



Munich Personal RePEc Archive

Real Exchange Rate in Chile: Dynamics, Trend and Equilibrium

Miranda, Jorge

University of Virginia

July 2012

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/60335/>
MPRA Paper No. 60335, posted 03 Dec 2014 17:05 UTC

Tipo de Cambio Real en Chile: Dinámica, Tendencia y Equilibrio.

Resumen

Este trabajo estudia la dinámica del tipo de cambio real (TCR) en Chile entre los años 1986-2008, encontrando evidencia robusta de un quiebre estructural en su trayectoria entorno al año 1997. La causa se atribuye a fuertes shocks en sus fundamentos de largo plazo, debido a importantes cambios estructurales de la economía nacional como fueron las políticas de liberalización comercial, la masiva entrada de capitales, las mejoras productivas y probablemente la transición al nuevo régimen cambiario de libre flotación del peso a finales de los noventa. Este resultado explicaría la aparente no estacionariedad del TCR, siendo que es una variable estacionaria que ha sufrido fuertes golpes que han hecho que experimente importantes cambios en su trayectoria. Finalmente, se propone una nueva métrica para la medición del TCR de equilibrio, la cual en base a un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE), cuyos parámetros son estimados mediante Indirect Inference, re proyecta la trayectoria del TCR de Equilibrio de la economía chilena para los años 1996-2008.

Abstract

This paper studies the dynamics of the real exchange rate (RER) in Chile between the years 1986-2008, finding robust evidence of a structural break in its path around the year 1997. The cause is attributed to strong shocks in their long-term fundamentals, due to major structural changes in the chilean economy as were the trade liberalization policies, the massive capital inflows, the productivity improvements and probably the transition to the new regime of floating exchange rate in the late nineties. This result would explain the apparent nonstationarity of the RER, which is a variable being stationary which has suffered heavy shocks. Finally, we propose a new metric for measuring the equilibrium real exchange rate, which is based on a model of dynamic stochastic general equilibrium (DSGE), whose parameters are estimated by Indirect Inference. In this context we reproject the path of equilibrium real exchange rate of the chilean economy for the years 1996-2008.

Keywords: quiebre estructural, fundamentos, DSGE, *indirect inference*, tipo de cambio real de equilibrio.

JEL classification: C13, C61, D58, F31, F41.

1. Introducción y Motivación

En Marzo del 2008, el peso chileno respecto al dólar mostraba valores históricamente bajos, el tipo de cambio real llegaba a su menor valor en más de 8 años, y el tipo de cambio nominal¹ se situaba en su valor más bajo de los últimos 10 años. Bajo este escenario de desacoplamiento de la moneda nacional respecto a su valor de equilibrio, se acentuó la discusión sobre la necesidad de intervenir el mercado cambiario chileno. En este contexto, este trabajo tiene como primer objetivo estudiar la dinámica del TCR buscando la presencia de posibles quiebres estructurales en su trayectoria, y como segundo objetivo desarrollar una nueva metodología para cálculo del TCR de *equilibrio*, en base a un modelo DSGE.

Los desalineamientos del TCR, como medida de competitividad de las exportaciones chilenas, son relevantes en cuanto influyen sobre los incentivos a exportar, sobre la toma de decisiones de inversión en maquinaria y tecnología importada, y sobre la inflación vía coeficiente de traspaso. Aguirre y Calderón (2005) encuentran evidencia para 60 países de que los desalineamientos del TCR y la volatilidad de dichos desalineamientos, medidos como desvíos en torno al valor de tendencia de largo plazo, generan efectos negativos sobre el crecimiento de la economía. Por otro lado, Engel (2009) encuentra que los desalineamientos del TCR tienen efectos negativos sobre el bienestar de la economía, por lo que propone incorporar dichos desvíos del TCR en la regla de política monetaria.

Con respecto al comportamiento del TCR en Chile Calderón y Duncan (2003) encuentran que sólo en el largo plazo este sigue un proceso estacionario y que para el mediano plazo se comportaría como un camino aleatorio. El suponer que el TCR siga un proceso no estacionario es inconsistente con el análisis de desalineamiento respecto a algún un valor de equilibrio de largo plazo, ya que de comportarse como una camino aleatorio todo shock transitorio influiría en él de manera permanente. Una posible hipótesis de la aparente no estacionariedad del TCR sería la presencia de quiebres estructurales en su trayectoria, pero dicha hipótesis no posee sustento empírico en los trabajos previos.

Los importantes cambios estructurales de la economía nacional como lo fueron los fuertes episodios de liberalización comercial, la masiva de entrada de capitales, las importantes mejoras en productividad y el cambio de régimen cambiario a flotación del tipo de cambio de finales de los noventa, así como también los fuertes shocks de términos de intercambio y la aplicación de la regla de superávit estructural de principios del siglo 21, motivan un análisis más profundo de la existencia de quiebres en el TCR. Este estudio indaga en dicha hipótesis, por medio de la estimación de múltiples quiebres y de un modelo de umbral, para un modelo de comportamiento. Se encuentra evidencia a favor de la existencia de quiebres estructurales en la trayectoria del TCR, lo cual sería la causa de la aparente no estacionariedad.

Respecto a la medición del TCR de equilibrio, existe variada literatura resumida en tres corrientes: Modelos de paridad de compra, Modelos de comportamiento² y modelos de equilibrio macroeconómico. Para el caso de Chile sólo existen medidas de TCR de tendencia de largo plazo y no existe una medida de TCR de equilibrio propiamente tal.

¹Medido como su promedio mensual.

²Conocidos como modelos de fundamentos o de forma reducida, llamados también modelos BEER, cuyo significado en inglés es "Behaviorial Equilibrium Exchange Rate".

El aporte de este estudio es desarrollar una medida de TCR de equilibrio proveniente de un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico de economía abierta y pequeña, como es el caso de Chile, que es consistente tanto con la optimización intertemporal de los agentes bajo expectativas racionales, con el equilibrio interno y externo de la economía y con la relación entre el TCR y sus fundamentos de largo plazo.

Las principales conclusiones de ese trabajo son: Se encuentra evidencia robusta de un quiebre estructural para el TCR el año 1997. Las causas se relacionan con fuertes shocks en sus fundamentos, causados por importantes cambios en la política económica chilena y la adopción del régimen cambiario de libre flotación de finales de los noventa. Este quiebre sería la causa de que el TCR aparentemente sea una variable no estacionaria, siendo que sí lo es. Se encuentra que la medida de TCR de equilibrio desarrollada en este trabajo, que conjuga el equilibrio interno y externo de la economía y la relación empírica entre el TCR y sus fundamentos de largo plazo, es consistente con las mediciones existentes de TCR de tendencia de largo plazo, por lo que puede ser usada como una medida alternativa válida de TCR de equilibrio. Respecto al grado de desalineamiento actual del TCR, ambas metodologías muestran que al tercer trimestre del 2008 el TCR chileno se mostraba alineado respecto a su valor de equilibrio.

La organización del trabajo es la siguiente. La sección 2 realiza una revisión de la literatura sobre tipo de cambio real en Chile. La sección 3 realiza un análisis de series de tiempo para el TCR en busca de la presencia de quiebres en el TCR y la discusión sobre su estacionariedad. La sección 4 desarrolla el modelo DSGE y estima la trayectoria del TCR de equilibrio para el periodo 1996-2008. Finalmente, la sección 5 entrega las principales conclusiones del trabajo.

2. Revisión de la Literatura

Entre los estudios que tratan de responder la pregunta sobre si el TCR es una variable estacionaria se encuentran los trabajos de Lefort y Walker (1999) y de Calderón y Duncan (2003). Los primeros encuentran que el TCR sigue un proceso no estacionario dando cuenta de que las intervenciones realizadas hasta entonces por el Banco Central de Chile no habían tenido impacto sobre la dinámica de series de tiempo del TCR, por lo tanto concluyen que el TCR posee las propiedades esperadas para un activo financiero. Por su parte, Calderón y Duncan (2003) analizan la validez de la hipótesis de paridad de poder de compra (PPC), para ello realizan test de raíz unitaria para el TCR entre 1810-2002 y buscan la presencia de quiebres estructurales en su trayectoria mediante la estimación de modelos de umbral. Sus resultados sugieren que para el periodo estudiado el TCR es estacionario, luego al estimar el modelo de umbral, usando la tendencia como variable de umbral, encuentran un quiebre estructural entre los años 1973-1974, lo que justifican como causa del proceso de apertura comercial posterior al año 1973.

Por otro lado, Calderón (2004) realiza un análisis de la trayectoria del TCR de tendencia de largo plazo en Chile, para el periodo 1977-2003. Utiliza la definición de TCR del modelo de economía abierta de Obstfeld y Rogoff (1995) para encontrar la ecuación fundamental del TCR. Una vez encontrada dicha

ecuación testea la presencia de cointegración entre el TCR y los fundamentos: activos externos netos, gasto de gobierno, términos de intercambio, productividades relativas entre los sectores transable y no transable³. Posteriormente, estima distintas versiones de la ecuación fundamental encontrada, mediante mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (MCO), para estimar la trayectoria del TCR de equilibrio consistente con los valores de largo plazo de sus fundamentos. Una vez obtenida la trayectoria del TCR de tendencia de largo plazo analiza los periodos de desalineamiento del TCR respecto a dicho valor, identificando distintos sub periodos dentro de la muestra, para los cuales su modelo posee buen ajuste, excepto para el periodo 1998-2002 en que el modelo predice solo un 1% de la verdadera depreciación observada en los datos del 5.5%. Cabe destacar que sus resultados son bastante sensibles al periodo muestral utilizado.

Caputo y Dominichetti (2005), elaboran su propia medición de TCR que denominan TCR-DC, corrigiendo la estimación del índice de precios externos (IPE) por su propio índice que denominan IPE_DC. Encuentran diferencias entre el índice TCR y TCR_DC explicadas principalmente por una subvaluación del IPE. Posteriormente, estiman la ecuación fundamental del TCR propuesta por Calderón (2004), incluyendo los aranceles de importación. Encuentran que todas estas variables son significativas en la determinación del TCR, robusto a todas las medidas de TCR incluyendo la propuesta por ellos.

Caputo y Nuñez (2008) revisan las herramientas utilizadas por el Banco Central de Chile (BCCh) en el cálculo del TCR de equilibrio, para lo cual comparan distintas metodologías. Las metodologías utilizadas son: modelos de paridad de poder de compra, modelos de balance macroeconómico y finalmente modelos de comportamiento de forma reducida. Encuentran que el valor del TCR de equilibrio a diciembre del 2007 es en promedio 94.6 con una desviación de -5% y 4% dependiendo de la metodología utilizada.

En el campo de modelos de equilibrio general Arrau et, al (1992) desarrollan una versión simplificada de un modelo de factores específicos para estudiar los efectos del gasto de gobierno sobre el TCR, luego desarrollan un análisis de series de tiempo para encontrar la dinámica del TCR y sus principales determinantes. Ambos enfoques llevan a resultados análogos en concluir que el impacto de un aumento en el gasto fiscal tiene efectos marginales sobre el TCR.

Chumacero et, al (2004) desarrollan un modelo DSGE de economía abierta y pequeña y estudian los efectos de los tratados de libre comercio con la Unión Europea y Estados Unidos sobre la economía chilena. Estos autores encuentran que dado el alto grado de apertura comercial ex-ante, los efectos de estos tratados son marginales y no superan el 1%. Si bien Chumacero et, al (2004) no estudian la dinámica y la trayectoria del TCR en Chile, el modelo DSGE usado por estos autores será la base para el modelo de este trabajo.

Finalmente, el trabajo de Caputo y Nuñez (2008) realizan un estudio sobre el impacto que ha tenido la aplicación de la regla de superávit estructural en Chile sobre la relación entre TCR y términos de

³Previo a realizar los test de cointegración Calderón encuentra evidencia de que tanto el TCR como sus fundamentos son variables integradas de orden 1.

intercambio, para lo cual realizan un análisis impulso respuesta, en base a dos modelos de equilibrio general calibrados para Chile, de los shocks de términos de intercambio sobre el TCR. Sus resultados muestran que la aplicación de la regla de superávit estructural ha hecho atenuar la magnitud de la elasticidad términos de intercambio-TCR, fundamentalmente por el menor impacto que poseen los shocks de precios del cobre sobre el gasto de gobierno bajo dicha regla fiscal.

De la primera corriente de literatura empírica no se encuentran trabajos que documenten la existencia de quiebres estructurales en la trayectoria del TCR y hagan un análisis de su estacionariedad para el periodo 1986-2008. Por último, los modelos de equilibrio general aplicados al análisis del TCR sólo analizan efectos puntuales de políticas económicas, y no existe una medida de TCR de equilibrio propiamente tal.

3. Tipo de Cambio Real en Chile: Análisis de series de tiempo 1986-2008.

Esta sección estudia la dinámica univariada y multivariada del TCR, buscando responder la pregunta de si el TCR es una variable estacionaria ó bien un camino aleatorio. Posteriormente, se buscará obtener el mejor modelo de fundamentos del TCR para estimar la trayectoria del TCR de tendencia de largo plazo, controlando por posibles inestabilidades del modelo.

En términos econométricos la estacionariedad de una variable aleatoria $\{x_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ implica que su distribución de probabilidad conjunta es estable e invariante en el tiempo. Esto implica que en términos económicos una variable estacionaria al ser sometida a shocks transitorios debiese experimentar desvíos transitorios de su media de largo plazo, mientras que si se somete a shocks permanentes los efectos en nivel serán también de carácter permanente. Si bien Calderón y Duncan (2003) encuentran que para el muy largo plazo el TCR sería estacionario, dicha evidencia es débil cuando analizamos la historia más reciente. Que el TCR sea un camino aleatorio tiene implicancias económicas relevantes, por cuanto sería una variable imposible de estabilizar entorno a algún valor de largo plazo, ya que cada shock transitorio en uno de los fundamentos que lo determinan lo haría cambiar de trayectoria permanentemente.

Usando datos trimestrales entre 1986-2008 para el índice TCR-5⁴ se contrasta la existencia de raíz unitaria en el TCR aplicando diversos test de raíz unitaria. Los test de raíz unitaria aplicados son: El test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), el test de Phillips Perron (PP), El test de Elliott-Rothenberg-Stock (ERS), El test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) y el test de Zivot y Andrews (ZA). Con este conjunto de test se busca evaluar la estacionariedad del TCR bajo distintas especificaciones y controlando por posibles quiebres estructurales en su trayectoria. Los resultados se presentan la tabla 1 del anexo de tablas y gráficos.

⁴TCR-5 que incluye a: USA, Japón, Reino, Canadá y zona euro ponderándolos por su participación en el comercio internacional.

Los resultados son elocuentes en mostrar evidencia de raíz unitaria para el TCR, aun controlando por quiebre estructural, el test ZA no encuentra evidencia de estacionariedad. De esta manera, se estaría encontrando que para el periodo 1986-2008 el TCR chileno es un camino aleatorio que al ser golpeado por shocks transitorios presenta efectos permanentes en su nivel sin poseer reversión a su media de largo plazo.

Estos resultados deben ser interpretados con cuidado, puesto que solamente sugieren evidencia estadística. Los resultados de estos test son muy sensibles al tamaño del test y la especificación utilizada. Chumacero (2000) muestra que estos test son miopes a la hora de representar relaciones económicas, aplicando un modelo de optimización intertemporal revela las consecuencias, económicamente inconsistentes, sobre la tasa de interés, de asumir que variables de escala como consumo y producto sean no estacionarias.

Al observar la historia del TCR podemos ver periodos de marcadas depreciaciones y apreciaciones (ver figura 1), lo cual podría llevar a pensar en presencia de quiebres estructurales que sean la causa de los aparentes desvíos de estacionariedad ⁵. La explicación económica sería el efecto de shocks persistentes en los fundamentos del TCR que han hecho que este cambie permanentemente su trayectoria y su valor de equilibrio durante determinados episodios. En primera instancia se analiza la presencia de no linealidades omitidas y heterocedasticidad condicional en el mejor modelo univariado del TCR. Usando criterios de información se obtiene un AR(1) como la mejor representación univariada (tabla 2), la cual posee errores ruido blanco, el test Jarque-Bera no rechaza la hipótesis de normalidad y el test de Ramsey muestra que no existen no linealidades omitidas. El modelo presenta evidencia de heterocedasticidad condicional, la que se expresa en la existencia de un componente ARCH(1). La figura 2 muestra la volatilidad condicional proyectada del ARCH(1), en que es posible observar la existencia de periodos de elevada volatilidad a principios de los noventa y para el periodo 1998-2008, posiblemente asociados a fuertes shocks en los fundamentos que determinan la trayectoria del TCR provocados por políticas económicas que implicaron estructurales de la economía como lo fue, por ejemplo, comenzar con el régimen de tipo de cambio flexible.

A continuación, se profundiza en la dinámica multivariada del TCR. Basándose en la corriente de modelos de comportamiento BEER⁶ se busca la mejor especificación entre el TCR y sus fundamentos de largo plazo. Esto permitirá analizar los efectos sobre la dinámica del TCR de shocks en sus principales fundamentos.

3.1. Modelo de comportamiento del TCR

El modelo a regresionar, siguiendo a Calderón (2004), está basado en la versión transable y no transable del modelo de Obstfeld-Rogoff (1995) con la introducción de gobierno y aranceles a las importaciones. En este modelo el TCR se define como el cociente entre el precio de los bienes transables

⁵Perron(1989) muestra que en presencia de quiebres estructurales los test de raíz unitaria se sesgan a no rechazar la nula de raíz unitaria.

⁶Que en inglés quiere decir "Behaviorial equilibrium exchange rate".

y el precio de los bienes no transables. De esta manera, en el análisis de los determinantes del TCR se incluirán las siguientes variables explicativas: el logaritmo natural de la absorción pública sobre el PIB, el logaritmo natural de los términos de intercambio, el logaritmo natural de la productividad relativa entre el sector transable y el no transable, los activos internacionales netos sobre PIB y los aranceles de importación. A continuación, se presenta el modelo más general que luego será reducido a su mejor especificación.

$$\ln TCR_t = \beta_0 + \beta_1 \frac{AIN_t}{Y_t} + \beta_2 \ln TI_t + \beta_3 \ln \left(\frac{Z_{T,t}}{Z_{N,t}} \right) + \beta_4 \ln \frac{G_t}{Y_t} + \beta_5 Aranceles_t + \epsilon_t \quad (1)$$

Donde $AIN_t Y_t$ corresponden los activos externos netos reales como proporción del PIB real⁷, $\ln TI_t$ el logaritmo natural de los términos de intercambio, $\ln \left(\frac{Z_{T,t}}{Z_{N,t}} \right)$ es el logaritmo natural de la productividad relativa del sector transable respecto al no transable, $\ln \frac{G_t}{Y_t}$ el logaritmo natural del gasto de gobierno nominal como proporción del PIB nominal, $Aranceles_t$ una medida promedio de las tarifas a las importaciones chilenas⁸. En la tabla 3 se presentan el rango de los coeficientes estimados para la literatura más reciente, lo cual servirá de base para corroborar la consistencia de los resultados obtenidos más adelante.

El efecto de la variable absorción pública sobre PIB es conocido como el efecto Salter-Swan, y funciona de la siguiente forma: un aumento del gasto público sobre el PIB tiene un efecto negativo sobre el tipo de cambio real, dado que al concentrarse fundamentalmente en el consumo de bienes no transables presiona al alza del precio de estos bienes con lo cual cae el valor del TCR.

El efecto de la variable términos de intercambio sobre el TCR tiene dos canales, por un lado un shock positivo de términos de intercambio produce un efecto riqueza que presiona al alza en el consumo de no transables y por consiguiente un apreciación del TCR. Por otro lado dado que se abaratan los bienes importados en relación a los exportados aumenta la demanda por bienes importados, y si los bienes no transables fueran complementos de los importados su demanda igualmente aumentaría y el TCR se apreciaría, pero de ser sustitutos su demanda cae, por lo que el TCR se depreciaría.

El efecto del diferencial de productividad es el conocido efecto Balassa-Samuelson, hipótesis que sostiene que mejoras de productividad media del sector transable respecto al no transable provocan que el precio relativo de ambos bienes disminuya, pues se abarata relativamente la producción de bienes transables. Esto hace que se aprecie el TCR. Así el signo del coeficiente de productividad del sector transable debiese ser negativo y el coeficiente de productividad del sector no transable debiera ser positivo. En el modelo teórico de dos sectores de Obstfeld y Rogoff (1995), el efecto se cumple siempre que la producción de no transables sea más intensiva en trabajo que el sector transable, hecho que constatamos en la realidad.

⁷En adelante esta variable se denominará posición de inversiones internacionales (PII).

⁸Las fuentes y características de los datos se presentan en el anexo.

El efecto de la variable activos externos netos es conocido como el efecto transferencia el cual tiene un impacto negativo sobre el TCR, por el hecho de que países con menores activos externos netos, es decir, con mayores pasivos externos netos, requieren de superávits comerciales para poder servir la deuda y para ello es necesaria una depreciación del TCR.

Finalmente, el efecto de la apertura comercial tiene un impacto sobre el TCR que depende de la sustitución entre bienes transables y no transables provocada por cambios en el comercio, y de la condición exportadora o importadora neta de un país. Así, una disminución de la apertura comercial debiera generar una sustitución entre el consumo de bienes importables por bienes no transables, por lo tanto el TCR se debiera apreciar. Si suponemos predomina este efecto sustitución, el coeficiente de la variable aranceles debiese presentar signo negativo.

La metodología de estimación es mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO), corrigiendo por auto correlación serial para los coeficientes estimados, mediante la utilización de la matriz de varianzas y covarianzas de Newey-West⁹. La especificación más parsimoniosa se presenta en la tabla 4. Los coeficientes que difieren respecto a los encontrados en estudios previos, son los coeficientes de las variables PII y Aranceles. Ambos coeficientes son mayores (en valor absoluto) a los encontrados en estudios previos. El coeficiente de la variable términos de intercambio es no significativo, al igual que lo encontrado por Caputo y Nuñez (2008). La explicación está en la aplicación de la regla de superávit estructural, ya que su carácter neutro al ciclo ha hecho que los shocks transitorios de precio del cobre no se manifiesten en la economía real.

Se puede notar que tanto un aumento del gasto de gobierno, una mejora de la productividad relativa del sector transable, una mejora en la posición de inversión internacional, y un aumento de los aranceles de importación generan una apreciación del TCR.

La intuición detrás de estos efectos es la siguiente: Un aumento en el gasto de gobierno presiona la demanda de bienes no transables, por lo tanto induce a una caída en el precio de dichos bienes y a una apreciación de TCR. El aumento en la productividad relativa es conocido como el efecto Balassa-Samuelson, que dice que mejoras en productividad del sector transable promoverán caídas en los precios de los bienes transables y con ello una apreciación del TCR. El efecto de los activos externos netos es conocido como el efecto transferencia, en que al empeorar la posición de activos externos de Chile respecto al mundo es necesaria una depreciación del TCR para servir sus pasivos mediante mejoras en la cuenta corriente. Finalmente, al igual que Caputo y Dominichetti (2005) la variable aranceles de importación es significativa y negativa, por lo que se cumple el efecto sustitución entre bienes importables y no transables.

A continuación, se realiza un análisis de la estabilidad del modelo de comportamiento del TCR, profundizando en la estabilidad individual de los parámetros.

⁹Se prefiere esta metodología antes que utilizar MCO dinámicos debido a lo sensible que son los resultados respecto del número de rezagos y adelantos usados para las diferencias de las variables explicativas. Además, este estudio pretende utilizar los resultados de este modelo de manera ilustrativa, ya que más adelante se desarrollará una medida alternativa de TCR de equilibrio.

3.1.1. Análisis estabilidad modelo BEER

En un principio los test de estabilidad conjunta encuentran una fuerte inestabilidad a finales de los años noventa (figura 3), lo cual estaría indicando quiebres en el modelo BEER. Está aparente inestabilidad del modelo motiva a encontrar qué fundamentos han provocado dicho(s) quiebre(s) o bien que políticas económicas podrían haber causado dicha inestabilidad, para lo cual se hace un análisis de estabilidad individual de los parámetros y de los procesos marginales de cada fundamento, esto con el objeto de evaluar si el coeficiente del fundamento i cambia ante cambios observados en el proceso marginal de i ¹⁰. De no encontrarse asociación entre quiebres de los fundamentos del TCR con el o los quiebres del modelo, podríamos atribuirlos a quiebres institucionales, como lo han sido el abandonar la banda cambiaria o la aplicación de la regla de superávit estructural.

Hendry (1995) establece como requerimiento econométrico para la validez de la inferencia del modelo, que los parámetros de interés sean débilmente exógenos, es decir, invariantes ante cambios en su distribución marginal. El análisis de exogeneidad débil de los parámetros se realizará mediante el test de Hausman y la estimación recursiva de los parámetros. El test de Hausman fue aplicado utilizando los residuos de los mejores procesos autorregresivos de cada fundamento (tabla 5) en base a criterios de información, los resultados (tabla 6) muestran que los parámetros son exógenos débil, ya que los errores de los procesos marginales no se correlacionan con los errores de la ecuación de comportamiento. Luego, al hacer un análisis recursivo de los coeficientes de la regresión (figura 4) se observa una realidad diferente, con parámetros que incluso cambian de signo a medida que la muestra se hace más grande. Los coeficientes de las variables: productividades relativas, posición de inversión internacional y aranceles de importación, presentan coeficientes fuertemente inestables cuyo valor final está fuera del intervalo de confianza del parámetro al inicio del periodo, por lo cual la exogeneidad débil se desvanece y no es posible asegurar la inferencia estadística del modelo con dichos coeficientes estimados.

Los resultados previos indicarían que de observar un quiebre en el proceso marginal de algún fundamento, es muy probable que el coeficiente de dicho fundamento en la ecuación de comportamiento cambie. Por ello, para ir en busca de los procesos marginales inestables se aplicarán el test CUSUM cuadrado y la metodología de múltiples quiebres de Bai y Perron (1998), lo que permitirá testear la hipótesis de quiebre estructural en la trayectoria de cada fundamento del TCR y detectar qué fundamentos son los candidatos a generar la inestabilidad observada en el modelo BEER¹¹. Las figuras 5 y 6 muestran los resultados del test CUSUM cuadrado, observando que a excepción de la variable gasto de gobierno, todos los demás fundamentos del TCR presentan procesos univariados inestables con posibles quiebres estructurales.

A continuación, se estimará la presencia de quiebres estructurales en la trayectoria de los fundamentos del TCR utilizando la metodología propuesta por Bai y Perron (1998). El modelo usado para realizar el test es uno univariado del tipo:

¹⁰Concepto de exogeneidad débil.

¹¹Para efectos de la estimación de los test CUSUM cuadrado y múltiples quiebres de Bai y Perron se asume un proceso AR(1) para cada fundamento testeando la hipótesis de quiebre en la constante y en el coeficiente autorregresivo o cada uno por separado.

$$y_t = \mu_j + \sum_{i=1}^p \beta_j y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Para $j = 1, \dots, m + 1$ los distintos regímenes. Donde y_t corresponde a un fundamento del TCR y p es igual a 1.

En primer lugar, se realiza el test *double maximum test* (Dmax), el cual testea la hipótesis nula de cero quiebres versus la alternativa de quiebres estructurales en periodos desconocidos. Luego, para encontrar la fecha y el número de quiebres se utilizan criterios de información de Schwarz (BIC) y Schwarz modificado (LWZ) y se aplica la metodología secuencial propuesta por Bai y Perron (1998). Se aplica el test sup F de ℓ versus $\ell + 1$ quiebres, el cual es un proceso secuencial de estimación de múltiples quiebres que comienza con la estimación de un modelo sin quiebres, luego se verifica si se puede rechazar la hipótesis nula de cero quiebres, a favor de la alternativa de un sólo quiebre. Una vez que se encuentra quiebre, el test separa la muestra en dos sub muestras y procede a construir nuevamente el mismo test hasta que no se puedan verificar mas quiebres.

Formalmente el test se define como:

$$F_T(l + 1|l) = \{S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) - \min_{1 \leq i \leq l+1} \inf_{\tau \in \Lambda} S_T(\hat{T}_1, \dots, T_{i-1}^\wedge, \tau, \hat{T}_i, \dots, \hat{T}_m)\} / \hat{\sigma}^2 \quad (3)$$

donde la hipótesis nula es l quiebres versus la alternativa de $l + 1$, quiebres, S_T es la suma de los errores al cuadrado y \hat{T}_j corresponde a un punto quiebre estimado.

Los resultados (tabla 7) muestran la presencia de quiebres estructurales para los términos de intercambio en el año 2003:01, el cual corresponde a la permanente mejora ocurrida entre los años 2003-2007. Para el gasto de gobierno sobre PIB se encuentran tres quiebres significativos para los periodos 1989:01, 1997:03 y 2002:4. Los dos últimos quiebres para el gasto de gobierno son fácilmente atribuibles a la política fiscal expansiva de fines de los noventa y a la aplicación de la regla de superávit estructural, respectivamente. La productividad relativa entre el sector transable y no transable presenta evidencia de quiebre para el año 1989:02 y para el año 1998:04, este último periodo puede atribuirse al parejo crecimiento de las productividades de los sectores transables y no transables, que en periodos anteriores era liderado por un mayor crecimiento de la productividad de los sectores transables. La posición de inversiones internacionales presenta dos quiebres, uno para el periodo 1995:03 y otro para el periodo 2003:04, este último periodo consistente con la permanente mejora en la posición deudora internacional de los últimos años. Finalmente, para la variable aranceles es posible verificar un quiebre con el test DWmax, pero por sus peculiares propiedades de series de tiempo no es posible determinar la fecha del quiebre. Sin embargo, como se confirmará más adelante, este quiebre correspondería al periodo de agresivas políticas de apertura comercial de mediados y fines de los noventa.

A continuación, se estimará la regresión (1) controlando por la posibilidad de cambio de régimen, de manera de poder incorporar los posibles cambios sufridos en los coeficientes de la regresión, en la estimación del tipo de cambio real de tendencia de largo plazo.

3.1.2. Modelo de Umbral

En este apartado se estima un modelo de umbral, usando la metodología de Hansen (1997), para testear la existencia de más de un régimen en el modelo BEER. Las fuertes políticas de apertura comercial de fines de los noventa, las mejoras en productividad experimentadas durante los años noventa y la permanente mejora en la posición deudora neta de Chile de los últimos 30 años. Este análisis permitirá incorporar en el cálculo del TCR de tendencia de largo plazo la inestabilidad del modelo BEER, ya que de lo contrario se estaría proyectando un TCR de tendencia con parámetros inestables y cambiantes en el tiempo.

El modelo de umbral de dos regímenes toma la siguiente forma:

$$y_t = (x_t' \beta)_{I_{st} < \gamma} + (z_t' \rho)_{I_{st} \geq \gamma} + u_t \quad (4)$$

Con $x_t = z_t$ el modelo puede expresarse como:

$$y_t = x_t(\gamma)' \theta + u_t \quad (5)$$

con $\theta = [\beta', \rho']'$

Los parámetros de interés son θ and γ . La estimación es secuencial para un valor dado de γ , usando MCO. El estimador de $\hat{\theta}$ para un valor dado de γ es:

$$\hat{\theta}(\gamma) = \left[\sum_{t=1}^n x_t(\gamma) x_t(\gamma)' \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^n x_t(\gamma) y_t \right] \quad (6)$$

Entonces para cada valor de γ , \hat{e}_t es: $\hat{e}_t = y_t - x_t(\gamma)' \hat{\theta}(\gamma)$, y el estimador de $\sigma^2(\gamma)$ esta dado por:

$$\sigma^2(\hat{\gamma}) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{e}_t(\gamma)^2 \quad (7)$$

El estimador de MCO $\hat{\gamma}$ será el valor que minimiza:

$$\hat{\gamma} = \text{Argmin}_{\gamma \in \Gamma} \sigma^2(\gamma) \quad (8)$$

Para efectos de este análisis, y_t es el logaritmo natural del TCR, x_t y z_t se componen del primer rezago de y_t más los fundamentos del TCR estadísticamente significativos de la ecuación (1) y la variable tendencia. Como variable de umbral I_{st} se estimarán cada fundamento por separado y la variable tendencia. Los principales resultados de la estimación se presentan en la tabla 8.

La evidencia encontrada sugiere que existen tres umbrales estadísticamente significativos. El primer umbral se encuentra en la variable tendencia y corresponde al año 1998. Luego, existe un segundo umbral

significativo correspondiente a la agresiva política de apertura comercial de fines de los noventa (1997), en que los aranceles de importación comenzaron a descender de manera permanente. El tercer umbral encontrado es para la variable términos de intercambio, el cual corresponde al año 2003.

3.1.3. Estimación de múltiples quiebres: Modelo BEER

Para hacer el análisis de cambio de régimen más robusto, se estima la presencia de quiebres estructurales en el modelo BEER mediante la metodología de Bai y Perrón (1998) dejando a cada fundamento, por sí sólo, sujeto a quiebre y luego todos juntos sujetos a quiebre¹². De esta manera, dado que no se verifica exogeneidad débil en la mayoría de los coeficientes de la regresión (1), se esperaría que ante quiebres estructurales en los fundamentos del TCR el valor de sus coeficientes cambie en el tiempo. La especificación utilizada en la estimación de múltiples quiebres es la siguiente¹³:

$$\ln TCR_t = \beta_0 + \beta_1^j \frac{AIN_t}{Y_t} + \beta_2^j \ln TI_t + \beta_3^j \ln \left(\frac{Z_{T,t}}{Z_{N,t}} \right) + \beta_4^j \ln \frac{G_t}{Y_t} + \beta_5^j Aranceles_t + \beta_6 \ln TCR_{t-1} + \epsilon_t \quad (9)$$

En que se permite que cada coeficiente de los fundamentos cambie de régimen $j=1,2,3\dots$

Los resultados se presentan en las tablas 9 y 10 del anexo y son bastante claros en evidenciar fuertes cambios de régimen en el modelo, para cuando se deja a cada fundamento sujeto a quiebre y para cuando se dejan todos los fundamentos conjuntamente sujetos a quiebre. Los quiebres encontrados son consistentes con a lo menos un régimen distinto para los años 1986:01-1997:01 y 1997:02-2008:03¹⁴, lo cual es coherente con los resultados de los test de estabilidad conjunta del modelo BEER y los resultados del modelo de umbral. De esta manera, se encuentra evidencia robusta de quiebres estructurales para el TCR, causados por fuertes cambios de política económica, shocks externos de sus fundamentos y probablemente la adopción del régimen de flotación cambiaria. Estos quiebres serían la causa de por qué el TCR aparentemente resulta ser una variable no estacionaria entre el periodo 1986-2008. El siguiente apartado intenta demostrar dicha hipótesis de manera simple, utilizando técnicas de cointegración.

3.1.4. Estacionariedad del TCR

Se tiene que si los fundamentos del TCR fuesen variables estacionarias y se encontrara que en la ecuación (1) existen relaciones de cointegración, la única explicación sería que el TCR es una variable

¹² Asumiendo que la especificación (1) es el proceso generador de datos del TCR chileno, esta sección busca la presencia de quiebres estructurales en la trayectoria del TCR a causa de fuertes cambios en los fundamentos que lo determinan.

¹³ Al igual que en la estimación del modelo de umbral, se debe incluir el rezago de la variable dependiente ($\ln(TCR)$), puesto que estos test de quiebre estructural son válidos en presencia de errores ruido blanco.

¹⁴ Si bien esta metodología encuentra la presencia de 2 quiebres, esto es 3 regímenes distintos, se considerará el año 1997 como el quiebre más relevante por su consistencia con los resultados encontrados previamente para los test de estabilidad conjunta y el modelo de umbral, y además por la debilidad que estos test tienen al encontrar quiebres espurios al inicio y al final de la muestra.

estacionaria. En términos econométricos se tiene que una relación de cointegración es tal que la combinación lineal de variables integradas de orden k entrega como resultado una variable integrada de orden $k-1$, por lo tanto en una combinación cointegradora de variables $I(0)$ solamente podrá resultar una variable $I(0)$ estacionaria.

Como primer paso es necesario encontrar el orden de integración de los fundamentos del TCR. La tabla 11 muestra los resultados de aplicar el test de raíz unitaria de Phillip y Perron (PP) al logaritmo natural de cada fundamento del TCR. En primera instancia se encuentra que sólo las variables gasto de gobierno sobre PIB y activos externos netos sobre PIB son estacionarias, sin embargo, una vez que controlamos por quiebres estructurales¹⁵ es posible encontrar que las variables términos de intercambio, productividades relativas y aranceles siguen procesos estacionarios sujetos a quiebre estructural. El segundo paso es corroborar la existencia de relaciones de cointegración en la ecuación (1), la primera alternativa es verificar si los residuos de la estimación de (1) son estacionarios y la segunda es la aplicación del test de cointegración de Johansen (1998). Para la primera alternativa, en base a resultados no reportados, es fácilmente verificable que los residuos son estacionarios utilizando el test de raíz unitaria PP.

Los resultados del test de Johansen (1998) se presentan en la tabla 12, para la prueba de la traza, y muestran la existencia de 2 vectores de cointegración entre el TCR y sus fundamentos, lo cual indica que el TCR necesariamente es una variable estacionaria, aún cuando los test de raíz unitaria muestren lo contrario.

Estos resultados implicarían que la versión débil de la hipótesis de paridad de compra¹⁶ se cumpliría en el mediano plazo, sujeta a quiebres estructurales causados por shocks permanentes en los fundamentos del TCR.

A continuación, se desarrollará un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico que permita re proyectar la trayectoria del TCR de equilibrio de la economía chilena, incorporando la dinámica entre el TCR y sus fundamentos en la estimación de los parámetros del modelo mediante *Indirect Inference*.

4. Tipo de Cambio Real de Equilibrio

Basado en Chumacero y Schmidt-Hebbel (2004), se desarrolla un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico de economía abierta y pequeña que incluya los principales determinantes de la trayectoria del TCR encontrados en la sección previa: activos externos netos, términos de intercambio, productividades del sector transable y no transable, gasto de gobierno y aranceles de importación. Con este modelo será posible obtener una medida de TCR de equilibrio con significado económico en equilibrio general.

¹⁵Los quiebres atribuidos a las variables son los encontrados en la sección previa.

¹⁶La versión débil de la hipótesis de paridad de poder de compra predice que en el largo plazo el TCR debiese converger a un valor constante, lo cual equivale a demostrar que el TCR es una variable estacionaria.

4.1. Modelo teórico

El modelo presentado es un modelo de crecimiento exógeno, útil para los efectos de este trabajo, que se caracteriza por poseer capital específico a cada sector de la economía y perfectamente movable. Es un modelo de economía abierta y pequeña en que el premio soberano se determina endógenamente, al asumir una tasa de interés externa exógena que depende del grado de deuda externa sobre PIB de la economía chilena. Esta corriente económica de modelación, fundada por Kydland y Prescott (1982), es denominada Real Business Cycles (RBC), la cual a diferencia de la corriente Nekeynesiana no considera rigideces nominales de corto plazo y los ciclos económicos son puramente gobernados por shocks productivos.

El modelo se define en unidades del bien transable, y a continuación se define en detalles.

4.1.1. Hogares

El Consumidor representativo de esta economía maximiza:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\theta \ln c_m + (1 - \theta) \ln c_n) \quad (10)$$

En que c_m es el consumo del bien importable (transable) y c_n el consumo del bien no transable, el tercer bien de esta economía es un bien exportable que cae como maná del cielo y no es consumido en la economía doméstica. El consumidor maximiza (10) Sujeto a¹⁷:

$$(1 + \tau_m)c_m + e_t c_n + (1 + \tau_m)i + (1 + \tilde{r})b \leq (1 + \tau_m)(1 - \tau_k)rk + b' + \pi_i \quad (11)$$

Donde τ_m es el arancel cobrado a los bienes transables que se importan, e es el inverso del TCR y expresa el valor de los bienes no transables en términos de los transables. b es el monto de deuda externa contraída por el agente, \tilde{r} es la tasa de interés real pagada por la deuda externa b , t_k es el impuesto al capital, r es la rentabilidad del capital o tasa de interés interna. π_i son las ganancias de los tres sectores: transable, no transable y exportable, que en equilibrio competitivo son nulas. La siguiente es la ley de acumulación del capital:

$$i_t = k_{t+1} - (1 - \delta)k_t \quad (12)$$

El problema que resuelve el consumidor es:

$$V(s) = \max_{\{c_m, c_n, b', k'\}} \{u(c_m, c_n) + \beta E(V(s'))\} \quad (13)$$

Sujeto a (11), (12) y la ley de movimiento de los estados.

¹⁷Las variables sin supra índice están en el periodo actual t , mientras que las que tienen supra índice $'$ son del periodo siguiente $t+1$

4.1.2. Firmas

Las firmas representativas de los sectores transable y no transable enfrentan, en cada t y para $i = m, n$, la siguiente función de producción:

$$y_{it} = e^{z_{it}} k_{it}^{\alpha_i} \quad (14)$$

En que z_{it} es un shock productivo para cada sector que sigue Un proceso autorregresivo de primer orden estándar para la literatura RBC:

$$z_{it} = \rho z_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (15)$$

Con $\epsilon_{i,t} \sim iid(0, \sigma_i^2)$.

El problema que resuelve la firma del sector $i = m, n$ es:

$$V(s_i) = \max_{\{k_i\}} \{\pi_i + \beta E(V(s'_i))\} \quad (16)$$

La producción del bien exportable se asumirá está dada, y enfrenta un precio P (términos de intercambio) que se determina exógenamente mediante un proceso autorregresivo de primer orden.

4.1.3. Gobierno

El gobierno recaudará tributos al capital, tributos a las importaciones e ingresos del bien exportable. Se modelará el gasto fiscal siguiendo a Medina y Soto (2007), mediante la regla de superávit estructural, en que el gobierno en cada periodo t satisface:

$$g = (1 + \tau_m) \tau_k r k \left(\frac{y}{y_{ee}} \right) + \tau_m (c_m + i - y_m) + \phi P y_x \left(\frac{P}{P_{ee}} \right) - s y \quad (17)$$

Donde ϕ es la proporción de ingresos que recibe el gobierno de la producción de las empresas públicas del sector exportable, y_{ee} y P_{ee} corresponden al valor de estado estacionario del producto y los términos de intercambio, respectivamente. s corresponde a la regla fiscal que actualmente es de 0.5%.

4.1.4. Condiciones de equilibrio

Para resolver el equilibrio de esta economía es necesario que se cumplan las restricciones de recursos y las condiciones de primer orden del problema de la firma y del consumidor representativo. En el sector no transable debe igualarse oferta con demanda en cada periodo:

$$e y_n = e c_n + \eta g \quad (18)$$

En que η es la proporción del gasto de gobierno destinado al consumo de bienes no transables. Para el sector transable debe cumplirse la siguiente condición entre la cuenta corriente y la cuenta de capitales:

$$CA = -(b' - b) = (1 - \delta)k - k' + y_m - c_m - (1 - \eta)g + Py_x - \tilde{r}b \quad (19)$$

Para cerrar el modelo se asume una ley de movimiento exógena para la tasa de interés internacional, del tipo $\tilde{r} = \tilde{r}(b)$ con $\tilde{r}'(b) \geq 0$. De esta manera, la deuda externa (b) se resuelve endógenamente en el modelo.

4.1.5. Equilibrio Competitivo

El equilibrio competitivo, dados los estados $s = (k_m, k_n, b, z_m, z_n, p, g, \tilde{r}, t_m)$, es un conjunto de asignaciones para $c_m = C_m(s)$, $c_n = C_n(s)$, $k' = K(s)$, $b' = B(s)$, funciones para los precios $r = R(s)$, $e = E(s)$ y la ley de movimiento de las variables exógenas $s' = S(s)$, tal que: Los hogares resuelven su problema de optimización en (13) dados el set de estados de la economía s , y las funciones $r = R(s)$, $e = E(s)$, $s = S(s)$, en que las soluciones de equilibrio satisfacen $c_m = C_m(s)$, $c_n = C_n(s)$, $k' = K(s)$, $b' = B(s)$. Las firmas de los sectores transables y no transables resuelven su problema de optimización en (16), tomando como dados el set de estados de la economía y las funciones $r = R(s)$, $e = E(s)$ y $s = S(s)$, en que las soluciones de equilibrio satisfacen $k'_m = K_m(s)$, $k'_n = K_n(s)$. Finalmente, deben cumplirse las restricciones de recursos de la economía en (18) y (19), más el cierre del mercado de factores productivos, tal que:

$$K_m(s) + K_n(s) = K(s) \quad (20)$$

4.2. Estimación de parámetros y Metodología

Se procederá a estimar los parámetros (Θ) del modelo estructural mediante el método *Indirect inference* propuesto por Gourieroux et, al.(1993). Este método es equivalente al método eficiente de momentos (EMM) propuesto por Gallant y Tauchen (1996), el cual basándose en un modelo auxiliar que captura la dinámica entre las variables de interés busca encontrar el vector de parámetros Θ que mejor calce dicha dinámica empírica con la series simulada del modelo estructural¹⁸. El modelo auxiliar utilizado en este trabajo es un vector autorregresivo de orden 1¹⁹ para el TCR y sus fundamentos, los detalles de la metodología se presentan en el anexo 6.3.

Dada la estructura del modelo las funciones de política no son derivables analíticamente por lo que es necesaria la utilización de métodos numéricos. Para ello se usa una aproximación de primer orden a la función de política, siguiendo la metodología propuesta por Schmitt-Grohe y Uribe (2004).

¹⁸Los parámetros estimados se presentan en la tabla 13 del anexo de tablas y gráficos.

¹⁹Esto es, la estimación de un VAR(1) para las variables en diferencias de media.

4.3. Tipo de Cambio Real de Equilibrio

A continuación, se presenta la ecuación de equilibrio del TCR que se obtiene al resolver el modelo:

$$TCR = \frac{\theta e^{z_n} k_n^{\alpha_n}}{(1 - \theta)(1 + \tau_m)[i + e^{z_m} k_m^{\alpha_m} - (1 - \eta)g + Py_x - \tilde{r}b + b' - b] + \theta\eta g}$$

Esta definición de TCR contiene las relaciones económicas entre el TCR chileno y sus fundamentos más importantes: Los términos de intercambio (P), el gasto de gobierno (g), las productividades de los sectores transable (z_m) y no transable (z_n), la posición de inversiones internacional (b) y los aranceles de importación (t_m). En base a dicha ecuación, y habiendo estimado los parámetros del modelo DSGE mediante *Indirect inference*, es posible re proyectar la trayectoria del TCR de la economía chilena consistente con el equilibrio de una economía abierta y pequeña como la chilena e incorporando la relación econométrica entre el TCR y sus fundamentos de largo plazo.

Dada la disponibilidad de datos fue posible re proyectar la trayectoria del TCR de equilibrio para el periodo 1996-2008. Para realizar la re proyección además de utilizar los datos de la sección 3, fue necesario recabar datos de los ingresos a las exportaciones de cobre y de inversión en capital²⁰. Una vez obtenidos los datos se procede a encontrar la trayectoria del TCR de equilibrio²¹ escalando el primer valor (1996:01) al valor estimado del TCR de tendencia de largo plazo mediante el modelo de comportamiento del TCR²².

Los resultados se presentan en las figuras 7-11. Es posible apreciar una marcada similitud de signo entre los desalineamientos del modelo DSGE con los desalineamientos predichos por el modelo BEER, sobre todo con la medición fundamental (figura 13). Las diferencias en magnitud se acentúan para el periodo 1999-2001 en que el modelo DSGE predice una apreciación máxima de -23 % y el modelo BEER una apreciación máxima del -16 %, y para el periodo 2004-2006 en que el modelo DSGE predice una depreciación máxima de 9 % y el modelo BEER una apreciación máxima del 3 %. Para el último episodio de apreciación del año 2008, se observa que el modelo DSGE también predice un mayor desalineamiento que el modelo BEER, ya que para el primer trimestre del 2008 predice un desalineamiento de aproximadamente un -15 %, mientras que el modelo BEER predice un desalineamiento de aproximadamente un -10 %. Luego, ambos modelos muestran una reversión del TCR hacia su valor de equilibrio para el tercer trimestre el 2008, el cual corresponde a 86.06²³.

²⁰Se utilizaron algunos insumos para los datos de la sección 3 como el PIB transable y no transable utilizado en la construcción de las productividades medias. Estos datos junto con la información de exportaciones de cobre y de inversión de capital fueron obtenidos del centro de estadísticas económicas del sitio web del Banco Central de Chile.

²¹Esta medición de TCR de equilibrio es consistente con los valores observados de los fundamentos y con el equilibrio del modelo, por lo cual podría denominarse una medición contemporánea del TCR de equilibrio. Puede ser de interés para efectos de política económica utilizar la trayectoria de largo plazo, utilizando algún filtro estadístico, de los fundamentos del TCR y obtener una medida de equilibrio del TCR de más largo plazo. Este y otros posibles ejercicios pueden ser solicitados al autor.

²²Para el cálculo del TCR de tendencia se utiliza el modelo de comportamiento escogido en la sección 3 y se aplica la metodología utilizada por Calderón (2004).

²³El valor promedio para el TCR-5 al tercer trimestre del 2008 fue de 84.6. Cabe destacar que el valor de equilibrio es calculado usando datos de producto desestacionalizados. Al usar datos sin desestacionalizar el valor de equilibrio del TCR al tercer trimestre del 2008 es de 93.2.

Utilizando información histórica del índice de precios internacionales (IPE) y del índice de precios del consumidor (IPC) es posible encontrar la trayectoria del dólar de equilibrio para la economía chilena ²⁴ (figuras 11 y 12), la cual muestra que para el tercer trimestre del 2008 el dólar de equilibrio era de \$528.2²⁵.

Es importante recalcar que los resultados presentados en este trabajo, acerca de la trayectoria del TCR de equilibrio, son sensibles al modelo DSGE utilizado y al supuesto hecho sobre el grado de desalineamiento inicial del TCR. Además, la estimación de los parámetros del modelo DSGE puede ser mejorada utilizando otra especificación de modelo auxiliar, por ejemplo utilizando la metodología de SNP propuesta por Gallant y Tauchen (1990).

5. Conclusiones

Este trabajo encuentra evidencia de la presencia de un quiebre estructural en la trayectoria del TCR en Chile el año 1997, a causa de fuertes shocks en sus fundamentos aranceles a las importaciones, activos externos netos y productividades relativas de los sectores transables y no transables, y probablemente también a causa de la transición de régimen cambiario de fines de los noventa. Se encuentra que estos quiebres son la causa de que los típicos test de raíz unitaria encuentren que el TCR es una variable no estacionaria, siendo que si lo es. De esta forma, se encuentra sustento de la versión débil de la hipótesis PPC sujeta a quiebres estructurales.

Posteriormente, se busca hacer un aporte en la determinación de una medida de TCR de equilibrio con mayor significado económico y que efectivamente provenga del equilibrio. Para ello se resuelve un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico que contiene las principales relaciones entre el TCR y sus fundamentos. Los parámetros del modelo son estimados mediante la metodología *Indirect inference* propuesta por Gourieroux et.al.(1993). Este modelo es utilizado para re proyectar la trayectoria del TCR de equilibrio de la economía chilena para el periodo 1996-2008.

Al comparar los resultados del modelo DSGE con los obtenidos por el modelo de comportamiento BEER, se aprecian considerables similitudes en signo y algunas diferencias en magnitud, lo cual indica que los resultados del modelo DSGE pueden ser utilizados de manera consistente. De la medición de TCR de equilibrio entregada por el modelo DSGE se encuentra que el TCR-5 chileno al tercer trimestre del 2008 se encontraba un 2.06 % por debajo de su valor de equilibrio, equivalente a un TCR-5 de 86.06 y a un valor del dólar de \$528.2.

Es preciso recalcar nuevamente que los resultados son sensibles al modelo estructural escogido y al supuesto de desalineamiento del año inicial. Además, queda abierta la posibilidad de mejorar aún más la precisión de la estimación de los parámetros del modelo estructural con modelos auxiliares más complejos y/o con una base de datos más refinada.

²⁴Basándose en la siguiente ecuación: $TCR_t = \frac{TCN_t P_t^*}{P_t}$, que asume preferencias similares entre individuos.

²⁵El valor promedio observado para el dólar al tercer trimestre del 2008 fue de \$516.37.

Referencias

- [1] Aguirre, A. y Calderón, C. (2005), “Real Exchange Rate Misalignments and Economic Performance”. Central Bank of Chile, Working Papers N° 315.
- [2] Arrau P., Chumacero, R. y Quiroz, J. (1992), “Ahorro Fiscal y Tipo de Cambio Real”. Cuadernos de Economía Año 29 No88, pp.349-386 Central de Chile, Working Paper No.264.
- [3] Bai, J. and P. Perron (1998), “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes *Econometrica*”. 66, 47-78.
- [4] Bai, J. and P. Perron (2003), “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models”. *Journal of Applied Econometrics* 18, 1-22.
- [5] Calderón, C.A. (2004), “Un Análisis del Comportamiento del Tipo de Cambio Real en Chile”. *Revista de Economía Chilena*, Volumen 7, No.1, Abril 2004.
- [6] Calderón, C.A. y R. Duncan (2003), “Purchasing Power Parity in an Emerging Market Economy: A Long-span Study for Chile”. *Estudios de Economía* 30(1): 103-32.
- [7] Caputo, R y B. Dominichetti (2005), “Revisión Metodológica en el Cálculo del IPE e Implicancias sobre los Modelos de Series de Tiempo para el TCR”. Nota de investigación, VOLUMEN 8 - N°1 / abril 2005. Banco Central de Chile.
- [8] Caputo, R y M. Nuñez (2008), “Tipo de cambio real de equilibrio en Chile: Enfoques Alternativos”. *Revista de Economía Chilena*, VOLUMEN 11 - N°2 / agosto 2008. Banco Central de Chile.
- [9] Chumacero, R. (2000), “Se Busca una Raíz Unitaria: Evidencia para Chile”, *Estudios de Economía* 27(1), 55-68.
- [10] Chumacero, Romulo y Fuentes, Rodrigo (2006), “Chilean Growth Dynamics”. *Economic Modelling* 23, 2006 pp197-214.
- [11] Chumacero, C., R. Fuentes y K. Schmidt-Hebbel (2004), “Chile’s Free Trade Agreements: How Big is the Deal?”. Banco Central de Chile, Working Paper No.264.
- [12] Chumacero, Romulo y Fuentes, Rodrigo (2006), “Economic Growth in Latin America: Structural Breaks or Fundamentals?”. *Estudios de Economía* 33(2): 141-154.
- [13] Chumacero, Romulo. (2005), “A toolkit for analyzing alternative policies in the chilean economy” in R.Chumacero y K. Schmitdt-Hebbel (editores), *General Equilibrium Models for the Chilean Economy*, Banco Central de Chile.
- [14] Collard, F. y Juillard M. (2001), “Stochastic simuations with DYNARE. A practical guide”. CEPREMAP. University Paris 8.

- [15] De Gregorio, J., Tokman, A., Valdés, J. (2005), "Flexible Exchange Rate with Inflation Targeting in Chile: Experience and Issues". Banco Interamericano de Desarrollo, Departamento de Investigación. Working Paper N°540.
- [16] Elliott, G., Rothenberg, T., Stock, J., 1996, "Efficient tests for an autoregressive unit root". *Econometrica* 64, 813-836.
- [17] Engle, C. (2009), "Currency Misalignments and Optimal Monetary Policy: A Reexamination". RBA Research Discussion Papers rdp2009-01, Reserve Bank of Australia.
- [18] Gallant, R. and G. Tauchen. (1996), "Which Moments to Match?". *Econometric Theory* 12(4): 657-81.
- [19] Gourieroux, C., A. Monfort and E. Renault (1993), "Indirect inference". *Journal of Applied Econometrics*, 8 S85-S118.
- [20] Hendry, D. (1995), "Dynamic Econometrics". Oxford University Press.
- [21] Johansen, S.J. (1998), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of economics dynamics and control* 12:231-54.
- [22] Kydland, F. and Prescott, E. (1982), "Time to Build and Aggregate Fluctuations". *Econometrica* 50, Number 6.
- [23] Hamilton, J. (1994), "Time Series Analysis". Princeton University Press.
- [24] Lefort, F. and Walker, E. (1999), "El Dólar como Activo Financiero: Teoría y Evidencia chilena". *Cuadernos de economía*, Año 36, N°109, pp 1035-1066. Diciembre 1999.
- [25] Medina, J. y Soto, C. (2007), "Copper Price, Fiscal Policy and Business Cycle in Chile". Central Bank of Chile, Working Papers N° 458.
- [26] Perron, Pierre, (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Econometrica*, *Econometric Society*, vol. 57(6), paginas 1361-1401, Noviembre.
- [27] Phillips, P., Perron, P., 1988, "Testing for a unit root in time series regression". *Biometrika* 75, 335-346.
- [28] Schmitt-Grohe, S. y Uribe, M. (2004), "Solving Dynamic General Equilibrium Models Using a Second-Order Approximation to the Policy Function". *Journal of Economic Dynamics & Control*, 28 755-775.
- [29] Schmitt-Grohe, S. y Uribe, M. (2003), "Closing Small Open Economy Models". *Journal of International Economics*, 61 163-185.
- [30] Zivot, E. y Andrews, D. (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil- Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis". *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3. (Jul., 1992), pp. 251-270.

6. Anexos

6.1. Datos

Los datos son trimestrales desde el primer trimestre de 1986 hasta el tercer trimestre del 2008. En las estimaciones se usó, para la medición del TCR, el índice TCR-5 publicado por el banco central de Chile. La variable absorción pública fue construida como gasto de gobierno corriente más inversión pública, más transferencias y menos intereses, todo dividido por el PIB nominal. Esta variable fue calculada desde 1989-2008 en base a los informes estadísticos trimestrales publicados por la dirección de presupuestos (DIPRES), y para el periodo 1986-1988 se trimestralizó la variable gasto publico de los datos del Banco Mundial (WDI).

Para el índice de términos de intercambio se cuenta con tres fuentes alternativas. La primera se obtuvo de los datos del CD del fondo monetario internacional (IFS) llevados a base 2003, la segunda corresponde a el cociente entre precio internacional del cobre y el precio internacional del petróleo, publicados por el Banco Central de Chile y la última corresponde a la medición de términos de intercambio construida por Rodrigo Caputo y Rodrigo Valdés²⁶. La variable posición de inversiones internacionales sobre PIB es la utilizada por Caputo y Nuñez (2008).

Las variables productividad media del sector transable y no transable, al igual que Calderón (2004) se construyen considerando para el PIB transable los sectores minería, pesca, industria y agricultura, luego el resto del PIB (servicios) corresponde al PIB no transable. La productividad media se construye dividiendo el PIB de cada sector por el empleo en dicho sector. Para el PIB se usan los datos publicados en la base de datos estadísticos del banco central de Chile, empalmados a año base 2003 y para los datos de empleo transable y no transable se usan los datos publicados por el INE. Los datos de aranceles de importación fueron obtenidos del Banco Central de Chile, gentileza de Jorge Selaive.

²⁶Con esta última medición de términos de intercambio se realizan las estimaciones.

6.2. Ecuaciones que resuelven modelo teórico

$$1 = \beta E \left[\frac{c_m(1 + \tau_m)(1 + \tilde{r}')}{c_{m'}(1 + \tau_{m'})} \right] \quad (21)$$

$$1 = \beta E \left[\frac{c_m[(1 - t_{k'})r' + 1 - \delta]}{c_{m'}} \right] \quad (22)$$

$$e = \frac{(1 - \theta)c_m(1 + \tau_m)}{\theta c_n} \quad (23)$$

$$r = \frac{\alpha_m y_m}{k_m} \quad (25)$$

$$r = \frac{e\alpha_n y_n}{k_m(1 + \tau_m)} \quad (26)$$

$$e y_n = e c_n + \eta g \quad (27)$$

$$-(b' - b) = (1 - \delta)k - k' + y_m - c_m - (1 - \eta)g + P y_x - \tilde{r}b \quad (28)$$

$$z_{m,t} = \rho_{z_m} z_{m,t-1} + e_{m,t} \quad (29)$$

$$z_{n,t} = \rho_{z_n} z_{n,t-1} + e_{n,t} \quad (30)$$

$$\ln(P_t) = \rho_p \ln\left(\frac{P_{t-1}}{\bar{P}}\right) + e_{p,t} \quad (31)$$

$$\ln(g_t) = \rho_g \ln\left(\frac{g_{t-1}}{\bar{g}}\right) + e_{g,t} \quad (32)$$

$$\ln(t_m) = \rho_{t_m} \ln\left(\frac{t_{m,t-1}}{\bar{t}_m}\right) + e_{t_m,t} \quad (33)$$

$$\tilde{r}_t = (1 - \rho_r)\bar{r} + (1 - \rho_r)\frac{b_t}{y_t} + \rho_r \tilde{r}_{t-1} + e_{r,t} \quad (34)$$

6.3. Indirect Inference

Este apéndice describe la metodología utilizada para estimar el vector de parámetros Θ del modelo DSGE, esta técnica propuesta por Gourieroux et, al.(1993) se basa en la estimación de un modelo auxiliar $f(y_t/x_t, \vartheta)$ empírico para poder estimar el vector de parámetros del modelo generador de datos de la variable de interés y_t . En primera instancia se estiman los parámetros del modelo auxiliar los cuales son la solución al problema de cuasi máxima verosimilitud:

$$\hat{\beta}_T = \text{Argmax}_{\beta \in B} Q_T(y_T, x_T, \beta) \quad (35)$$

El segundo paso consiste en estimar nuevamente los parámetros del modelo auxiliar, pero esta vez con las M simulaciones de tamaño T del modelo estructural:

$$\tilde{\beta}_T = \text{Argmax}_{\beta \in B} Q_T(y_T^M, x_T^M, \beta) \quad (36)$$

De esta manera el estimador de *Indirect inference* de θ busca minimizar el criterio del metodo generalizado de momentos²⁷ (GMM) y queda definido en la siguiente proposición:

$$\text{Min}_{\theta \in \Theta} \left[\hat{\beta}_T - \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \beta_T^m(\theta) \right]' \hat{\Omega}_T \left[\hat{\beta}_T - \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \beta_T^m(\theta) \right] \quad (37)$$

En que $\hat{\Omega}_T$ corresponde al estimador consistente de la matriz de varianzas y covarianzas de $\hat{\beta}_T$. Cabe destacar que esta técnica de estimación es equivalente al método eficiente de momentos (EMM) propuesto por Gallant y Tauchen(1996).

Para efectos de la estimación, el modelo considerado como auxiliar es un VAR(1) el cual es estimado mediante MCO, lo que en estos modelos equivale a estimar sus parámetros mediante máxima verosimilitud en presencia errores normales. Los parámetros a calzar son los coeficientes de los rezagos de cada variable y además se incluyeron los estimadores de la matriz de varianzas y covarianzas²⁸ del VAR(1) con el objeto de calzar segundo momentos a la hora de replicar funciones impulso respuesta. Posteriormente se simulan series largas del modelo estructural de manera de minimizar el criterio de GMM presentado anteriormente.²⁹

²⁷La ventaja de usar *Indirect inference* frente a estimar los parámetros mediante GMM, es que no es necesario tomar decisiones sobre qué momentos de la distribución calzar, ya que su metodología implica el calce de toda la distribución de probabilidades del modelo estructural hacia el modelo empírico.

²⁸Para lo cual se utiliza su transformación de Cholesky.

²⁹Dadas las restricciones numéricas del método, en cuanto el modelo DSGE se indefine para ciertas combinaciones de parámetros no factibles, la optimización se realiza en base a largas grillas que combinaban distintos valores para los parámetros profundos del modelo. Para efectos de realizar indirect inference el modelo DSGE se resolvió con una aproximación de primer orden a la función de política.

6.4. Tablas y gráficos

Tabla 1: Test de Raíz unitaria

Test	Estadístico	Valor crítico al 5 %	Resultado
ADF	-1.51	-2.89	Raíz unitaria
PP	-1.52	-2.89	Raíz unitaria
ERS	-0.98	-1.94	Raíz unitaria
KPSS	0.47	0.46	Raíz unitaria
ZA tend.	-2.91	-4.42	Raíz unitaria
ZA media	-3.19	-4.80	Raíz unitaria
ZA tend. y media	-2.91	-4.42	Raíz unitaria

Tabla 2: Modelo univariado TCR

Variable/Test	Valor
C	87.77**
AR(1)	0.956**
R2adj	0.927
JB	0.584
RAMSEY	0.908

Tabla 3: Coeficientes estimados literatura previa de modelos BEER

Variable	Mínimo	Máximo
Constante	4.07	6.12
LN(TI)	-0.46	0.07
LN(G/Y)	-0.47	-0.25
LN(ZT/ZN)	-0.50	-0.28
PII	-0.21	0.02
Aranceles	-0.02	0.01

Tabla 4: MCO modelo BEER (Matriz varianzas y covarianzas Newey-West)

Variable	coeficiente	P-value
Constante	4.25	0.00
LN(TI)	-0.01	0.86
LN(G/Y)	-0.37	0.00
LN(ZT/ZN)	-0.41	0.00
PII	-0.45	0.00
Aranceles	-0.04	0.00
R2 adj.	0.64	

Tabla 5: Mejor proceso univariado fundamentos

Variable	Proceso
LN(TI)	AR(1)
LN(G/Y)	ARMA(2,2)
LN(ZT/ZN)	ARMA(1,1)
PII	AR(1)
Aranceles	AR(1)

Tabla 6: Test de Haussman

Variable	Coficiente	P-value
$U_{Ln(TI)}$	-0.07	0.54
$U_{Ln(GY)}$	-0.18	0.15
U_{LNYTYN}	0.00	0.90
U_{PII}	0.46	0.10
$U_{Arancel}$	0.02	0.29

Tabla 7: Test de Bai y Perron (1998) fundamentos del TCR

Variable sujeta a cambio	Quiebre 1	Quiebre 2	Quiebre 3	Especificación	Método
<i>Terminos de intercambio</i>	2003.1	-	-	Constante + AR(1)	BIC
<i>Gasto de Gobierno</i>	1989.2	1997.3	2002.4	Constante + AR(1)	BIC
<i>Productividades relativas</i>	1989.2	1998.4	-	Constante + AR(1)	BIC
<i>Posicion de inversion int.</i>	2003.4	1995.3	-	Constante + AR(1)	BIC
<i>Aranceles</i>	-	-	-		

Tabla 8: Estimación modelo de umbral

Resultados TAR	lnTI	lnGE	lnYTYN	FY	Aranceles	T
<i>Umbral estimado</i>	90.92	0.21	-0.52	-0.42	7.47	46.00
<i>LM-test</i>	14.28	13.20	10.46	13.80	18.50	19.38
<i>Bootstrap P-Value</i>	0.15	0.23	0.63	0.16	0.01	0.00
<i>Año quiebre(aprox)</i>	2003	1997	1998	2006	1998	1997

Tabla 9: Test Bai y Perron (1998) cada fundamentos sujeto a quiebre

Variable	Dmax	WDmax	supf(2—1)	Quiebre 1	Quiebre 2	Método
$Ln(TI)$	106.4**	119.6**	0.443	1994.4	2001.2	LWZ
$Ln(G/Y)$	12.3**	13.8**	217.5**	1995.2	2001.2	LWZ
$Ln(ZT/ZNT)$	20.1**	22.5**	6.95	1991.2	1995.2	LWZ
PII	24.06**	24.06**	114.4**	1991.1	1996.2	Secuencial
<i>Aranceles</i>	42.3**	73.25**	29.5**	1993.3	1996.4	LWZ

**, * Significativo al 5 % y 10 %, respectivamente.

Tabla 10: Test Bai y Perron (1998) todos los fundamentos sujeto a quiebre

Variable	Dmax	WDmax	supf(2—1)	Quiebre 1	Quiebre 2
<i>Todos</i>	2201**	2473**	268.97**	1989.3	1997.2
<i>Fundamentos</i>					

**, * Significativo al 5 % y 10 %, respectivamente.

Tabla 11: Test Raíz unitaria fundamentos TCR

Variable	Philips Perron (PP)	PP s/a Quiebre	Año Quiebre
<i>Términos de intercambio</i>	No estacionario	Estacionario	2003
<i>Gasto de gobierno</i>	Estacionario		
<i>Productividades relativas</i>	Estacionario		
<i>Activos externos netos</i>	No estacionario	Estacionario	1991*
<i>Aranceles</i>	No estacionario	Estacionario	1997
*Estacionario entre 1991 y 2003			

Tabla 12: Test de cointegración de Johansen (1998) (Prueba de la traza)

Nº Ec. Cointegración	Valores propios	Est. Máx valor propio	Valor crítico	P-Value
Ninguno **	0.63214	141.37350	94.15000	0.00002
A lo más 1 **	0.48216	86.37028	68.52000	0.02010
A lo más 2*	0.37882	50.17563	47.21000	0.18849
A lo más 3	0.23148	23.98824	29.68000	0.50464
A lo más 4	0.11557	9.50732	15.41000	0.40286
A lo más 5	0.04882	2.75270	3.76000	0.12835

* Significativo al 5%

Tabla 13: Valor de los parámetros DGSE, estimados mediante *Indirect inference*

Parámetros profundos	Valor estimado	desv. est. (eps=1e7)
β	0.992000	0.038
θ	0.35000	0.07
δ	0.06600	0.01
α_m	0.25000	0.009
α_n	0.32500	0.01
η	0.50000	0.01
ψ	0.55000	0.02
ϕ	0.06600	0.05
ρ_m	0.80000	0.001
ρ_n	0.80000	0.001
ρ_p	0.80000	0.002
ρ_r	0.90000	0.001
ρ_g	0.90000	0.001
ρ_{tm}	0.90000	0.001

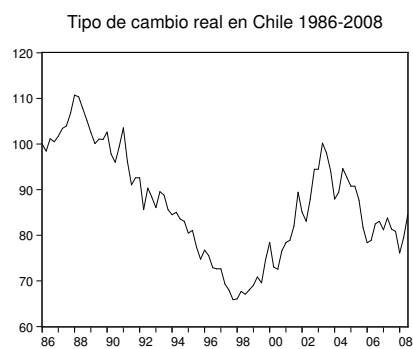


Figura 1: Tipo de cambio real en Chile 1986-2008

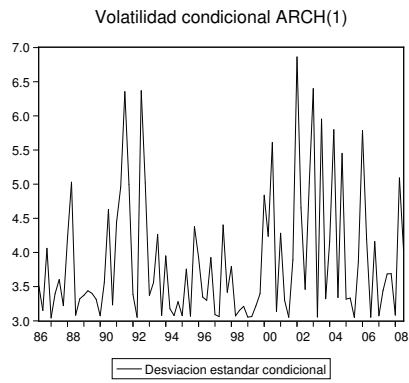


Figura 2: Volatilidad condicional proyectada ARCH(1)

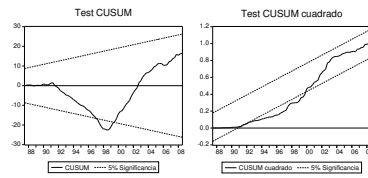


Figura 3: Test de estabilidad conjunta

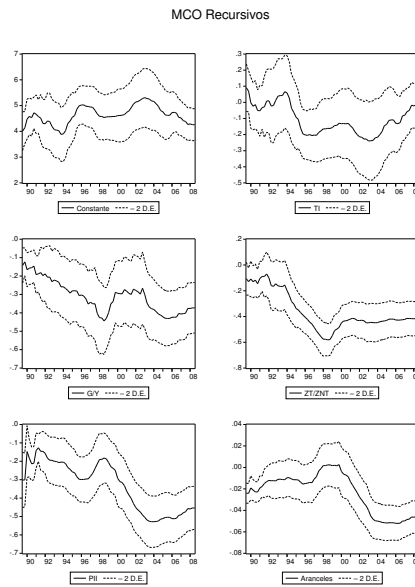


Figura 4: Minimos cuadrados ordinarios recursivos

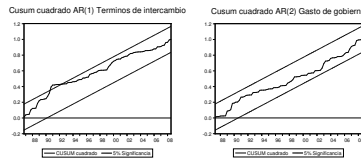


Figura 5: Test de estabilidad conjunta procesos marginales fundamentos

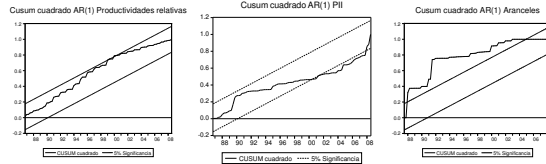


Figura 6: Test de estabilidad conjunta procesos marginales fundamentos

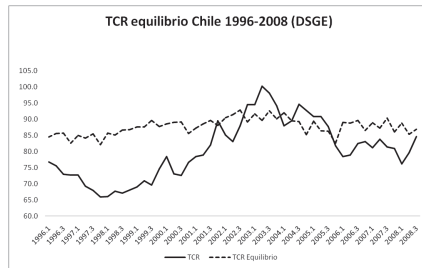


Figura 7: TCR de equilibrio 1996-2008

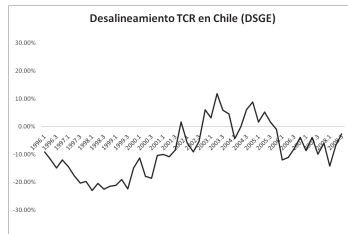


Figura 8: Desalineamiento TCR 1996-2008

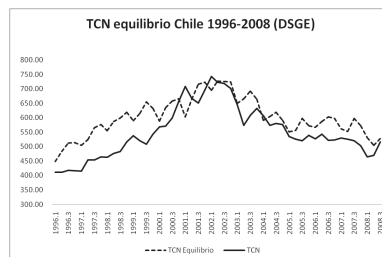


Figura 9: TCN de equilibrio 1996-2008

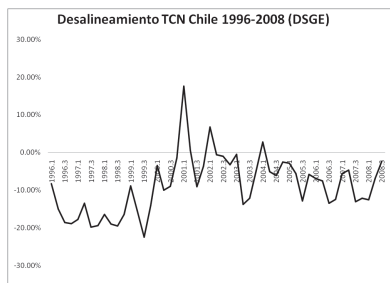


Figura 10: Desalineamiento TCN 1996-2008

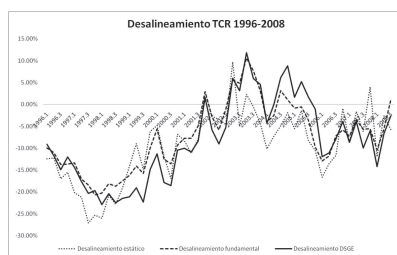


Figura 11: Desalineamiento TCR 1996-2008: Modelos DSGE y BEER