real de equilibrio para Costa Rica: enfoques BEER y DEER. Período 1991-2007*. Banco Central de Costa Rica.

- Grandes, M., & Reisen, H. (2005). Regímenes cambiarios y desempeño macroeconómico en Argentina, Brasil y México. *Revista de la CEPAL* , 7-28.
- Grandes, M., Peter, M., & Pinaud, N. (2010). *Valuación de la prima cambiaria bajo de cambio flexible: el caso de Sudáfrica*. Buenos Aires: Banco Central de la República Argentina.
- Graña, J., & Kennedy, D. (2008). *Salario real, costo laboral y productividad. Argentina 1947-2006. Análisis de la información y metodología de estimación* . Córdoba: Facultad de Ciencias Económicas UNC y Centro de Estudios sobre Población, Empleo y Desarrollo.
- Groen, J., & Lombardelli, C. (2004). *Real exchange rates and the relative prices of non-traded and traded goods: an empirical analysis*. Bank of England.
- Gugliermi Ferreyra, J., & Herrada Vargas, R. (2001). *Tipo de cambio real y sus fundamentos: estimación del desalineamiento*. Lima: Banco Central de la Reserva del Perú.
- Halpern, L., & Wyplosz, C. (1997). Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies. *IMF Staff Papers, Vol 44* .
- Herrera Rendón Neber, M. T. (2003). *La volatilidad del tipo de cambio real y sus determinantes fundamentales. Un aspecto teórico partiendo de la experiencia estructural de la economía mexicana de 1939 a 1996*. Suiza: Faculté des Sciences Économique et Sociales de l'Université de Fribourg .
- Hinkle, L. E., & Montiel, P. J. (1999). *Exchange rate misalignment: Concept and measurement for developing countries* . World Bank Publications.
- Hooper, P., JohnsonKar, K., & Marquez, J. (1998). *Trade elasticities for G-7 countries*. Federal Reserve System series International Finance Discussion Papers 609.
- Humala, A. (2006). *Expectativas de depreciación y diferencial de tasas de interés: ¿Hay regímenes cambiantes? El caso de Perú*. Lima: Banco Central de la Reserva del Perú.
- Ivanova, N. (2007). *Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate in Russia: Trade-Balance Approach*. Paris: Centre for Economic and Financial Research at New Economic School.
- Jeffrey, F. (1992). Measuring International Capital Movility: a review. *American Economic Review Papers and Proceedings* , 197-202.
- Jeong, S.-E., & Mazier, J. (2003). Exchange Rate Regimenes and Equilibrium Exchange tRates in East Asia. *Revue économique* , Vol 54, 1161-82.
- Johnson. (1990). Cointegration, error correction, and purchasing power parity between Canada and United States. *Canadian Journald of Economics* , Vol 23, 839-855.
- Keppler, J. H., Bourbonnais, R., & Girod, J. (2007). *The Econometrics of Energy Systems*. Palgrave Macmillan.

- Klein, M., & Shambaugh, J. (2010). *Exchange rate regimes in the modern era*. Massachusetts Institute of Technology.
- Kosacoff, B., & Campanario, S. (2006). *La revalorización de las materias primas y sus efectos en América Latina*. Buenos Aires: CEPAL.
- Kramer, C. (1996). The real effective value of the US Dollar, the fiscal deficit, and long-run balance of payments equilibrium: an empirical note. *International Monetary Fund* .
- Krugman, P. (1978). Purchasing Power Parity and Exchange Rates. *Journal of International Economics* .
- Krugman, P., & Obstfeld, M. (2006). *Economía Internacional. Teoría y práctica*. Madrid: Pearson Addison Wesley.
- Kumhof, M. (2009). *International Currency Portfolios*. International Monetary Fund Working Paper .
- Kuwayama, M., & Duran Lima, J. (2003). *La calidad de la inserción internacional de América Latina y el caribe en el comercio mundial*. Santiago de Chile: CEPAL.
- Lanteri, L. (2002). Estimación del tipo de cambio real multilateral de equilibrio para la Argentina mediante modelos uniecuacionales. *Revista del Departamento de Economía. Pontificia Universidad Católica del Perú* , 149-172.
- León-Astete, J., & Oliva, C. (1992). Componente No-Estacionario y la Paridad del Poder de Compra en 12 Países Latinoamericanos. *Cuadernos de Economía* , Vol. 29, No. 88 481-504.
- Lothian, J., & Taylor, M. (1994). Real exchange rate behavior: The recent float from the perspective of the past two centuries. *International Monetary Fund, Journal of Political Economy* .
- MacDonald, R. (1995). Asset market and balance of payments characteristics: an eclectic exchange rate model for the Dollar, Mark and Yen. *IMF Working paper* .
- Machlup, F. (1974). *Semántica Económica*. México.
- Massot, J. M. (2013). *La Economía Argentina 2003-2012. Cronología de una sociedad conflictiva*. Buenos Aires: EDICON.
- McNown, R., & Wallace, M. (1989). National price levels, purchasing power parity and cointegration: a test of four high inflation economies. *Journal of International Money and Finance* , Vol. 8, 533-54.
- MERVAL, M. d. (2014). <http://www.merval.sba.com.ar/Vistas/Cotizaciones/TitulosPublicos.aspx>. Obtenido de Mercado de Valores de Buenos Aires: <http://www.merval.sba.com.ar/Vistas/Cotizaciones/TitulosPublicos.aspx>
- Mishkin, F. (1999). Global Financial Instability: Framework, Events, Issues. *Journal of Economic Perspectives—Volume 13, Number 4* , 3-20.

- Montiel. (1997). Exchange Rate Policy and Macroeconomic Management in ASEAN. En Hicklin, *Macroeconomic Issues Facing ASEAN Countries*. Washington.
- Montiel, P. (1999). Determinants of the equilibrium real exchange rate . En L. Hinkle, & P. Montiel, *Exchange rate misalignment. Concepts and measurement for developing countries* (págs. 219-289). New York: Oxford University Press.
- Montiel, P. (1997). *Exchange Rate Policy and Macroeconomic Management in ASEAN Countries*. Washington: Fondo Monetario Internacional.
- Mora, C., & Torres Gutiérrez, C. (2005). *Nuevas estimaciones del tipo de cambio real de equilibrio para Costa Rica*. Departamento de Investigaciones Económicas. Banco Central de Costa Rica.
- Mora, C., & Torres, G. C. (2008). *Tipo de cambio real de equilibrio para Costa Rica: enfoques BEER y DEER*. Departamento de Investigaciones Económicas. Banco Central de Costa Rica.
- Nurkse, R. (1945). *Essay in International finance*. Filadelfia.
- Obstfeld, M. (2002). *International Macroeconomics: Beyond the Mundell-Fleming Model*. International Monetary Fund Staff Papers.
- Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1994). Exchange Rate Dynamics Redux. *Working Paper no. 4693* .
- Officer, L. H. (1984). *Purchasing Power Parity and Echange Rates*.
- Pain, N., Mourougane, A., Sédillot, F., & Le Foulher, L. (2005). *The New OECD International Trade Model*. OECD Economics Department Working Papers No. 440.
- Papell, D. (Vol 35, 397-410). Exchange rates and prices: An empirical analysis. *International Economic Review* , 1994.
- Pattichis, C., Maratheftis, M., & Zenios, S. (2003). *Economic fundamentals and the behavior of the real*. Universida de Cyprus-hermes Center.
- Pilbeam, K. (2006). *International Finance*. New York: Palgrave Macmillan .
- Razin, O., & Collins, S. (1997). Real exchange rate misalignments and growth. *NBER Working* .
- Reuters. (2014). *Global Markets News*. Obtenido de <http://www.reuters.com/finance/markets>
- Robinson, J. (1947). *Essay in the theory of Employment*. Filadelfia.
- Rogoff, K. (2002). Dornbusch's Overshooting Model After Twenty-Five Years. *Second Annual IMF Research Conference*. International Monetary Fund.
- Rummel, O. (2010). *Relationship between capital flows and exchange rates*. Bank of England.
- Sarno, L., & Taylor, M. (2002). *Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate*. International Monetary Fund.
- Schumukler, S., & Servén, L. (2002). Pricing Currency Risk under currency Boards. 367-391 , *Journal of Development Economics*.
- Shantayanan, D. (1999). Estimates of Real Exchange Rate Misalignment with a Simple General-Equilibrium Model. En L. Hinkle, & P. Montiel, *Exchange Rate*

- Misalignment. Concept and measurement for developing countries.* (págs. 359-380).
New York: Oxford University Press.
- Soto, C., & Vadés, R. (1998). Desalineamiento del Tipo de Cambio Real en Chile. *Central Bank of Chile* .
- Soto, R. (1996). El tipo de cambio real de equilibrio: un modelo no lineal de series de tiempo. En F. Morande, & R. Vergara, *Análisis Empírico del tipo de Cambio en Chile*.
- Soto, R. (1996). El tipo de cambio real de equilibrio: un modelo no lineal de series de tiempo. En F. Morande, & R. Vergara, *Análisis Empírico del tipo de Cambio en Chile*.
- Soto, R. (1997). Estimación del desequilibrio del tipo de cambio real en Chile. *ILADES* .
- Taylor, L. (1989). *Macroeconomía Estructuralista*. Distrito Federal: Trillas.
- Torres Gutierrez, C. (2009). *Tipo de cambio real de equilibrio para Costa Rica: enfoque Behavioral Equilibrium Exchange Rate*. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.
- UBA, U. d. (2010). *Informe Técnico de la Universidad de Buenos Aires (UBA) con relación a la situación del INDEC*. Buenos Aires.
- Unidas, N. (1987). *Informe Brundtland*.
- Varian, H. (1996). *Microeconomía intermedia. Un enfoque actual*. Madrid: Antoni Bosh.
- Warner. (1997). Mexico's 1994 exchange rate crisis interpreted in light of the non-traded model. *NBER Working Paper 6165* .
- Williamson, J. (1994). *Estimates of FEERs*. Williamson ed.
- Williamson, J. (1994). *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Williamson ed.
- Wong, C.-H. (2008). *Ajuste y equilibrio interno y externo* . Fondo Monetario Internacional.
- Wooldridge, J. (2008). *Introductory Econometrics. A modern Approach*.
- Wren-Lewis, S., & Driver, R. (1998). Real exchange rates for the year 2000. *Institute for International Economics* .
- Zivot, E., & Andrews, D. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics* , 251-270.

ANEXO 1: SERIES DE TIEMPO DE VARIABLES FUNDAMENTALES

Cuadro A.1.1. Variables Modelo BEER

Año	q	bc	ga	ti	PIB	f
1993	96,6818	-0,0240	0,1351	100,0000	5,3738	-0,0406
1994	96,6716	-0,0307	0,1319	100,6900	5,3985	-0,0604
1995	103,6710	-0,0041	0,1335	105,2830	5,3859	-0,1048
1996	104,4610	-0,0065	0,1250	110,0230	5,4093	-0,1328
1997	100,6590	-0,0221	0,1206	107,7660	5,4432	-0,1712
1998	97,0878	-0,0252	0,1249	101,6410	5,4596	-0,1945
1999	88,3321	-0,0173	0,1372	94,8340	5,4446	-0,2127
2000	89,3499	-0,0065	0,1378	103,4550	5,4412	-0,2161
2001	84,5468	0,0131	0,1416	101,7220	5,4216	-0,2238
2002	202,5150	0,1501	0,1224	103,2710	5,3715	-0,0335
2003	185,6030	0,1122	0,1144	112,1720	5,4083	-0,0158
2004	193,3610	0,0734	0,1113	119,9590	5,4458	0,0127
2005	196,9390	0,0588	0,1191	116,1400	5,4840	0,0929
2006	202,1980	0,0553	0,1241	121,3350	5,5193	0,1003
2007	208,1820	0,0429	0,1293	128,5960	5,5553	0,1319
2008	215,5330	0,0383	0,1344	144,5460	5,5837	0,1770
2009	231,3110	0,0535	0,1519	145,4590	5,5874	0,1918
2010	238,7860	0,0331	0,1492	150,5950	5,6254	0,1224
2011	252,9780	0,0229	0,1514	166,6280	5,6624	0,1033
2012	244,7090	0,0231	0,1662	173,7460	5,6705	0,0977
2013	267,7740	0,0110	0,1778	164,1200	5,6938	-

q: Índice de tipo de cambio real

bc: Saldo Balanza Comercial

ga: Consumo Público en términos del PIB

ti: Términos de Intercambio

PIB: logaritmo del PIB a precios constantes de 1993

f: activos externos netos en términos del PIB

Cuadro A.1.2. Comparación de tasa de variación del IPC

Año	Oficial ¹	Santa Fe ²	San Luis ³
2006	8,5%	8,1%	6,7%
2007	7,2%	11,3%	20,2%
2008	6,2%	20,5%	18,2%
2009	7,1%	11,9%	17,1%
2010	9,8%	22,5%	24,3%
2011	8,7%	19,1%	21,9%
2012	9,8%	16,1%	21,6%
2013	9,7%	14,7%	29,8%

Fuente: ¹INDEC,

²Dirección Provincial de Estadísticas de Santa Fe y ³Dirección Provincia de Estadísticas y Censos de San Luis

ANEXO 2: ANÁLISIS DE VARIABLES

A. Test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Variable lq

Dickey-Fuller test for unit root					Number of obs = 20	
	Test Statistic	----- 1% Critical Value	Z(t) has t-distribution 5% Critical Value	----- 10% Critical Value		
Z(t)	-0.886	-2.552	-1.734	-1.330		
p-value for z(t) = 0.1936						
D.lq	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lq L1.	-.0968364	.1092604	-0.89	0.387	-.326384	.1327112
_cons	.5355365	.5486254	0.98	0.342	-.6170826	1.688156

Variable lga

Dickey-Fuller test for unit root					Number of obs = 20	
	Test Statistic	----- 1% Critical Value	Z(t) has t-distribution 5% Critical Value	----- 10% Critical Value		
Z(t)	0.082	-2.552	-1.734	-1.330		
p-value for z(t) = 0.5321						
D.lga	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lga L1.	.0120325	.1472127	0.08	0.936	-.2972499	.3213149
_cons	.0380678	.2980185	0.13	0.900	-.5880458	.6641815

Variable lf1

Dickey-Fuller test for unit root					Number of obs = 19	
	Test Statistic	----- 1% Critical Value	Z(t) has t-distribution 5% Critical Value	----- 10% Critical Value		
Z(t)	-0.625	-2.567	-1.740	-1.333		
p-value for z(t) = 0.2700						
D.f1	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
f1 L1.	-.0593704	.0949425	-0.63	0.540	-.2596815	.1409407
_cons	.0057981	.0133289	0.44	0.669	-.0223233	.0339196

Variable lpib

Dickey-Fuller test for unit root					Number of obs = 19	
	Test Statistic	----- 1% Critical Value	Z(t) has t-distribution 5% Critical Value	----- 10% Critical Value		
Z(t)	2.274	-2.567	-1.740	-1.333		
p-value for z(t) = 0.9819						
D.lpibof	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lpibof L1.	.1104297	.0485525	2.27	0.036	.007993	.2128665
_cons	-.5826727	.2667397	-2.18	0.043	-1.145444	-.0199011

Variable lti

Dickey-Fuller test for unit root					Number of obs = 20	
Test Statistic	1% Critical Value	Z(t) has t-distribution	5% Critical Value	10% Critical Value		
Z(t)	0.105	-2.552	-1.734	-1.330		
p-value for Z(t) = 0.5413						
D.lti	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lti L1.	.0074147	.0704197	0.11	0.917	-.1405316	.155361
_cons	-.0106285	.3364351	-0.03	0.975	-.7174525	.6961956

Variable lbc

Dickey-Fuller test for unit root					Number of obs = 20	
Test Statistic	1% Critical Value	Z(t) has t-distribution	5% Critical Value	10% Critical Value		
Z(t)	-1.909	-2.552	-1.734	-1.330		
p-value for Z(t) = 0.0362						
D.bc	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
bc L1.	-.3065496	.1606048	-1.91	0.072	-.6439676	.0308685
_cons	.0100293	.0086897	1.15	0.264	-.008227	.0282856

B. Test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para primeras diferencias

Variable lq1

Dickey-Fuller test for unit root					Number of obs = 19	
Test Statistic	1% Critical Value	Z(t) has t-distribution	5% Critical Value	10% Critical Value		
Z(t)	-5.180	-2.567	-1.740	-1.333		
p-value for Z(t) = 0.0000						
D2.lq	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lq LD.	-1.223486	.2362162	-5.18	0.000	-1.721859	-.7251135
_cons	.0645455	.0486388	1.33	0.202	-.0380734	.1671643

Variable lga

Dickey-Fuller test for unit root					Number of obs = 19	
Test Statistic	1% Critical Value	Z(t) has t-distribution	5% Critical Value	10% Critical Value		
Z(t)	-2.988	-2.567	-1.740	-1.333		
p-value for Z(t) = 0.0041						
D2.lga	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lga LD.	-.6988284	.2339083	-2.99	0.008	-1.192332	-.205325
_cons	.0124569	.0149105	0.84	0.415	-.0190015	.0439153

Variable lf1

Dickey-Fuller test for unit root					Number of obs = 18	
	Test Statistic	----- 1% Critical Value	Z(t) has t-distribution 5% Critical Value	----- 10% Critical Value		
Z(t)	-3.283	-2.583	-1.746	-1.337		
p-value for Z(t) = 0.0023						
D2.f1	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
f1						
LD.	-.7995804	.2435755	-3.28	0.005	-1.315937	-.2832234
_cons	.0071811	.0138057	0.52	0.610	-.0220858	.0364479

Variable lpib

Dickey-Fuller test for unit root					Number of obs = 18	
	Test Statistic	----- 1% Critical Value	Z(t) has t-distribution 5% Critical Value	----- 10% Critical Value		
Z(t)	-2.199	-2.583	-1.746	-1.337		
p-value for Z(t) = 0.0215						
D2.lpibof	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lpibof						
LD.	-.4650805	.2114865	-2.20	0.043	-.9134119	-.0167492
_cons	.0115702	.0081192	1.43	0.173	-.0056418	.0287822

Variable lti

Dickey-Fuller test for unit root					Number of obs = 19	
	Test Statistic	----- 1% Critical Value	Z(t) has t-distribution 5% Critical Value	----- 10% Critical Value		
Z(t)	-3.599	-2.567	-1.740	-1.333		
p-value for Z(t) = 0.0011						
D2.lti	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lti						
LD.	-.9283016	.2579275	-3.60	0.002	-1.472481	-.384122
_cons	.0236286	.0151208	1.56	0.137	-.0082735	.0555306

Variable lpc

Dickey-Fuller test for unit root					Number of obs = 19	
	Test Statistic	----- 1% Critical Value	Z(t) has t-distribution 5% Critical Value	----- 10% Critical Value		
Z(t)	-4.198	-2.567	-1.740	-1.333		
p-value for Z(t) = 0.0003						
D2.bc	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
bc						
LD.	-1.020482	.2431155	-4.20	0.001	-1.533411	-.5075531
_cons	.0022481	.0087232	0.26	0.800	-.0161562	.0206524

C. Test de Phillips-Perron

Variable lq1

Phillips-Perron test for unit root					Number of obs =	20
					Newey-west lags =	2
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller		5% Critical Value	10% Critical Value
z(rho)	-1.552	-17.200	-12.500		-10.200	
z(t)	-0.773	-3.750	-3.000		-2.630	
Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.8269						
	lq	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
	lq	.9031636	.1092604	8.27	0.000	.673616 1.132711
	_cons	.5355365	.5486254	0.98	0.342	-.6170826 1.688156

Variable lga

Phillips-Perron test for unit root					Number of obs =	20
					Newey-west lags =	2
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller		5% Critical Value	10% Critical Value
z(rho)	-1.260	-17.200	-12.500		-10.200	
z(t)	-0.387	-3.750	-3.000		-2.630	
Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.9122						
	lga	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
	lga	1.012033	.1472127	6.87	0.000	.7027501 1.321315
	_cons	.0380678	.2980185	0.13	0.900	-.5880458 .6641815

Variable lfl

Phillips-Perron test for unit root					Number of obs =	19
					Newey-west lags =	2
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller		5% Critical Value	10% Critical Value
z(rho)	-1.749	-17.200	-12.500		-10.200	
z(t)	-0.828	-3.750	-3.000		-2.630	
Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.8107						
	f1	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
	f1	.9406296	.0949425	9.91	0.000	.7403185 1.140941
	_cons	.0057981	.0133289	0.44	0.669	-.0223233 .0339196

Variable lpib

Phillips-Perron test for unit root					Number of obs =	19
					Newey-west lags =	2
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller		5% Critical Value	10% Critical Value
z(rho)	1.956	-17.200	-12.500		-10.200	
z(t)	1.802	-3.750	-3.000		-2.630	
Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.9984						
	lpibof	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
	lpibof	1.11043	.0485525	22.87	0.000	1.007993 1.212866
	_cons	-.5826727	.2667397	-2.18	0.043	-1.145444 -.0199011

Variable lti

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs = 20 Newey-west lags = 2			
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value		
z(rho)	0.231	-17.200	-12.500	-10.200	
z(t)	0.176	-3.750	-3.000	-2.630	
Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.9709					
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lti					
lti L1.	1.007415	.0704197	14.31	0.000	.8594684 1.155361
_cons	-.0106285	.3364351	-0.03	0.975	-.7174525 .6961956

Variable lpc

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs = 20 Newey-west lags = 2			
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value		
z(rho)	-6.317	-17.200	-12.500	-10.200	
z(t)	-1.932	-3.750	-3.000	-2.630	
Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.3174					
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
bc					
bc L1.	.6934504	.1606048	4.32	0.000	.3560323 1.030869
_cons	.0100293	.0086897	1.15	0.264	-.008227 .0282856

D. Test de Phillips-Perron variables en diferencia

Variable lq1

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs = 19 Newey-west lags = 2		
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
z(rho)	-22.786	-17.200	-12.500	-10.200
z(t)	-5.206	-3.750	-3.000	-2.630
Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0000				

Variable lga

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs = 19 Newey-west lags = 2		
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
z(rho)	-13.385	-17.200	-12.500	-10.200
z(t)	-2.995	-3.750	-3.000	-2.630
Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0354				

Variable lfl

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs = 18	
		Newey-west lags = 2	
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-14.180	-17.200	-10.200
Z(t)	-3.272	-3.750	-2.630
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0162			

Variable lpib

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs = 18	
		Newey-west lags = 2	
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-7.519	-17.200	-10.200
Z(t)	-2.106	-3.750	-2.630
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = 0.2421			

Variable lti

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs = 19	
		Newey-west lags = 2	
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-16.244	-17.200	-10.200
Z(t)	-3.536	-3.750	-2.630
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0071			

Variable lbc

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs = 19	
		Newey-west lags = 2	
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-18.326	-17.200	-10.200
Z(t)	-4.195	-3.750	-2.630
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0007			