



Instituto de Economía

Facultad de Ciencias Económicas y de Administración
Universidad de la República - Uruguay

TIPO DE CAMBIO REAL EN URUGUAY UNA ESTIMACIÓN DE SUS DESALINEAMIENTOS

Giuliano Cantisani

INSTITUTO DE ECONOMÍA

Serie Documentos de Investigación Estudiantil

Noviembre,
2018

DIE 02/19

ISSN: 2301-1963 (en línea)

Agradecimientos: este trabajo surgió como proyecto final de la Unidad Curricular Taller de Análisis de Coyuntura, a cargo de Gabriela Mordecki, Bibiana Lanzillota y Gonzalo Zunino; cuyos aportes, comentarios, correcciones y sugerencias fueron fundamentales para la elaboración del mismo. También fueron muy enriquecedores los intercambios dados en clase con el resto de los compañeros del taller. Agradezco especialmente a Jorge Basal por haber facilitado algunas de las series de datos utilizadas y por su interés en esta investigación. Agradezco además a Santiago Rego, quien participó como comentarista en una presentación de este estudio en las VIII Jornadas Académicas de la FCEA. Por último, quisiera agradecer a mis familiares y amigos por su apoyo durante la elaboración de esta investigación.

Cualquier error u omisión, así como todas las opiniones aquí vertidas, son pura responsabilidad del autor.

Forma de citación sugerida para este documento: Cantisani, G. (2018). “Tipo de Cambio Real en Uruguay. Una estimación de sus desalineamientos”. Serie Documentos de investigación estudiantil, DIE 02/19. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Tipo de Cambio Real en Uruguay. Una estimación de sus desalineamientos

Giuliano Cantisani*

Resumen

El objetivo de este trabajo es plantear un modelo que permita estimar el valor de equilibrio del Tipo de Cambio Real (TCR) para Uruguay y de esa manera poder contestar la pregunta de si el valor observado en la actualidad se encuentra en línea con sus fundamentos de largo plazo. Para ello, utilizando la metodología de Baffes, Elbadawi y O'Connell (1999), se encontró una relación de largo plazo entre el TCR, la productividad relativa de la economía uruguaya respecto a la estadounidense, el diferencial de las tasas interna y externa, el grado de apertura de la economía, y el consumo público. El modelo es coherente con la teoría económica y con las investigaciones antecedentes.

Se concluye que los desalineamientos eran mayores en los períodos con sistemas de fijación del tipo de cambio. A su vez, no se puede sostener que la apreciación real de la moneda nacional experimentada tras la salida de la crisis de 2002 en adelante implique una situación de sobrevaluación, dado que los desalineamientos han sido poco importantes y en ambos sentidos. En particular, entre 2008 y 2016 las condiciones de competitividad parecen haber sido favorables al sector transable, aunque la situación se habría revertido en los últimos años, debido a que los desalineamientos han pasado a ser negativos, aunque de baja magnitud. No obstante, la política económica tiene un rol a jugar en la corrección de estos desalineamientos, la cual debe apuntar a combatir las rigideces en los precios de los bienes no transables.

JEL: C32, F31, F41

Palabras claves: tipo de cambio real, cointegración, fundamentos, desalineamientos.

• giulianocantisani.f@gmail.com

Real Exchange Rate in Uruguay. An estimation of its misalignments

Giuliano Cantisani

Abstract

The purpose of this paper is to estimate the equilibrium Real Exchange Rate (RER) for Uruguay in order to evaluate if its current value is in line with its long-term-fundamentals. Using Baffes, Elbadawi and O'Connell's (1999) methodology, a long-term relation is found among RER, Uruguay and US relative productivity, intern and foreign interest rate differential, the economy openness degree, and public consumption. The model is coherent with economic theory and previous investigations.

It is concluded that misalignments were grater during non-flouting exchange rate regimes. Also, the real appreciation of Uruguayan currency after the 2002 economic crisis cannot be diagnosed as an overvaluation period because misalignments were small and of both signs. Particularly, between 2008 and 2016, competitiveness conditions appear to have been favourable for the tradable sector, although the situation would have changed in recent years due to negative misalignments, but of a lower magnitude. Even so, the economic policy has a role to play in the correction of those misalignments, whose aim must be to fight stickiness in non-tradable goods' prices.

JEL code: C32, F31, F41

Key words: real exchange rate, co-integration, fundamentals, misalignments

1. Introducción

El Tipo de Cambio de Real (TCR) es una medida del encarecimiento relativo de un país frente al resto del mundo, por lo cual se lo suele interpretar como un indicador de competitividad. Es una de las variables económicas más relevantes dado que sobre ella se fundamentan muchas de las decisiones que toman los agentes, condicionando así la asignación de recursos dentro de una economía.

Dada su relevancia, resulta fundamental determinar si su nivel observado está en línea con niveles sostenibles en el largo plazo.

La economía uruguaya ha venido experimentando una continua apreciación real de su moneda en la última década y media, lo cual ha llevado a varios analistas a alertar sobre una situación de sobrevaluación o “atraso cambiario”.¹

La mayoría de estos diagnósticos negativos se fundamentan en la teoría de la paridad de poder de compra (PPP, por su sigla en inglés). La PPP es una ampliación de la Ley de un Solo Precio, la cual sostiene que el precio de un determinado bien en dos economías distintas debe ser igual si se lo expresa en una misma moneda; por su parte, la PPP en su versión absoluta afirma que el nivel general de precios de dos economías, expresados en la misma moneda, debe ser igual; mientras que en su versión relativa argumenta que la tasa de inflación doméstica debe ser igual a la inflación externa más la variación del tipo de cambio nominal. Una de las principales conclusiones de la PPP es que el TCR debe ser constante en el tiempo, por lo tanto, su nivel de equilibrio sería igual al de un año base determinado o a su promedio histórico.

No obstante, la PPP ha despertado varias polémicas. El ganador del Premio Nobel de Economía, Paul Samuelson, la calificó como *“una doctrina engañosa y pretenciosa, la cual promete lo que es raro en economía: predicción numérica precisa”*.²

Dornbusch (1988), Taylor y Taylor (2004) y Krugman, et al (2012, cap. 16) repasan los principales estudios empíricos que se han hecho sobre la PPP a nivel internacional y encuentran un abrumador rechazo de sus predicciones en el corto y mediano plazo, aunque en el muy largo plazo (períodos en torno a los 100 años o más), la evidencia es algo más favorable. Varios autores, como Canelo, et al (2000), Lorenzo, et al (2000), Fernández, et al (2005) y Gianelli (2011), han estudiado el cumplimiento de la PPP para Uruguay y los resultados son similares.

Por lo tanto, si bien la PPP es una útil herramienta teórica (e incluso práctica en determinados contextos), resulta claro que su utilización para medir los desalineamientos del TCR en el marco de un análisis de coyuntura no parece pertinente. Así, en este trabajo nos proponemos plantear un modelo que permita estimar el valor de equilibrio del TCR para

¹ Este término no tiene una definición precisa y por lo tanto se lo suele utilizar para señalar cosas distintas, sin embargo, es clara su connotación negativa, por lo cual se puede asumir que quien lo utiliza está haciendo referencia a que el nivel actual del TCR no es el deseable.

² Samuelson, P (1964) "Some Theoretical Notes on Trade Problems," citado en Dornbusch (1988). Original en inglés, traducción propia.

Uruguay y de esa manera poder contestar la pregunta de si el valor observado en la actualidad se encuentra en línea con sus fundamentos de largo plazo.

En lo que sigue, repasaremos los principales antecedentes y plantearemos el marco teórico que guiará el análisis (sección 2), luego, se hará una presentación y descripción de los datos a utilizar (sección 3), posteriormente, se expondrá la metodología que será empleada (sección 4) y los resultados obtenidos (sección 5); para finalizar, en base a lo anterior se hará un análisis de coyuntura (sección 6) y se plantearán las conclusiones de este estudio (sección 7).

2. Antecedentes y marco teórico

Dada la relevancia del TCR y la fragilidad de la PPP para explicar sus desalineamientos, han surgido numerosas propuestas, tanto teóricas como prácticas, para abordar el problema de estimar un *tipo de cambio real de equilibrio (TCReq)*.

MacDonald (2000) e Isard (2007), entre otros, realizan un análisis comparativo de las distintas aproximaciones utilizadas para obtener medidas del TCReq. En general, podemos decir que existen dos grandes enfoques: el primero consiste en estimar un modelo macroeconómico de equilibrio general y calcular el TCR consistente con el equilibrio interno y externo; el otro enfoque consiste en analizar el comportamiento del TCR y estimar la relación de equilibrio que existe entre esta variable y sus fundamentos. Este último enfoque se ha dado en llamar *tipo de cambio real de equilibrio comportamental (BEER)*, por su sigla en inglés).

Aboal (2002) fue pionero en estimar el TCReq para Uruguay. Utilizando un modelo de vectores de corrección de errores (VECM) encuentra que existe una relación de equilibrio entre el TCR, la productividad relativa del promedio de la economía respecto a la productividad de la industria, el consumo total de la economía y el consumo del gobierno. Posteriormente, Gianelli y Mednik (2006), utilizando la técnica de cointegración de Engle-Granger, hallan una relación de largo plazo entre el TCR, la productividad media de la economía, la diferencia entre la tasa de interés interna y la externa, los términos de intercambio y la proporción del gasto público sobre el PIB. Por su parte, Bello, et al (2010), estiman el TCReq para 17 países en América Latina y concluyen que, para el caso uruguayo, este se ve determinado por la productividad relativa respecto a los socios comerciales, la posición de inversión internacional y los términos de intercambio; estas tres variables también resultan ser los fundamentos del TCR en Argentina y Brasil. Más recientemente, Benítez y Mordecki (2012), utilizando también un VECM, encuentran una relación de largo plazo entre el TCR, el diferencial de la productividad del trabajo entre la economía uruguaya y la estadounidense, las exportaciones de bienes extrarregionales y el consumo agregado. Además, detectan que los desalineamientos observados entre 2005 y 2010 son de magnitud reducida, exceptuando los producidos en 2009, en el contexto de la crisis internacional.

En este trabajo, utilizaremos como marco teórico un *modelo de economía dependiente a la Salter-Swan*, también conocido como *modelo australiano*. En particular, seguiremos el modelo propuesto por Montiel (1999), el cual tiene la ventaja de explicitar los fundamentos

del TCR y el papel que juegan en la determinación de su nivel de equilibrio en una economía en vías de desarrollo.

Como es usual en este tipo de modelos, asumiremos que existen dos sectores: uno produce bienes que son comercializados con el exterior (bienes transables) y el otro produce bienes que solo se comercializan al interior de la economía (bienes no transables). Así, el TCR será igual a la relación entre los precios de los bienes transables (PT) y el precio de los bienes no transables (PNT):

$$TCR = \frac{PT}{PNT} \quad (2.1)$$

Esta forma de definir el TCR es referida a veces como *tipo de cambio real interno* y es la más usual a la hora de estudiar el comportamiento de dicha variable en economías pequeñas. Con esta definición, una caída del TCR representa una apreciación real de la moneda doméstica, mientras que un aumento implica una depreciación real. Como se puede ver, el tipo de cambio nominal no aparece explícitamente en la ecuación 2.1, sin embargo, está implícito en la determinación del precio en moneda local de los bienes transables: PT es una función del tipo de cambio nominal (expresado como la cantidad de moneda doméstica necesaria para comprar una unidad de moneda extranjera) y el precio internacional del bien transable, el cual es un dato exógeno para una economía pequeña como la que estamos estudiando.

Dado que la economía en cuestión es tomadora de precios en el mercado internacional, podrá vender toda su producción a un precio dado (en particular si la economía es exportadora de bienes homogéneos como son los *commodities*), por lo tanto, la idea de competitividad que nos interesa estudiar es a la interna de la economía, entendida como la cantidad de bienes transables que se pueden producir internamente de forma rentable. Esta idea es la que se pretende medir con el TCR interno.

Montiel (1999) define el TCReq como aquel que emerge del equilibrio general macroeconómico cuando sus fundamentos de largo plazo se encuentran en niveles sostenibles. Estos fundamentos son los valores de estado estacionario de ciertas variables exógenas y de política, junto con los valores de otras variables predeterminadas que tardan en ajustarse para llegar a su estado estacionario, y como estas variables cambian en el tiempo, entonces necesariamente el TCReq será un concepto dinámico, aunque de cambios lentos.

Uno de los fundamentos más documentados en la literatura económica es el llamado *efecto Balassa-Samuelson*: un aumento de la productividad en el sector transable elevará los salarios en ese sector (para un precio internacional dado) y presionará al alza los salarios del sector no transable, donde la productividad es menor, por lo tanto, los precios del sector no transable aumentarán. Así, un shock de productividad relativa favorable al sector transable hará caer el TCReq.³

La política fiscal también cumple un rol en la determinación del TCR. Un aumento del gasto público en bienes no transables presionará al alza el PNT, induciendo a una caída del TCR. Un aumento del gasto público en bienes transables tendrá el efecto contrario de acuerdo con

³ Un corolario del efecto Balassa-Samuelson es que los países con productividad relativa mayor tendrán mayores niveles generales de precios.

Montiel (1999), aunque Penati (1987) concluye que un aumento del gasto público en bienes transables no tendrá efectos sobre el TCReq.

Otro determinante del TCReq es la tasa de interés internacional. Una caída de esta variable permite financiar un mayor déficit de balanza comercial, por lo cual será posible sostener un TCR más bajo. Por otro lado, un aumento del diferencial de la tasa doméstica y la externa requerirá una depreciación nominal para recomponer la paridad descubierta de intereses. Así, el diferencial de tasas se asocia negativamente con el TCReq. (Gianelli y Mednik, 2006)

El grado de apertura de una economía también determina el TCReq, aunque sus efectos son ambiguos. En primer lugar, en una economía más abierta aumentarán las importaciones, lo cual implica un shock de oferta positivo, vía abaratamiento de los insumos importados, y un shock de demanda negativo, dado que se sustituirán bienes domésticos por bienes importados; ambos efectos causarán un aumento del TCReq. En segundo lugar, aumentarán también las exportaciones, incrementándose así el flujo de divisas, y con él la demanda agregada, con lo que la presión sobre los precios no transables provocará una apreciación real de la moneda doméstica. Dependiendo de cuál de los dos efectos sea más fuerte, un aumento en el grado de apertura impactará positiva o negativamente sobre el TCReq. (Benítez y Mordecki, 2012)

Por último, otro fundamento frecuentemente reconocido por la literatura es la relación de términos de intercambio, es decir, el precio relativo de las exportaciones y las importaciones. La teoría económica reconoce una relación inversa de esta variable con el TCReq. Sin embargo, el indicador de TCR que estamos manejando no es apropiado para medir el impacto de los términos de intercambio, dado que agrupamos los bienes importables y exportables en un solo bien: los transables. Por lo tanto, estamos suponiendo implícitamente que la relación de términos de intercambio es constante. Para tener en cuenta este efecto es necesario un enfoque de tres bienes (importables, exportables y no transables) o un TCR *externo* que vincule el nivel de precios del exterior con el nivel de precios interno, aunque este último indicador resulta más apropiado para economías grandes.⁴

3. Variables a utilizar

Como se señaló anteriormente, en este trabajo utilizaremos un indicador de TCR interno, el cual fue calculado por el Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración de la Universidad de la República, a través de la descomposición del Índice de Precios al Consumo, calculado por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

Para poder captar el efecto Balassa-Samuelson utilizaremos un indicador de la productividad relativa entre Uruguay y Estados Unidos (*prod_rel*), calculado como la proporción de PIB por trabajador en Uruguay respecto a la misma ratio para EE.UU. Para el caso uruguayo, los datos de PIB fueron obtenidos del Banco Central del Uruguay (BCU) y los datos de empleo se

⁴ Por una discusión más detallada sobre los distintos indicadores de TCR ver Hinkle y Nsengiyumva (1999)

obtuvieron del INE; para EE.UU., la fuente fue la Federal Reserve Economic Data (FRED). Esta variable tiene en cuenta únicamente la productividad del trabajo y no la del capital, asimismo hubiese sido apropiado contar con indicadores de productividad en el sector transable y el no transable, sin embargo, la disponibilidad de la información es una limitante en este caso.

Tampoco se cuenta con información desagregada del gasto público en bienes transables y no transables, por lo tanto, usaremos el gasto de consumo final del gobierno (*gcf_gob*) como *proxy* del gasto público en bienes no transables, y la inversión pública (*fbk_gob*) como *proxy* del gasto público en bienes transables, con datos del BCU. Las variables están expresadas en precios constantes del año 2005, se las utilizará de esta forma y también como proporción del PIB (en este último caso, las variables conservan su nombre, agregándosele *_pib* al final).

El promedio trimestral de la tasa media en moneda extranjera (*tasa_me*) será la tasa de interés doméstica, obtenida del BCU. Mientras que el promedio trimestral de la tasa London InterBank Offered Rate (*libor*) a tres meses será la tasa internacional, obtenida de FRED. El diferencial es:

$$dif_tasas = \frac{1 + tasa_me}{1 + libor} - 1$$

El grado de apertura de la economía (*open*) se aproximará, como es usual, con el coeficiente de apertura, calculado como la suma de las exportaciones y las importaciones de bienes y servicios, dividido por el PIB, todos expresados a precios constantes de 2005, con datos del BCU.

Finalmente, la relación de términos de intercambio (*tot*) se calcula a través del cociente de los deflatores implícitos de las exportaciones e importaciones de bienes y servicios, con información del BCU.

En el análisis se utilizan datos trimestrales para el período comprendido entre el primer trimestre de 1988 y el primer trimestre de 2018.

4. Metodología

En este trabajo, estimaremos el TCReq siguiendo un enfoque de equilibrio comportamental. Para ello, utilizaremos la metodología planteada por Baffes, et al (1999), quienes proponen un método econométrico uniecuasional de series de tiempo.

El concepto central de su metodología es que el TCReq puede ser identificado a través una función inobservada de sus fundamentos sobre la cual el TCR gravita en el tiempo. Para estimar dicha función, se parte de asumir que la relación funcional existente entre el TCReq y sus fundamentos es lineal tras aplicar una transformación logarítmica. Además, esta función

viene dada por la relación de estado estacionario de los valores efectivos de los fundamentos y el TCR. Así, obtenemos el siguiente modelo estimable:

$$\ln(TCR_t) = \beta'F_t + \mu_t \quad (4.1)$$

Donde F es el vector de los fundamentos, y la perturbación μ_t es una variable aleatoria, estacionaria y con media cero.

Nuestro objetivo entonces es estimar el vector de los coeficientes β , para hacerlo es necesario utilizar alguna técnica de cointegración. Una de las formas más sencillas es a través del método en dos etapas de Engle y Granger (1987). La primera etapa consiste en estimar la relación de largo plazo (ecuación 4.1) por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y en caso de que los residuos sean estacionarios las series estarán *cointegradas*, es decir, que existe una dinámica subyacente común entre ellas. En una segunda etapa, se estima la relación de corto plazo incluyendo los residuos rezagados de la relación de cointegración, los cuales serán utilizados para medir la velocidad de reversión al equilibrio, además, se incluyen rezagos de la propia variable, rezagos de los fundamentos, y otros factores que solo inciden en la dinámica de corto plazo.

Una vez obtenidos los coeficientes β , es necesario computar los valores sostenibles de los fundamentos para hallar el $TCReq$. Baffes, et al (1999) proponen usar un filtro de Beveridge-Nelson para hacerlo, sin embargo, aquí seguiremos a Clarck y MacDonald (1998), quienes utilizan un filtro de Hodrick-Prescott. Vale aclarar que siguiendo cualquiera de estos dos métodos u otros similares, al tratarse de procedimientos puramente estadísticos, no necesariamente garantizarán el cumplimiento del equilibrio interno y externo, sin embargo, nos proveen de valores tendenciales o permanentes de los fundamentos que nos permiten aproximarnos al $TCReq$ sin mayores pretensiones normativas sobre el valor de sus fundamentos.

Así, utilizando la metodología descrita, podemos obtener el valor de equilibrio del TCR, la velocidad de retorno al equilibrio y dos medidas de desalineamiento: la primera, llamada desalineamiento corriente, está dada por la variación porcentual entre el TCR observado y el TCR consistente con los fundamentos en sus valores actuales; la segunda, llamada desalineamiento total, se obtiene al comparar con el TCR resultante tras computar los valores sostenibles de los fundamentos. Esto nos permite identificar si los desalineamientos se ven causados por un alejamiento del TCR de sus fundamentos o por el propio “desequilibrio” de los mismos.

A pesar de que el procedimiento de Engle-Granger es fácil de implementar, no está exento de críticas, en especial debido a que es el investigador quien debe decidir arbitrariamente cuales son las variables explicativas y cual la explicada; además, al utilizar más de dos variables, como en nuestro caso, podría existir más de una relación de cointegración y este método solo nos permite identificar una. Aquí la primera crítica no parece tener lugar, dado que la ecuación 4.1 no es antojadiza, sino que viene dada por el marco teórico, sin embargo, sí puede haber espacio para la segunda crítica. Volveremos sobre esto en la siguiente sección, aunque vale aclarar que, a pesar de lo mencionado, Baffes, et al (1999) abogan fuertemente a favor de un enfoque uniecuacional sobre uno sistémico.⁵

⁵ Ver sección “Motivating a single equation approach” en Baffes, et al (1999).

5. Resultados empíricos

Como comentamos anteriormente, las series que intervendrán en el análisis son el TCR junto con otras variables candidatas a ser sus fundamentos de largo plazo, a saber: la productividad relativa (*prod_rel*), el diferencial de tasas (*dif_tasas*), el grado de apertura de la economía (*open*), la relación de términos de intercambio (*tot*), el gasto de consumo final público (*gcf_gob*), la formación bruta de capital del gobierno (*fbk_gob*), y estas últimas dos variables como proporción del PIB (*gcf_gob_pib* y *fbk_gob_pib*, respectivamente). Se pueden ver las representaciones gráficas de las series en el anexo.

En esta sección realizaremos una descripción de las características estadísticas de las series analizadas y aplicaremos la metodología planteada en la sección anterior. Todos los cálculos y estimaciones que se mostrarán fueron realizados utilizando el software EViews 9.5, las salidas pueden encontrarse en el anexo.

5.1 Orden de integración

Tras realizar un test de raíces unitarias de Dickey-Fuller aumentado (ADF) sobre las series en niveles (siguiendo el criterio de información de Akaike para determinar el número de rezagos) encontramos que, en todos los casos, no es posible rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria para niveles de significación del 10%, 5% y 1%.

Además, aplicando el test ADF a las series en primeras diferencias, se rechaza la existencia de raíz unitaria. Por lo tanto, podemos decir con un 99% de confianza que todas las series son integradas de orden uno, $I(1)$.

Este resultado nos permitirá aplicar la técnica de cointegración de Engle-Granger más adelante.

5.2 Relación de largo plazo

En esta subsección procederemos a estimar la ecuación 3.1, para ello debemos evaluar cuales de las distintas variables candidatas a ser los fundamentos del TCR entran en la relación de largo plazo.

En primer lugar, la productividad relativa resultó ser significativa en todas las especificaciones alternativas del modelo y además presenta el signo negativo esperado. Este resultado es similar al encontrado por Aboal (2002), Gianelli y Mednik (2006), Bello, et al (2010), y Benítez y Mordecki (2012), utilizando, en todos los casos, indicadores alternativos de productividad. Así, vemos que el efecto Balassa-Samuelson cuenta con amplio respaldo empírico en la economía uruguaya.

El diferencial de tasas también resultó ser significativo y con el signo esperado, Gianelli y Mednik (2006) llegan a esta misma conclusión.

Por su parte el grado de apertura es significativo y está negativamente relacionado con el TCR, por lo cual el efecto de las exportaciones parece dominar al de las importaciones, esto es

coherente con lo encontrado por Benítez y Mordecki (2012) y Gianelli y Mednik (2006), aunque en este último caso, la variable no termina integrando la relación de largo plazo.

Probando con las distintas variables del gasto público, encontramos que al expresarlas en niveles eran más significativas que sus versiones como proporción del PIB. Además, el consumo público resultó estar negativamente relacionado con el TCR, lo cual sugiere que es una buena aproximación al gasto del gobierno en bienes no transables, por su parte la inversión pública presentó un signo positivo, tal como se esperaba, aunque no resultó ser significativa, en línea con lo planteado por Penati (1987).

Por último, no se encontró relación entre los términos de intercambio y el TCR, de acuerdo con lo esperado dado el indicador que manejamos. Gianelli y Mednik (2006) y Bello, et al (2010), utilizando un TCR externo, encuentran una relación negativa, de forma coherente con la teoría.

Dado que todas las series son $I(1)$, para probar que efectivamente existe una relación de cointegración entre ellas debemos ver si los residuos de la estimación son $I(0)$. Tras realizar un test ADF a los residuos (en el modelo sin tendencia determinística ni constante) encontramos que se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria con un nivel de confianza del 95% si se sigue el criterio de información de Akaike para determinar el número de rezagos del modelo, y con un 99% de confianza si se sigue el criterio de Schwarz, por lo tanto, concluimos que los residuos son estacionarios.

De esta forma, la relación de largo plazo queda representada por la siguiente expresión:

$$\ln(TCR) = 7,16 - 0,45 \ln(prod_rel) - 0,08 \ln(dif_tasas) - 0,42 \ln(open) - 0,12 \ln(gcf_gob) \quad (5.1)$$

Como mencionamos anteriormente, aquí solo estamos teniendo en cuenta una única relación de cointegración, cuando podrían existir incluso cuatro. Esto representa una potencial debilidad de nuestro modelo.

Para testear el número de relaciones de cointegración existentes, realizamos un test de Johansen. Dadas las características de nuestras series, la especificación del test más apropiada parece ser aquella en la cual se permite la existencia de tendencia determinística en los datos, pero en las ecuaciones de cointegración el único componente determinístico incluido es la constante.

Con un nivel de confianza del 95%, el estadístico del máximo valor propio detecta una única relación de cointegración entre las series, mientras que el estadístico de la traza sugiere que podrían existir hasta dos relaciones. Si aumentamos el nivel de confianza a 99%, ambos estadísticos concluyen que solo existe una relación de cointegración.

Por lo tanto, si bien no se pudo descartar completamente la existencia de dos ecuaciones de cointegración, la evidencia estadística parece apoyar más firmemente la existencia de una única relación.

De esta forma, las ventajas de proceder con un método sistémico frente a uno uniecuacional se limitan a permitir la existencia de retroalimentación entre las variables. En la siguiente subsección abordaremos otras posibles limitaciones de nuestro modelo.

5.3 Análisis de exogeneidad

Para asegurarnos de que la ecuación 5.1 es válida, debemos analizar si se cumplen las condiciones de exogeneidad requeridas. Intuitivamente, la exogeneidad implica que se puede tomar como dada una variable de interés. Siguiendo a Engle, et al (1983), llamaremos *exogeneidad débil* a la condición necesaria para realizar inferencia, *exogeneidad fuerte* a la condición necesaria para realizar proyecciones, y *super-exogeneidad* a la condición necesaria para realizar análisis contrafáctico o de simulación.

Con el fin de testear el cumplimiento de la exogeneidad débil, seguiremos el método simplificado planteado por Enders (2015, cap. 6) y utilizado por Gianelli y Mednik (2006), el cual consiste en estimar un modelo para cada uno de los fundamentos y comprobar que los residuos de la relación de largo plazo rezagados un período no son significativos. Las especificaciones de los modelos se pueden encontrar en el anexo.

De esta forma comprobamos que los residuos no son significativos para niveles de confianza mayores o iguales a 90% en todos los casos, por lo que podemos concluir que se cumple la condición de exogeneidad débil de los fundamentos, lo cual implica que es posible tomar los fundamentos como dados sin pérdida de información relevante. Por lo tanto, se puede realizar inferencia sobre la ecuación 5.1.

Así, vemos que esta ecuación representa una buena aproximación al TCR de largo plazo, la cual además es coherente con la teoría económica y con la evidencia previa.

No testaremos formalmente la presencia de exogeneidad fuerte y super-exogeneidad, de todas maneras, en el anexo se presentan los resultados del test de causalidad de Granger que da cuenta de cierta retroalimentación entre las variables. En lo que sigue, esto no será tomado en cuenta.

5.4 Relación de corto plazo

Pasamos ahora a la segunda etapa del método de Engle-Granger, donde estimamos la dinámica de corto plazo del TCR a través de un modelo de corrección de errores (ECM, por su sigla en inglés).

La variable dependiente es la primera diferencia del logaritmo neperiano del TCR, entre los regresores se incluyen los residuos de la relación de largo plazo rezagados un período, así como también la variable dependiente rezagada uno y cuatro períodos, la productividad relativa rezagada cuatro períodos, el diferencial de tasas rezagado dos períodos, un rezago del grado de apertura, y el consumo público rezagado cuatro períodos. Se incluyeron además uno y dos rezagos del tipo de cambio nominal (variable que interviene únicamente en la dinámica de corto plazo), así como también se realizó un tratamiento por estacionalidad y datos atípicos. El modelo fue elegido de acuerdo con los criterios usuales de incorrelación y normalidad de los residuos, significación global e individual de los regresores, mayor verosimilitud, y siguiendo los indicadores de bondad de ajuste de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn.

De acuerdo con el modelo, se espera que durante el primer trimestre el TCR se acerque al valor que indican sus fundamentos en un 7,21%, esto implica que en un año se habría corregido un 28,85% del desalineamiento corriente, mientras que llegaría a su valor de largo plazo al cabo de 14 trimestres.

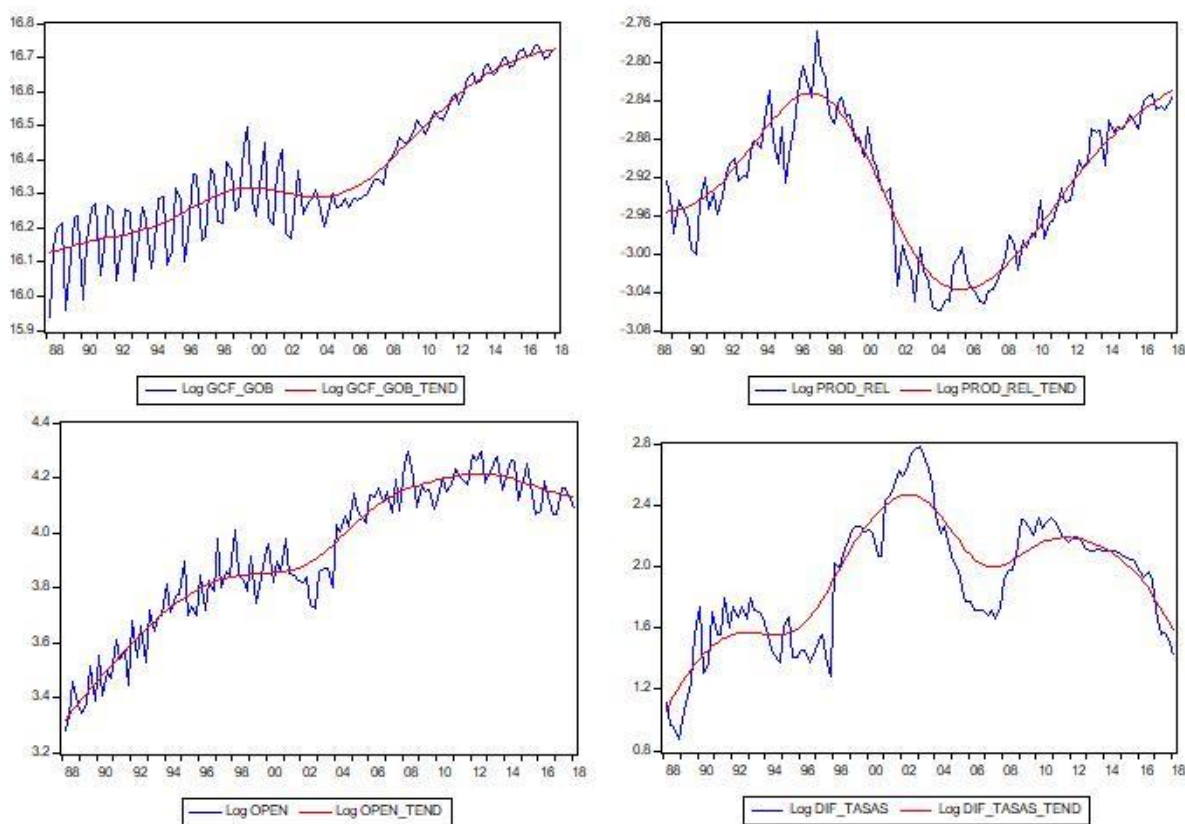
Como se puede ver, la velocidad de ajuste del TCR es muy lenta, incluso en una comparación internacional. Edwards (1989) estima que la velocidad de ajuste del TCR para un conjunto de economías en desarrollo es de 19%, en línea con la encontrada por Aboal (2002) de un 22% para Uruguay. Por otro lado, Benítez y Mordecki (2012) encuentran una velocidad de ajuste más alineada a la de nuestro modelo, aunque algo menor, del 5,55%.

5.5 Fundamentos sostenibles y TCR de equilibrio

El último paso de nuestra metodología consiste en estimar valores de los fundamentos que puedan ser considerados sostenibles en el largo plazo.

Para hacerlo, utilizamos el método TRAMO-SEATS para eliminar los componentes irregulares y estacionales de las series, conservando únicamente el componente de tendencia-ciclo⁶; luego aplicamos un filtro de Hodrick-Prescott para obtener los valores tendenciales de los fundamentos. En el siguiente gráfico se pueden ver los valores observados de los fundamentos (en azul) junto con sus valores tendenciales (en rojo).

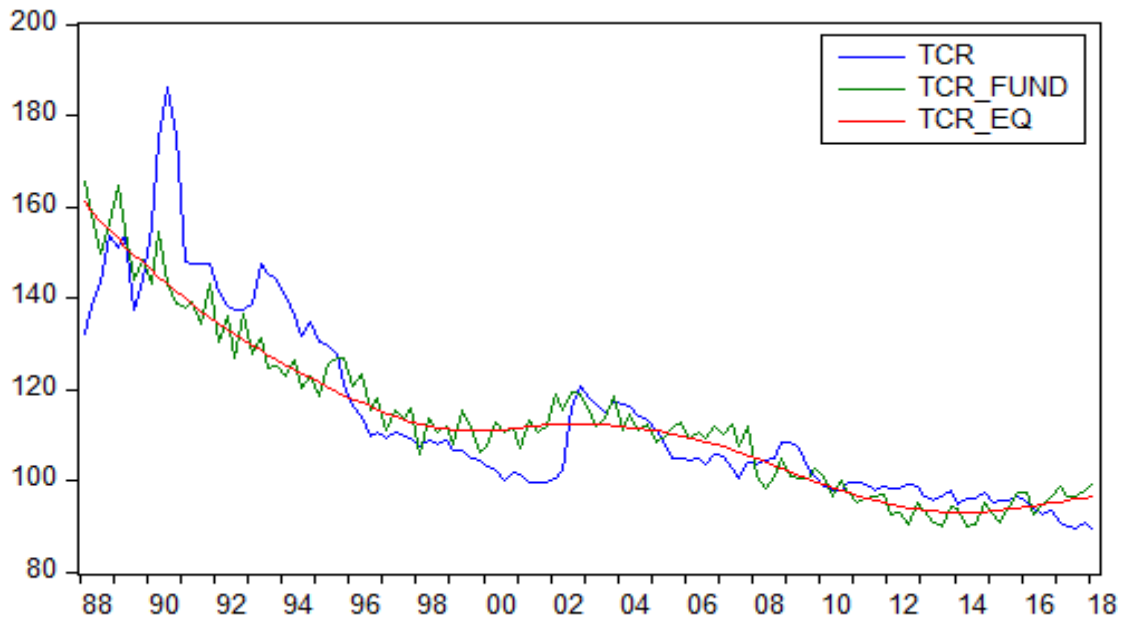
Figura 5.1 - Fundamentos tendenciales



⁶ Se utilizó la especificación RSAfull en el programa NbDemetra 2.2.0

Ahora podemos sustituir las variables observadas por sus valores tendenciales en la relación de largo plazo estimada anteriormente (ecuación 5.1) para así obtener el TCR_{Req}.

Figura 5.2 - TCR observado, TCR de largo plazo y TCR de equilibrio



En la figura 5.2 podemos ver en azul a los valores observados del TCR, en verde se muestra el TCR que surge de la ecuación 5.1, al cual podemos llamar TCR de largo plazo o de fundamentos, por último, en rojo se ve el valor de equilibrio del TCR.

Cuando el TCR está por debajo de su valor de equilibrio decimos que la moneda nacional está sobrevaluada, mientras que cuando se ubica por encima estará subvaluada. La situación de subvaluación se asocia a un TCR “competitivo” dado que favorece al sector transable.

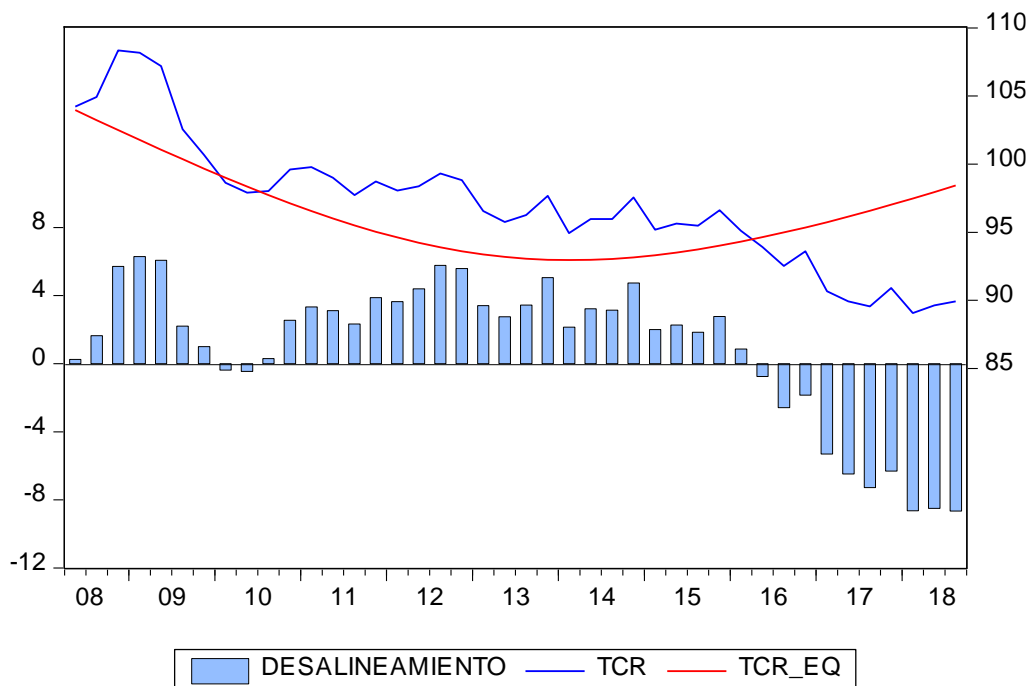
Se puede observar que el modelo respalda la intuición y los diagnósticos previos. En líneas generales podemos decir que los desalineamientos, tanto corrientes como totales, parecen ser mayores en los años donde el sistema cambiario no era de flotación, es decir, desde el inicio del período analizado hasta el abandono del régimen de bandas de flotación en 2002. Además, vemos que, a partir de 1995, se vivió una constante sobrevaluación, atada al plan de estabilización con ancla cambiaria. Con la devaluación del 2002, se da una situación de sobre-reacción (*overshooting*) aunque no muy pronunciada, y el TCR se ubica por encima de su valor de equilibrio. Tras la salida de la crisis, los desalineamientos habrían sido menores. Al igual que como señalan Benítez y Mordecki (2012), los diagnósticos de un sostenido “atraso cambiario” no parecen tener lugar en el período posterior a 2005. En la siguiente sección analizaremos con más detalle la coyuntura actual.

6. Análisis de coyuntura

En esta sección aplicaremos el modelo que hemos desarrollado en la sección anterior para analizar la coyuntura económica actual.

Como ya mencionamos antes, el modelo sugiere que los desalineamientos del período posterior a la crisis del 2002 han sido menores en comparación a los experimentados anteriormente. Además, tampoco han tenido un sesgo positivo o negativo, sino que a períodos de sobrevaluación le han seguido períodos de subvaluación de similar duración.

Figura 6.1 – Desalineamientos
2008.II-2018.III



Como se puede ver en la figura 6.1, desde el segundo trimestre de 2008 hasta el primer trimestre de 2016, el TCR se habría ubicado por encima de su valor de equilibrio (excepto por los dos primeros trimestres de 2010, donde se ubicó prácticamente en el equilibrio), lo cual habría implicado una ganancia de competitividad para el sector transable.

En los siguientes trimestres de 2016 los desalineamientos pasaron a ser negativos, aunque muy menores (inferiores o en el entorno al 2%). Dado que el TCR estuvo relativamente alineado a su valor de equilibrio, podemos decir que 2016 fue un año neutro en materia de competitividad.

En el 2017 el deterioro en la competitividad parece profundizarse, pasando de un desalineamiento de -1,8% a fines de 2016 a uno de -5,3% a inicios de 2017, aunque en el resto

del año el deterioro es más lento. En promedio, el desalineamiento estimado para 2017 fue de -6,35%.

Finalmente, en el primer trimestre de 2018 la sobrevaluación vuelve a profundizarse, manteniéndose prácticamente incambiada en el resto del año, alcanzando el -8,6%.

A pesar de la reducida magnitud de los desalineamientos, podemos ver que después de ocho años con condiciones de competitividad positivas o neutras, nuestro modelo indica que la situación se ha revertido en 2017 y en lo que va de 2018. Además, como se ve en las figuras 5.1 y 5.2, los fundamentos no parecen estar alejados de sus niveles tendenciales, por lo cual los desalineamientos no pueden ser explicados por este motivo.

Las causas de los desalineamientos radicarían en la lenta velocidad de ajuste del TCR, lo cual indica la presencia de ciertas rigideces que impiden que se ubique en su valor de equilibrio. Dado el grado de apertura de la economía uruguaya y el sistema de tipo de cambio flotante, estas rigideces no parecen ubicarse en el sector transable sino en el sector no transable. Esto tiene implicancias sobre las decisiones de política a tomar. En particular, si el objetivo es mejorar la competitividad, la política económica debería concentrarse en combatir la inflación no transable más que en realizar intervenciones cambiarias.

Un ejemplo de lo anterior es lo sucedido en los tres primeros trimestres de 2018. El dólar estadounidense cotizaba en promedio a 28,35 pesos uruguayos entre enero y marzo. Entre julio y setiembre la cotización pasó a ser de 32,04 pesos por dólar en promedio,⁷ lo cual implicó una depreciación nominal de 13%. Esto a su vez se tradujo en un aumento de 4,2% en los precios transables. Sin embargo, solo implicó una depreciación real del 1% debido a que los precios no transables también aumentaron en el mismo período (un 3,2%). Además, también se dio un aumento del TCReq, por lo que la disminución del desalineamiento fue aún menor. Así, podemos ver que los movimientos del tipo de cambio nominal, si bien afectan al tipo de cambio real, no son determinantes en la corrección de sus desalineamientos.⁸

De esta forma, dada la política cambiaria de flotación; la política monetaria, la política fiscal y la política microeconómica, deberían procurar combatir las rigideces en los precios no transables (sobre todo las rigideces a la baja) para que estos puedan ajustarse y corregir los desalineamientos del TCR.

⁷ Fuente: BEVSA https://web.bevsa.com.uy/Mercado/MercadoCambios/Historico_Mensual.aspx

⁸ El anterior ejemplo es a fines meramente ilustrativos y no pretende ser una proposición formal sobre la respuesta de política adecuada (lo cual excede el alcance de este estudio). Por más sobre el tema ver Calvo, et al (1994), Ghei y Hinkle (1999) o Kubota (2011), entre otros.

7. Conclusiones

En este trabajo hemos desarrollado un modelo que permite estimar el tipo de cambio real de equilibrio. Así, encontramos que existe una relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos: la productividad relativa, el diferencial de tasas, el grado de apertura de la economía, y el consumo público.

Este modelo es coherente con la teoría económica y con las investigaciones previas, además, los resultados que se obtienen al aplicarlo para analizar la realidad económica son consistentes con la intuición y los diagnósticos antecedentes.

Hemos encontrado que los desalineamientos eran mayores en los períodos con sistema de fijación del tipo de cambio. A su vez, no se puede sostener que la apreciación real de la moneda nacional experimentada tras la salida de la crisis de 2002 en adelante implique una situación de “atraso cambiario” dado que los desalineamientos han sido poco importantes y en ambos sentidos. En particular, entre 2008 y 2016 las condiciones de competitividad parecen haber sido favorables al sector transable, aunque la situación se habría revertido en los últimos años. De todas maneras, no se puede afirmar que la economía experimenta graves problemas de competitividad debido a la reducida magnitud de los desalineamientos.

Bibliografía

Aboal, D. (2002). *Tipo de Cambio Real de Equilibrio en Uruguay*. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración. Universidad de la República. DT 3/02.

Baffes, J.; Elbadawi, I.; O’Connell, S. (1999). *Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate*, en Hinkle, L.; Montiel, P (ed.) *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. World Bank Research Publication. Oxford University Press.

Bello, O.; Heresi, R.; Pineda, R. (2010). *El Tipo de Cambio Real de Equilibrio: Un Estudio Para 17 Países de América Latina*. CEPAL, Serie Macroeconomía del Desarrollo No 82.

Benítez, J.; Mordecki, G. (2012). *Apertura, Productividad y Gasto Agregado: Un Modelo de Fundamentos del Tipo de Cambio Real*. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración. Universidad de la República. DT 19/12.

Calvo, G.; Reinhart, C.; Végh, C. (1994). *Targeting the Real Exchange Rate: Theory and Evidence*. IMF Working Paper 94/22.

Cancelo, J.; Fernández, A.; Rodríguez, S.; Urrestarazu, I; Goyeneche, J. (2000). *Paridad de Poder de Compra en el MERCOSUR: Un Análisis a Partir de la Evolución a Largo y Mediano Plazo del Tipo de Cambio Real*. Instituto de Estadística, Facultad de Ciencias Económicas y Administración. Universidad de la República. DT 00/01.

Clark, P.; MacDonald, R. (1998). *Exchange Rates and Economic Fundamentals: a Methodological Comparison of BEERs and FEERs*. IMF Working Paper 98/67.

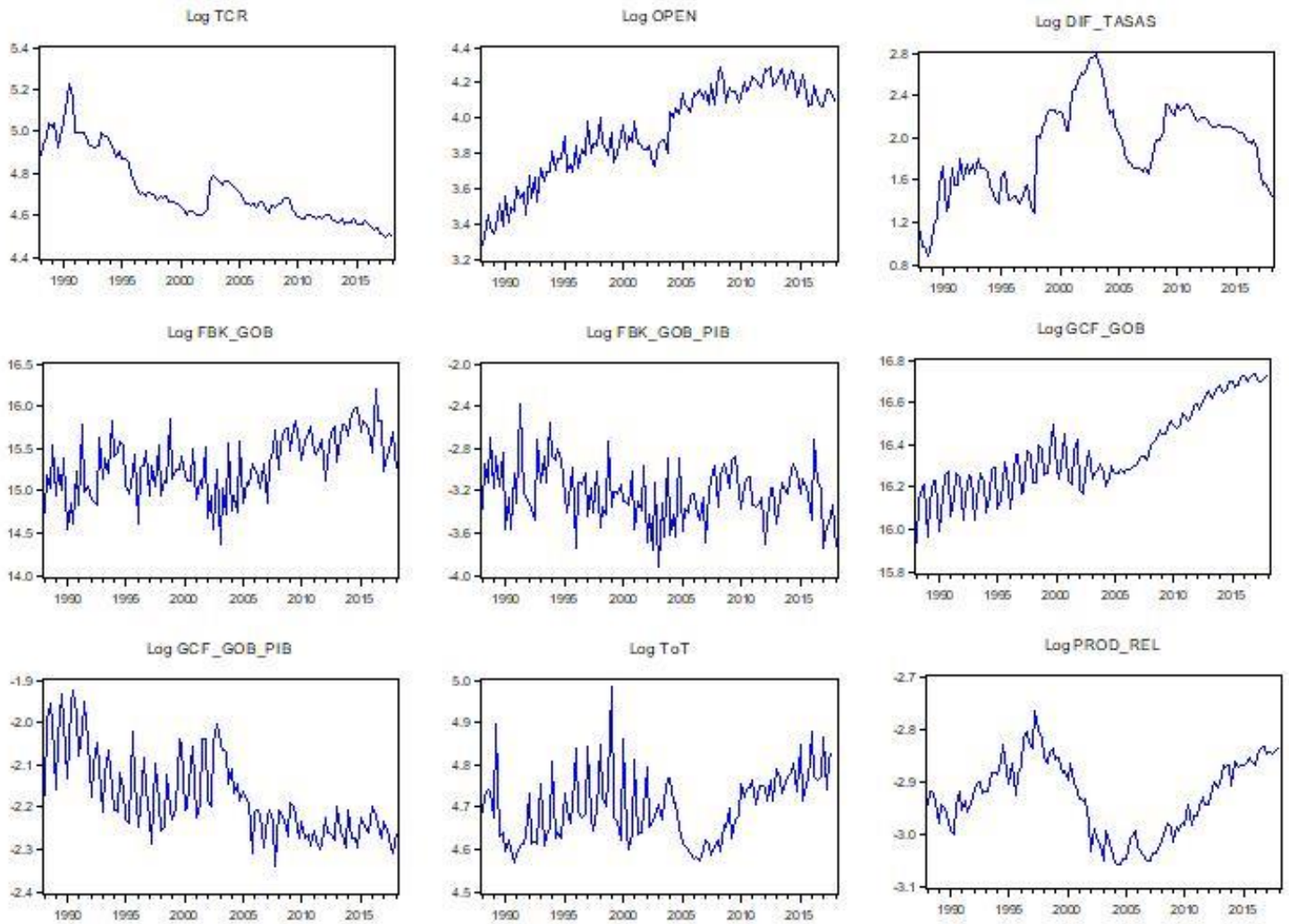
- Dornbusch, R. (1988). *Real Exchange Rates and Macroeconomics: a Selective Survey*. National Bureau of Economic Research. Working Paper No. 2775.
- Edwards, S. (1989). *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment*. MIT Press. Cambridge Massachusetts.
- Enders, W. (2015). *Applied Econometric Time Series*. 4th edition. Wiley. University of Alabama.
- Engle, R.; Granger, C. (1987). *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2. pp. 251-276.
- Engle, R.; Hendry, D.; Richard, J.F. (1983). *Exogeneity*. *Econometrica*, Vol. 51, No. 2 pp. 277-304.
- Fernández, A.; Ferreira, M; Garda, P.; Lanzilotta, B.; Mantero, R. (2005). *TCR "Competitivo" y Otras Soluciones Desajustadas*. CINVE.
- Ghei, N.; Hinkle, L. (1999). *A Note on Nominal Devaluations, Inflation, and the Real Exchange Rate*, en Hinkle, L.; Montiel, P (ed.) *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. World Bank Research Publication. Oxford University Press.
- Gianelli, D. (2011). *El Traspaso del Tipo de Cambio a Precios en Uruguay*. Banco Central del Uruguay, Documento de Trabajo No. 008 – 2011.
- Gianelli, D.; Mednik, M. (2006). *Un Modelo de Corrección de Errores Para el Tipo de Cambio Real en el Uruguay: 1983:I-2005:IV*. *Revista de economía*, 13(2), 79-126.
- Hinkle, E.; Nsengiyumva, F. (1999). *The Real Exchange Rate: Concepts and Measurement*, en Hinkle, L.; Montiel, P (ed.) *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. World Bank Research Publication. Oxford University Press.
- Isard, P. (2007). *Equilibrium Exchange Rates: Assessment Methodologies*. IMF Working Paper 07/296.
- Krugman, P.; Obstfeld, M.; Meltz, M. (2012). *Economía Internacional. Teoría y Política*. 9^a edición, Pearson Educación, S.A., Madrid.
- Kubota, M. (2011). *Assessing Real Exchange Rate Misalignments*. The World Bank. Policy Research Working Paper 5925.
- Lorenzo, F.; Noya, N.; Daude, C. (2000). *Tipos de Cambio Reales Bilaterales y Volatilidad: La Experiencia Uruguaya Con Los Socios Del MERCOSUR*. CINVE.
- MacDonald, R. (2000). *Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview*. Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank. Discussion paper 3/00.
- Montiel, P. (1999). *Determinants of the Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: An Analytical Model*, en Hinkle, L.; Montiel, P (ed.) *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. World Bank Research Publication. Oxford University Press.

Penati, A. (1987). *Government Spending and the Real Exchange Rate*. Journal of International Economics 22: 237-56.

Taylor, A.; Taylor, M. (2004). *The Purchasing Power Parity Debate*. The Journal of Economic Perspectives, Vol. 18, No. 4., pp. 135-158.

Anexo

A.1. Gráficos de las series



A.2. Test de raíces unitarias (ADF)⁹

Null Hypothesis: TCR has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 9 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.710934	0.7406
Test critical values:		
1% level	-4.036310	
5% level	-3.447699	
10% level	-3.148946	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TCR)
Method: Least Squares
Date: 07/16/18 Time: 22:29
Sample (adjusted): 1988Q3 2018Q2
Included observations: 120 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TCR(-1)	-0.068069	0.039785	-1.710934	0.0900
D(TCR(-1))	0.466692	0.092012	5.072077	0.0000
D(TCR(-2))	-0.200653	0.096257	-2.084565	0.0395
D(TCR(-3))	-0.146221	0.093068	-1.571107	0.1191
D(TCR(-4))	-0.003637	0.093177	-0.039032	0.9689
D(TCR(-5))	-0.043588	0.091211	-0.477881	0.6337
D(TCR(-6))	0.247520	0.089385	2.769160	0.0066
D(TCR(-7))	-0.306453	0.090167	-3.398710	0.0009
D(TCR(-8))	0.255659	0.085580	2.987350	0.0035
D(TCR(-9))	-0.208353	0.082533	-2.524481	0.0130
C	9.606644	6.098916	1.575140	0.1181
@TREND("1986Q1")	-0.032561	0.022932	-1.419926	0.1585
R-squared	0.416558	Mean dependent var	-0.403404	
Adjusted R-squared	0.357134	S.D. dependent var	4.741412	
S.E. of regression	3.801614	Akaike info criterion	5.603368	
Sum squared resid	1560.845	Schwarz criterion	5.882117	
Log likelihood	-324.2021	Hannan-Quinn criter.	5.716569	
F-statistic	7.009864	Durbin-Watson stat	1.992832	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: TCR has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 9 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.637106	0.0957
Test critical values:		
1% level	-2.584375	
5% level	-1.943516	
10% level	-1.614956	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: TCR has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 9 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.970941	0.7619
Test critical values:		
1% level	-3.485586	
5% level	-2.885654	
10% level	-2.579708	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TCR)
Method: Least Squares
Date: 07/16/18 Time: 22:24
Sample (adjusted): 1988Q3 2018Q2
Included observations: 120 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TCR(-1)	-0.017102	0.017613	-0.970941	0.3337
D(TCR(-1))	0.443198	0.090875	4.876994	0.0000
D(TCR(-2))	-0.242732	0.092098	-2.635581	0.0096
D(TCR(-3))	-0.175585	0.091170	-1.925913	0.0567
D(TCR(-4))	-0.034110	0.091074	-0.374531	0.7087
D(TCR(-5))	-0.068736	0.089799	-0.765447	0.4457
D(TCR(-6))	0.219515	0.087650	2.504462	0.0137
D(TCR(-7))	-0.333199	0.088574	-3.761798	0.0003
D(TCR(-8))	0.244950	0.085607	2.861317	0.0051
D(TCR(-9))	-0.234698	0.080801	-2.904625	0.0045
C	1.419144	2.063988	0.687574	0.4932
R-squared	0.405698	Mean dependent var	-0.407681	
Adjusted R-squared	0.351175	S.D. dependent var	4.740759	
S.E. of regression	3.818668	Akaike info criterion	5.604870	
Sum squared resid	1589.462	Schwarz criterion	5.860390	
Log likelihood	-325.2922	Hannan-Quinn criter.	5.708638	
F-statistic	7.440835	Durbin-Watson stat	2.008073	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TCR)
Method: Least Squares
Date: 07/16/18 Time: 22:31
Sample (adjusted): 1988Q3 2018Q2
Included observations: 120 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TCR(-1)	-0.005163	0.003154	-1.637106	0.1045
D(TCR(-1))	0.434627	0.089926	4.833178	0.0000
D(TCR(-2))	-0.250486	0.091160	-2.747759	0.0070
D(TCR(-3))	-0.182005	0.090500	-2.011098	0.0468
D(TCR(-4))	-0.040164	0.090477	-0.443909	0.6580
D(TCR(-5))	-0.074758	0.089271	-0.837423	0.4042
D(TCR(-6))	0.216963	0.087357	2.483641	0.0145
D(TCR(-7))	-0.336580	0.088255	-3.813714	0.0002
D(TCR(-8))	0.241304	0.085297	2.828973	0.0056
D(TCR(-9))	-0.239182	0.080364	-2.976230	0.0036

R-squared	0.402965	Mean dependent var	-0.403404
Adjusted R-squared	0.354117	S.D. dependent var	4.741412
S.E. of regression	3.810523	Akaike info criterion	5.593065
Sum squared resid	1597.209	Schwarz criterion	5.825356
Log likelihood	-325.5839	Hannan-Quinn criter.	5.687399
Durbin-Watson stat	2.006077		

⁹ Se muestran solo los test de las series que finalmente integran la relación de largo plazo.

Null Hypothesis: PROD_REL has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.503883	0.1172
Test critical values: 1% level	-3.487550	
5% level	-2.886509	
10% level	-2.580163	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PROD_REL)
Method: Least Squares
Date: 07/16/18 Time: 22:52
Sample (adjusted): 1989Q2 2018Q1
Included observations: 116 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PROD_REL(-1)	-0.088948	0.035524	-2.503883	0.0139
D(PROD_REL(-1))	-0.202663	0.093544	-2.166508	0.0326
D(PROD_REL(-2))	-0.065447	0.094783	-0.690489	0.4915
D(PROD_REL(-3))	-0.071675	0.095052	-0.754064	0.4525
D(PROD_REL(-4))	0.089019	0.095300	0.934084	0.3525
D(PROD_REL(-5))	0.130526	0.095316	1.369396	0.1739
D(PROD_REL(-6))	0.071808	0.094748	0.757876	0.4503
D(PROD_REL(-7))	-0.046150	0.094697	-0.487337	0.6271
D(PROD_REL(-8))	0.206993	0.095155	2.175332	0.0319
D(PROD_REL(-9))	0.147145	0.097365	1.511272	0.1338
D(PROD_REL(-10))	0.123574	0.096271	1.283598	0.2022
D(PROD_REL(-11))	0.200654	0.094599	2.121102	0.0363
D(PROD_REL(-12))	0.313264	0.092149	3.399530	0.0010
C	0.004806	0.001897	2.532976	0.0128
R-squared	0.256445	Mean dependent var	6.80E-05	
Adjusted R-squared	0.161678	S.D. dependent var	0.001326	
S.E. of regression	0.001215	Akaike info criterion	-10.47615	
Sum squared resid	0.000150	Schwarz criterion	-10.14382	
Log likelihood	621.6168	Hannan-Quinn criter.	-10.34124	
F-statistic	2.706063	Durbin-Watson stat	1.979297	
Prob(F-statistic)	0.002577			

Null Hypothesis: PROD_REL has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.365927	0.7888
Test critical values: 1% level	-2.583298	
5% level	-1.943364	
10% level	-1.615050	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: PROD_REL has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.496099	0.3296
Test critical values: 1% level	-4.039075	
5% level	-3.449020	
10% level	-3.149720	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PROD_REL)
Method: Least Squares
Date: 07/16/18 Time: 22:51
Sample (adjusted): 1989Q2 2018Q1
Included observations: 116 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PROD_REL(-1)	-0.090590	0.036293	-2.496099	0.0142
D(PROD_REL(-1))	-0.200717	0.094301	-2.128468	0.0357
D(PROD_REL(-2))	-0.063071	0.095699	-0.659053	0.5114
D(PROD_REL(-3))	-0.068980	0.096103	-0.717770	0.4746
D(PROD_REL(-4))	0.091714	0.096351	0.951871	0.3434
D(PROD_REL(-5))	0.134108	0.096832	1.384957	0.1691
D(PROD_REL(-6))	0.075430	0.096292	0.783348	0.4353
D(PROD_REL(-7))	-0.042301	0.096383	-0.438889	0.6617
D(PROD_REL(-8))	0.210503	0.096629	2.178476	0.0317
D(PROD_REL(-9))	0.150828	0.098927	1.524635	0.1305
D(PROD_REL(-10))	0.126798	0.097580	1.299430	0.1968
D(PROD_REL(-11))	0.203002	0.095503	2.125599	0.0360
D(PROD_REL(-12))	0.314966	0.092828	3.393016	0.0010
C	0.004955	0.001998	2.479913	0.0148
@TREND("1986Q1")	-8.86E-07	3.56E-06	-0.249050	0.8038
R-squared	0.256901	Mean dependent var	6.80E-05	
Adjusted R-squared	0.153898	S.D. dependent var	0.001326	
S.E. of regression	0.001220	Akaike info criterion	-10.45952	
Sum squared resid	0.000150	Schwarz criterion	-10.10346	
Log likelihood	621.6524	Hannan-Quinn criter.	-10.31498	
F-statistic	2.494096	Durbin-Watson stat	1.981126	
Prob(F-statistic)	0.004411			

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PROD_REL)
Method: Least Squares
Date: 07/16/18 Time: 22:50
Sample (adjusted): 1986Q3 2018Q1
Included observations: 127 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PROD_REL(-1)	0.000776	0.002121	0.365927	0.7150
D(PROD_REL(-1))	-0.213308	0.087250	-2.444802	0.0159
R-squared	0.045085	Mean dependent var	4.19E-05	
Adjusted R-squared	0.037446	S.D. dependent var	0.001307	
S.E. of regression	0.001282	Akaike info criterion	-10.46484	
Sum squared resid	0.000206	Schwarz criterion	-10.42005	
Log likelihood	666.5174	Hannan-Quinn criter.	-10.44664	
Durbin-Watson stat	2.036465			

Null Hypothesis: DIF_TASAS has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.044795	0.5709
Test critical values:		
1% level	-4.033108	
5% level	-3.446168	
10% level	-3.148049	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DIF_TASAS)
 Method: Least Squares
 Date: 07/16/18 Time: 23:03
 Sample (adjusted): 1987Q1 2018Q1
 Included observations: 125 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DIF_TASAS(-1)	-0.055808	0.027293	-2.044795	0.0431
D(DIF_TASAS(-1))	0.136803	0.088719	1.541983	0.1257
D(DIF_TASAS(-2))	-0.007847	0.089205	-0.087971	0.9300
D(DIF_TASAS(-3))	0.280475	0.089223	3.143523	0.0021
C	0.376762	0.188265	2.001230	0.0476
@TREND("1986Q1")	0.000405	0.002328	0.174049	0.8621
R-squared	0.113980	Mean dependent var	0.011250	
Adjusted R-squared	0.076752	S.D. dependent var	0.822227	
S.E. of regression	0.790044	Akaike info criterion	2.413353	
Sum squared resid	74.27610	Schwarz criterion	2.549112	
Log likelihood	-144.8345	Hannan-Quinn criter.	2.468504	
F-statistic	3.061683	Durbin-Watson stat	2.061736	
Prob(F-statistic)	0.012318			

Null Hypothesis: DIF_TASAS has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.294516	0.1754
Test critical values:		
1% level	-3.483312	
5% level	-2.884665	
10% level	-2.579180	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DIF_TASAS)
 Method: Least Squares
 Date: 07/16/18 Time: 23:05
 Sample (adjusted): 1987Q1 2018Q1
 Included observations: 125 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DIF_TASAS(-1)	-0.053347	0.023250	-2.294516	0.0235
D(DIF_TASAS(-1))	0.134033	0.086926	1.541919	0.1257
D(DIF_TASAS(-2))	-0.010526	0.087511	-0.120287	0.9045
D(DIF_TASAS(-3))	0.277441	0.087149	3.183510	0.0019
C	0.386072	0.179776	2.147520	0.0338
R-squared	0.113754	Mean dependent var	0.011250	
Adjusted R-squared	0.084212	S.D. dependent var	0.822227	
S.E. of regression	0.786845	Akaike info criterion	2.397607	
Sum squared resid	74.29501	Schwarz criterion	2.510740	
Log likelihood	-144.8504	Hannan-Quinn criter.	2.443567	
F-statistic	3.850648	Durbin-Watson stat	2.059904	
Prob(F-statistic)	0.005582			

Null Hypothesis: DIF_TASAS has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.801480	0.3670
Test critical values:		
1% level	-2.583593	
5% level	-1.943406	
10% level	-1.615024	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DIF_TASAS)
 Method: Least Squares
 Date: 07/16/18 Time: 23:07
 Sample (adjusted): 1987Q1 2018Q1
 Included observations: 125 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DIF_TASAS(-1)	-0.007406	0.009240	-0.801480	0.4244
D(DIF_TASAS(-1))	0.116686	0.087832	1.328518	0.1865
D(DIF_TASAS(-2))	-0.029380	0.088359	-0.332512	0.7401
D(DIF_TASAS(-3))	0.256437	0.087882	2.917983	0.0042
R-squared	0.079694	Mean dependent var	0.011250	
Adjusted R-squared	0.056876	S.D. dependent var	0.822227	
S.E. of regression	0.798502	Akaike info criterion	2.419319	
Sum squared resid	77.15032	Schwarz criterion	2.509825	
Log likelihood	-147.2074	Hannan-Quinn criter.	2.456087	
Durbin-Watson stat	2.035837			

Null Hypothesis: OPEN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.679262	0.7543
Test critical values: 1% level	-4.039075	
5% level	-3.449020	
10% level	-3.149720	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(OPEN)
Method: Least Squares
Date: 07/16/18 Time: 23:12
Sample (adjusted): 1989Q2 2018Q1
Included observations: 116 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OPEN(-1)	-0.121624	0.072427	-1.679262	0.0960
D(OPEN(-1))	-0.364352	0.110918	-3.284888	0.0014
D(OPEN(-2))	-0.258483	0.106134	-2.435449	0.0165
D(OPEN(-3))	-0.297702	0.100661	-2.957483	0.0038
D(OPEN(-4))	0.372473	0.091842	4.055584	0.0001
C	4.708308	2.137680	2.202532	0.0297
@TREND("1986Q1")	0.030412	0.026449	1.149860	0.2527
R-squared	0.575626	Mean dependent var	0.269408	
Adjusted R-squared	0.552266	S.D. dependent var	4.686646	
S.E. of regression	3.135971	Akaike info criterion	5.182202	
Sum squared resid	1071.940	Schwarz criterion	5.348367	
Log likelihood	-293.5677	Hannan-Quinn criter.	5.249655	
F-statistic	24.64153	Durbin-Watson stat	2.052987	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: OPEN has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.772968	0.3922
Test critical values: 1% level	-3.487550	
5% level	-2.886509	
10% level	-2.580163	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(OPEN)
Method: Least Squares
Date: 07/16/18 Time: 23:12
Sample (adjusted): 1989Q2 2018Q1
Included observations: 116 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OPEN(-1)	-0.043178	0.024353	-1.772968	0.0790
D(OPEN(-1))	-0.441773	0.088273	-5.004628	0.0000
D(OPEN(-2))	-0.318081	0.092752	-3.429356	0.0009
D(OPEN(-3))	-0.343073	0.092740	-3.699301	0.0003
D(OPEN(-4))	0.344008	0.088572	3.883924	0.0002
C	2.773503	1.320408	2.100489	0.0380
R-squared	0.570479	Mean dependent var	0.269408	
Adjusted R-squared	0.550955	S.D. dependent var	4.686646	
S.E. of regression	3.140560	Akaike info criterion	5.177018	
Sum squared resid	1084.943	Schwarz criterion	5.319445	
Log likelihood	-294.2670	Hannan-Quinn criter.	5.234835	
F-statistic	29.21982	Durbin-Watson stat	2.027290	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: OPEN has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.160307	0.9361
Test critical values: 1% level	-2.585050	
5% level	-1.943612	
10% level	-1.614897	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(OPEN)
Method: Least Squares
Date: 07/16/18 Time: 23:13
Sample (adjusted): 1989Q2 2018Q1
Included observations: 116 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OPEN(-1)	0.006603	0.005691	1.160307	0.2484
D(OPEN(-1))	-0.449236	0.089547	-5.016774	0.0000
D(OPEN(-2))	-0.312998	0.094135	-3.324988	0.0012
D(OPEN(-3))	-0.327054	0.093836	-3.485390	0.0007
D(OPEN(-4))	0.369878	0.089050	4.153613	0.0001
R-squared	0.553251	Mean dependent var	0.269408	
Adjusted R-squared	0.537152	S.D. dependent var	4.686646	
S.E. of regression	3.188464	Akaike info criterion	5.199102	
Sum squared resid	1128.459	Schwarz criterion	5.317792	
Log likelihood	-296.5479	Hannan-Quinn criter.	5.247283	
Durbin-Watson stat	2.034203			

Null Hypothesis: GCF_GOB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 9 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.975589	0.6083
Test critical values: 1% level	-4.036983	
5% level	-3.448021	
10% level	-3.149135	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GCF_GOB)
 Method: Least Squares
 Date: 07/16/18 Time: 23:21
 Sample (adjusted): 1988Q3 2018Q1
 Included observations: 119 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GCF_GOB(-1)	-0.068901	0.034876	-1.975589	0.0508
D(GCF_GOB(-1))	-0.317829	0.095824	-3.316816	0.0012
D(GCF_GOB(-2))	-0.381669	0.099036	-3.853823	0.0002
D(GCF_GOB(-3))	-0.243665	0.106732	-2.282962	0.0244
D(GCF_GOB(-4))	0.411580	0.110337	3.730217	0.0003
D(GCF_GOB(-5))	0.116552	0.119289	0.977054	0.3307
D(GCF_GOB(-6))	0.204503	0.116860	1.749992	0.0830
D(GCF_GOB(-7))	0.097410	0.110994	0.877618	0.3821
D(GCF_GOB(-8))	0.299594	0.100017	2.995444	0.0034
D(GCF_GOB(-9))	0.140312	0.093607	1.498947	0.1368
C	587479.6	302819.1	1.940035	0.0550
@TREND("1986Q1")	5074.844	2370.069	2.141222	0.0345

R-squared	0.893278	Mean dependent var	68784.47
Adjusted R-squared	0.882306	S.D. dependent var	1070892.
S.E. of regression	367385.8	Akaike info criterion	28.56160
Sum squared resid	1.44E+13	Schwarz criterion	28.84185
Log likelihood	-1687.415	Hannan-Quinn criter.	28.67540
F-statistic	81.41835	Durbin-Watson stat	2.020836
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: GCF_GOB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.609838	0.9895
Test critical values: 1% level	-3.483751	
5% level	-2.884856	
10% level	-2.579282	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GCF_GOB)
 Method: Least Squares
 Date: 07/16/18 Time: 23:22
 Sample (adjusted): 1987Q2 2018Q1
 Included observations: 124 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GCF_GOB(-1)	0.008464	0.013879	0.609838	0.5431
D(GCF_GOB(-1))	-0.334703	0.082341	-4.064843	0.0001
D(GCF_GOB(-2))	-0.423882	0.078492	-5.400356	0.0000
D(GCF_GOB(-3))	-0.353811	0.078079	-4.531442	0.0000
D(GCF_GOB(-4))	0.511358	0.076930	6.647055	0.0000
C	923.6365	176718.3	0.005227	0.9958

R-squared	0.886274	Mean dependent var	84657.86
Adjusted R-squared	0.881455	S.D. dependent var	1093478.
S.E. of regression	376488.5	Akaike info criterion	28.56234
Sum squared resid	1.67E+13	Schwarz criterion	28.69881
Log likelihood	-1764.865	Hannan-Quinn criter.	28.61778
F-statistic	183.9159	Durbin-Watson stat	2.047888
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: GCF_GOB has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.808488	0.9988
Test critical values: 1% level	-2.583744	
5% level	-1.943427	
10% level	-1.615011	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GCF_GOB)
 Method: Least Squares
 Date: 07/16/18 Time: 23:21
 Sample (adjusted): 1987Q2 2018Q1
 Included observations: 124 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GCF_GOB(-1)	0.008535	0.003039	2.808488	0.0058
D(GCF_GOB(-1))	-0.334817	0.079087	-4.233526	0.0000
D(GCF_GOB(-2))	-0.423976	0.076107	-5.570813	0.0000
D(GCF_GOB(-3))	-0.353888	0.076371	-4.633795	0.0000
D(GCF_GOB(-4))	0.511300	0.075796	6.745766	0.0000

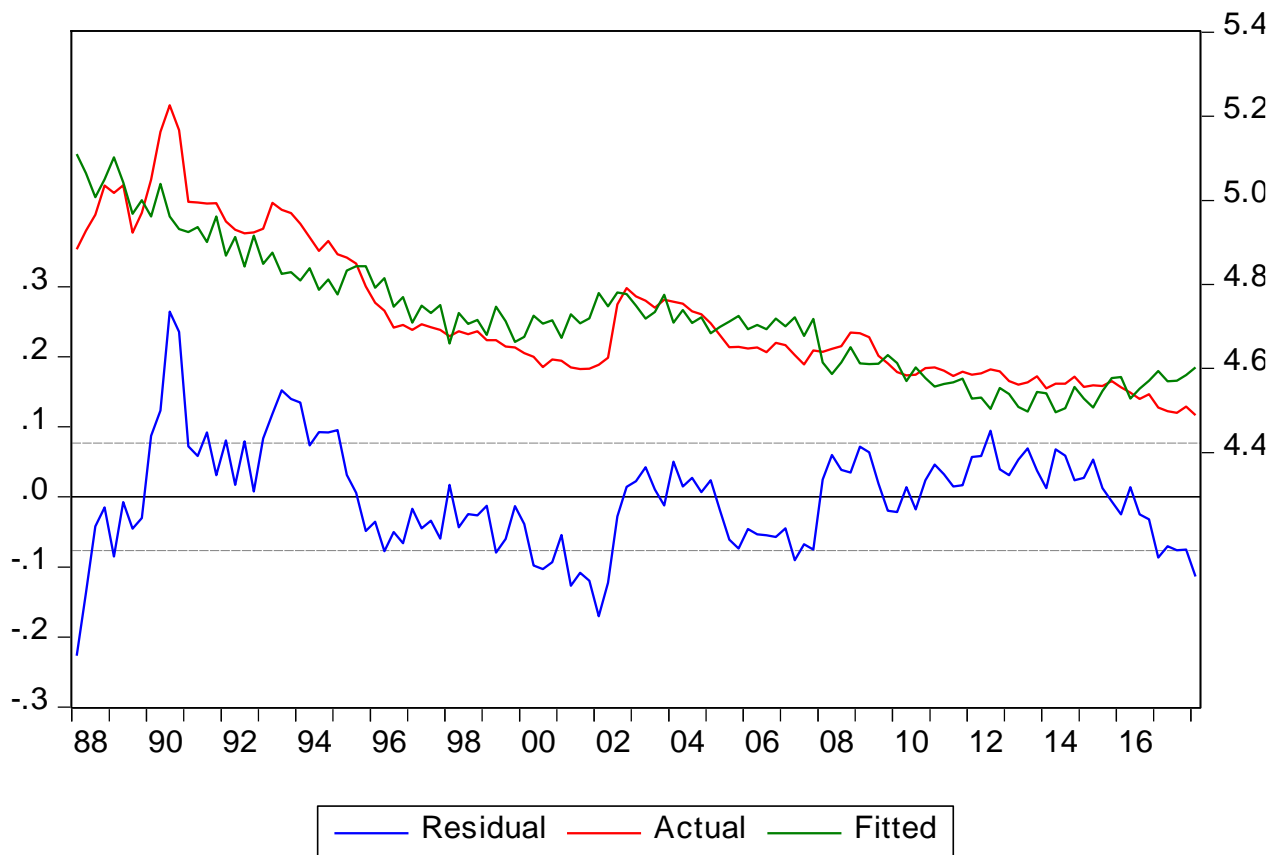
R-squared	0.886274	Mean dependent var	84657.86
Adjusted R-squared	0.882451	S.D. dependent var	1093478.
S.E. of regression	374903.4	Akaike info criterion	28.54621
Sum squared resid	1.67E+13	Schwarz criterion	28.65993
Log likelihood	-1764.865	Hannan-Quinn criter.	28.59241
Durbin-Watson stat	2.047796		

A.3. Relación de largo plazo

Dependent Variable: LOG(TCR)
 Method: Least Squares
 Date: 06/25/18 Time: 17:30
 Sample (adjusted): 1988Q1 2018Q1
 Included observations: 121 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.159701	1.043122	6.863722	0.0000
LOG(PROD_REL)	-0.445378	0.118620	-3.754672	0.0003
LOG(DIF_TASAS)	-0.077326	0.020308	-3.807676	0.0002
LOG(OPEN)	-0.419184	0.043888	-9.551113	0.0000
LOG(GCF_GOB)	-0.119328	0.058049	-2.055661	0.0421

R-squared	0.795461	Mean dependent var	4.721753
Adjusted R-squared	0.788407	S.D. dependent var	0.166746
S.E. of regression	0.076702	Akaike info criterion	-2.257333
Sum squared resid	0.682451	Schwarz criterion	-2.141805
Log likelihood	141.5687	Hannan-Quinn criter.	-2.210413
F-statistic	112.7819	Durbin-Watson stat	0.359582
Prob(F-statistic)	0.000000		



A.4. Test ADF de los residuos de la relación de largo plazo

Null Hypothesis: RESIDUOS has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.125959	0.0020
Test critical values:		
1% level	-2.585050	
5% level	-1.943612	
10% level	-1.614897	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESIDUOS)
 Method: Least Squares
 Date: 06/20/18 Time: 23:04
 Sample (adjusted): 1989Q2 2018Q1
 Included observations: 116 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDUOS(-1)	-0.200239	0.064057	-3.125959	0.0023
D(RESIDUOS(-1))	-0.004189	0.099206	-0.042225	0.9664
D(RESIDUOS(-2))	0.093439	0.096061	0.972712	0.3328
D(RESIDUOS(-3))	-0.022584	0.092273	-0.244750	0.8071
D(RESIDUOS(-4))	0.122028	0.088891	1.372783	0.1726
R-squared	0.114780	Mean dependent var		-0.000245
Adjusted R-squared	0.082881	S.D. dependent var		0.043999
S.E. of regression	0.042137	Akaike info criterion		-3.453654
Sum squared resid	0.197080	Schwarz criterion		-3.334964
Log likelihood	205.3119	Hannan-Quinn criter.		-3.405473
Durbin-Watson stat	1.922906			

Null Hypothesis: RESIDUOS has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.078734	0.0001
Test critical values:		
1% level	-2.584375	
5% level	-1.943516	
10% level	-1.614956	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESIDUOS)
 Method: Least Squares
 Date: 06/20/18 Time: 23:03
 Sample (adjusted): 1988Q2 2018Q1
 Included observations: 120 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDUOS(-1)	-0.212019	0.051981	-4.078734	0.0001
R-squared	0.122270	Mean dependent var		0.000944
Adjusted R-squared	0.122270	S.D. dependent var		0.045401
S.E. of regression	0.042535	Akaike info criterion		-3.468676
Sum squared resid	0.215299	Schwarz criterion		-3.445447
Log likelihood	209.1206	Hannan-Quinn criter.		-3.459242
Durbin-Watson stat	1.966057			

A.5. Test de Johansen

Sample (adjusted): 1989Q2 2018Q1
 Included observations: 116 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: TCR DIF_TASAS OPEN PROD_REL GCF_GOB
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.307328	91.98985	69.81889	0.0003
At most 1 *	0.163298	49.39476	47.85613	0.0356
At most 2	0.109747	28.71350	29.79707	0.0663
At most 3	0.090954	15.22857	15.49471	0.0548
At most 4 *	0.035284	4.166859	3.841466	0.0412

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.307328	42.59509	33.87687	0.0036
At most 1	0.163298	20.68126	27.58434	0.2959
At most 2	0.109747	13.48492	21.13162	0.4087
At most 3	0.090954	11.06171	14.26460	0.1511
At most 4 *	0.035284	4.166859	3.841466	0.0412

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.01 Critical Value	Prob.**
None *	0.307328	91.98985	77.81884	0.0003
At most 1	0.163298	49.39476	54.68150	0.0356
At most 2	0.109747	28.71350	35.45817	0.0663
At most 3	0.090954	15.22857	19.93711	0.0548
At most 4	0.035284	4.166859	6.634897	0.0412

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.01 level

**Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.01 Critical Value	Prob.**
None *	0.307328	42.59509	39.37013	0.0036
At most 1	0.163298	20.68126	32.71527	0.2959
At most 2	0.109747	13.48492	25.86121	0.4087
At most 3	0.090954	11.06171	18.52001	0.1511
At most 4	0.035284	4.166859	6.634897	0.0412

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.01 level

**Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

A.6. Exogeneidad débil

Dependent Variable: DLOG(GCF_GOB)
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 07/24/18 Time: 01:31
 Sample (adjusted): 1989Q2 2018Q1
 Included observations: 116 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 12 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1988Q4 1989Q1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDUOS(-1)	0.039430	0.024468	1.611482	0.1100
FECHA=200402	-0.072478	0.022769	-3.183238	0.0019
D(@SEAS(1))	-0.050763	0.039365	-1.289536	0.2000
D(@SEAS(2))	-0.078469	0.047188	-1.662877	0.0992
D(@SEAS(3))	-0.017150	0.036586	-0.468747	0.6402
AR(4)	0.830508	0.046568	17.83449	0.0000
MA(1)	-0.310710	0.089255	-3.481145	0.0007
MA(2)	-0.403384	0.090063	-4.478913	0.0000
R-squared	0.900774	Mean dependent var		0.006627
Adjusted R-squared	0.894343	S.D. dependent var		0.092369
S.E. of regression	0.030025	Akaike info criterion		-4.107133
Sum squared resid	0.097359	Schwarz criterion		-3.917230
Log likelihood	246.2137	Hannan-Quinn criter.		-4.030043
Durbin-Watson stat	2.019138			
Inverted AR Roots	.95	.00-.95i	.00+.95i	-.95
Inverted MA Roots	.81	-.50		

Dependent Variable: DLOG(DIF_TASAS)
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 07/24/18 Time: 01:30
 Sample (adjusted): 1989Q1 2018Q1
 Included observations: 117 after adjustments
 Convergence achieved after 6 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDUOS(-1)	-0.100869	0.153020	-0.659189	0.5111
FECHA=199801	0.699949	0.102458	6.831543	0.0000
FECHA=200101	0.345323	0.102539	3.367711	0.0010
AR(3)	0.240069	0.090801	2.643915	0.0094
R-squared	0.378442	Mean dependent var		0.004680
Adjusted R-squared	0.361941	S.D. dependent var		0.131483
S.E. of regression	0.105027	Akaike info criterion		-1.635614
Sum squared resid	1.246460	Schwarz criterion		-1.541180
Log likelihood	99.68339	Hannan-Quinn criter.		-1.597275
Durbin-Watson stat	1.825898			
Inverted AR Roots	.62	-.31+.54i	-.31-.54i	

Dependent Variable: DLOG(OPEN)
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 07/24/18 Time: 01:29
 Sample (adjusted): 1988Q3 2018Q1
 Included observations: 119 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 7 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1987Q3 1988Q2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDUOS(-1)	-0.076931	0.068689	-1.119989	0.2651
D(@SEAS(1))	0.089294	0.016243	5.497427	0.0000
D(@SEAS(2))	0.043285	0.015006	2.884609	0.0047
D(@SEAS(3))	0.060549	0.016278	3.719775	0.0003
FECHA=199904	0.142130	0.052060	2.730143	0.0074
AR(1)	-0.359681	0.090970	-3.953843	0.0001
MA(4)	0.432539	0.084725	5.105213	0.0000
R-squared	0.602510	Mean dependent var		0.006373
Adjusted R-squared	0.581216	S.D. dependent var		0.094041
S.E. of regression	0.060857	Akaike info criterion		-2.703553
Sum squared resid	0.414802	Schwarz criterion		-2.540075
Log likelihood	167.8614	Hannan-Quinn criter.		-2.637170
Durbin-Watson stat	2.041543			
Inverted AR Roots	-.36			
Inverted MA Roots	.57+.57i	.57+.57i	-.57-.57i	-.57-.57i

Dependent Variable: DLOG(PROD_REL)
 Method: ARMA Conditional Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 07/24/18 Time: 01:27
 Sample (adjusted): 1988Q4 2018Q1
 Included observations: 118 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 20 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 1988Q1 1988Q3

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDUOS(-1)	0.035014	0.026584	1.317096	0.1905
FECHA=199503	-0.044400	0.020538	-2.161833	0.0328
D(@SEAS(1))	-0.012155	0.002324	-5.231088	0.0000
D(@SEAS(2))	0.008975	0.001437	6.247551	0.0000
D(@SEAS(3))	0.005257	0.002304	2.281710	0.0244
AR(2)	-0.790138	0.058731	-13.45347	0.0000
MA(2)	0.966596	0.011718	82.48900	0.0000
MA(3)	-0.062021	0.017889	-3.466935	0.0008
R-squared	0.409760	Mean dependent var		0.000757
Adjusted R-squared	0.372199	S.D. dependent var		0.024666
S.E. of regression	0.019544	Akaike info criterion		-4.966952
Sum squared resid	0.042015	Schwarz criterion		-4.779109
Log likelihood	301.0502	Hannan-Quinn criter.		-4.890682
Durbin-Watson stat	2.240601			
Inverted AR Roots	-.00+.89i	-.00-.89i		
Inverted MA Roots	.06	-.03-.98i	-.03+.98i	

A.7. Test de causalidad de Granger

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/24/18 Time: 01:44

Sample: 1986Q1 2020Q4

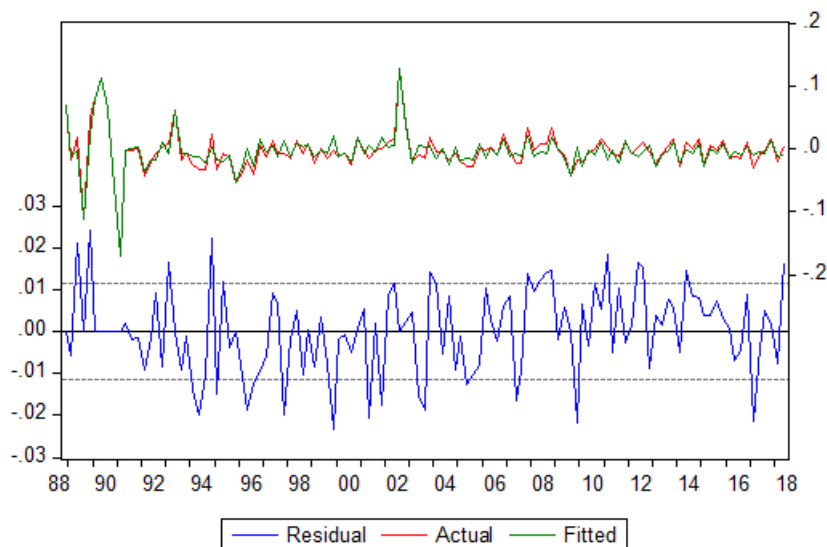
Lags: 8

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLOG(DIF_TASAS) does not Granger Cause DLOG(TCR) DLOG(TCR) does not Granger Cause DLOG(DIF_TASAS)	120	1.87599 1.35138	0.0717 0.2270
DLOG(OPEN) does not Granger Cause DLOG(TCR) DLOG(TCR) does not Granger Cause DLOG(OPEN)	112	1.60481 1.05374	0.1336 0.4021
DLOG(PROD_REL) does not Granger Cause DLOG(TCR) DLOG(TCR) does not Granger Cause DLOG(PROD_REL)	120	1.41311 1.51989	0.1998 0.1593
DLOG(GCF_GOB) does not Granger Cause DLOG(TCR) DLOG(TCR) does not Granger Cause DLOG(GCF_GOB)	120	1.92433 1.05811	0.0640 0.3983
DLOG(OPEN) does not Granger Cause DLOG(DIF_TASAS) DLOG(DIF_TASAS) does not Granger Cause DLOG(OPEN)	112	2.75061 4.61959	0.0089 9.E-05
DLOG(PROD_REL) does not Granger Cause DLOG(DIF_TASAS) DLOG(DIF_TASAS) does not Granger Cause DLOG(PROD_REL)	120	1.60241 1.37497	0.1331 0.2162
DLOG(GCF_GOB) does not Granger Cause DLOG(DIF_TASAS) DLOG(DIF_TASAS) does not Granger Cause DLOG(GCF_GOB)	120	3.07335 1.37297	0.0038 0.2171
DLOG(PROD_REL) does not Granger Cause DLOG(OPEN) DLOG(OPEN) does not Granger Cause DLOG(PROD_REL)	112	1.15781 1.40574	0.3329 0.2041
DLOG(GCF_GOB) does not Granger Cause DLOG(OPEN) DLOG(OPEN) does not Granger Cause DLOG(GCF_GOB)	112	1.89280 0.36490	0.0700 0.9365
DLOG(GCF_GOB) does not Granger Cause DLOG(PROD_REL) DLOG(PROD_REL) does not Granger Cause DLOG(GCF_GOB)	120	2.06452 0.84419	0.0460 0.5661

A.8. Relación de corto plazo

Dependent Variable: DLOG(TCR)
 Method: Least Squares
 Date: 07/13/18 Time: 18:23
 Sample (adjusted): 1988Q4 2018Q2
 Included observations: 119 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.004401	0.001358	-3.240979	0.0016
RESIDUOS(-1)	-0.072123	0.018881	-3.819952	0.0002
DLOG(TCR(-1))	0.122034	0.043910	2.779214	0.0066
DLOG(TCR(-4))	0.165224	0.041448	3.986304	0.0001
DLOG(PROD_REL(-4))	0.219474	0.056942	3.854339	0.0002
DLOG(DIF_TASAS(-2))	0.036507	0.010311	3.540704	0.0006
DLOG(OPEN(-1))	0.038473	0.017874	2.152504	0.0339
DLOG(GCF_GOB(-4))	-0.031368	0.018067	-1.736223	0.0858
DLOG(TCN(-1))	0.066541	0.021705	3.065680	0.0028
DLOG(TCN(-2))	-0.046483	0.021474	-2.164664	0.0329
D(@SEAS(1))	-0.005980	0.002884	-2.073669	0.0408
D(@SEAS(2))	-0.012316	0.002646	-4.653960	0.0000
D(@SEAS(3))	-0.015165	0.002025	-7.488490	0.0000
FECHA=198804	0.053288	0.012264	4.345024	0.0000
FECHA=198903	-0.121668	0.012151	-10.01270	0.0000
FECHA=199001	0.084981	0.012445	6.828784	0.0000
FECHA=199002	0.093128	0.013524	6.886331	0.0000
FECHA=199003	0.082242	0.013419	6.128944	0.0000
FECHA=199004	-0.051632	0.013831	-3.732954	0.0003
FECHA=199101	-0.153973	0.013945	-11.04157	0.0000
FECHA=199302	0.077024	0.012263	6.280715	0.0000
FECHA=199504	-0.061333	0.011932	-5.140238	0.0000
FECHA=200203	0.120869	0.012479	9.685605	0.0000
FECHA=200903	-0.044523	0.012112	-3.675969	0.0004
R-squared	0.904690	Mean dependent var	-0.004000	
Adjusted R-squared	0.881615	S.D. dependent var	0.033139	
S.E. of regression	0.011402	Akaike info criterion	-5.931919	
Sum squared resid	0.012351	Schwarz criterion	-5.371424	
Log likelihood	376.9492	Hannan-Quinn criter.	-5.704319	
F-statistic	39.20628	Durbin-Watson stat	1.934558	
Prob(F-statistic)	0.000000			



A.9. Correlograma de los residuos de la relación de corto plazo

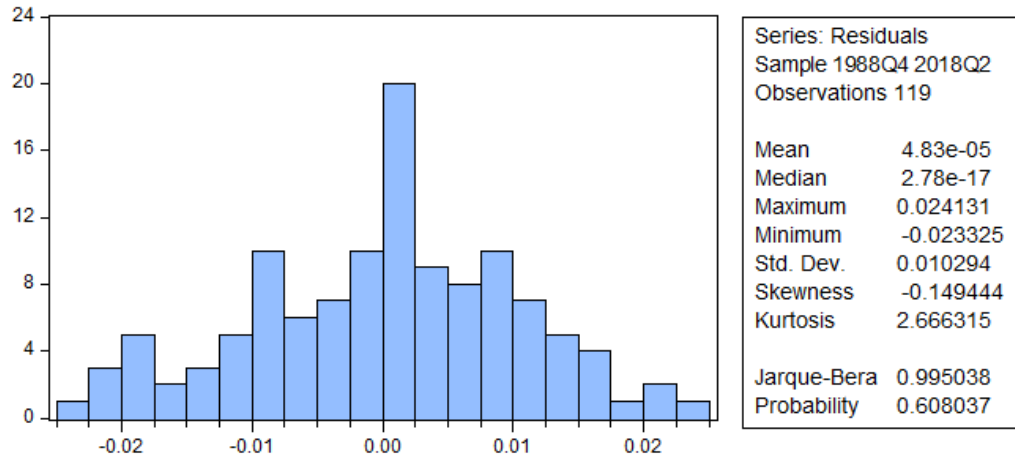
Sample: 1986Q1 2020Q4

Included observations: 119

Q-statistic probabilities adjusted for 23 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.024	0.024	0.0721	0.788
		2	0.089	0.088	1.0445	0.593
		3	0.074	0.070	1.7153	0.634
		4	-0.030	-0.041	1.8306	0.767
		5	-0.149	-0.162	4.6239	0.463
		6	0.089	0.099	5.6365	0.465
		7	0.136	0.176	8.0109	0.332
		8	0.165	0.178	11.564	0.172
		9	0.216	0.173	17.676	0.039
		10	-0.012	-0.100	17.694	0.060
		11	0.041	0.004	17.919	0.083
		12	0.012	0.048	17.938	0.118
		13	0.016	0.083	17.973	0.159
		14	0.079	0.107	18.835	0.171
		15	0.099	-0.005	20.202	0.164
		16	0.146	0.061	23.183	0.109
		17	0.037	-0.032	23.380	0.137
		18	0.024	-0.016	23.461	0.173
		19	-0.021	-0.002	23.523	0.215
		20	0.026	0.014	23.619	0.259
		21	-0.084	-0.101	24.646	0.263
		22	0.175	0.119	29.200	0.139
		23	0.061	0.006	29.764	0.156
		24	-0.039	-0.124	29.995	0.185
		25	0.079	0.005	30.960	0.190
		26	-0.040	-0.064	31.211	0.220
		27	0.015	0.097	31.248	0.261
		28	-0.074	-0.084	32.113	0.270
		29	0.028	-0.055	32.238	0.310
		30	0.008	-0.010	32.248	0.356
		31	0.039	-0.044	32.496	0.393
		32	-0.087	-0.060	33.740	0.383
		33	-0.083	-0.116	34.884	0.379
		34	0.012	0.003	34.910	0.425
		35	-0.137	-0.090	38.112	0.330
		36	0.014	0.010	38.143	0.372

A.10. Test de normalidad de los residuos de la relación de corto plazo



INSTITUTO DE ECONOMÍA

**Serie Documentos de investigación
estudiantil**

Noviembre, 2018

DIE 02/19



Instituto de Economía

Facultad de Ciencias Económicas y de Administración
Universidad de la República - Uruguay

© 2011 iecon.ccee.edu.uy | instituto@iecon.ccee.edu.uy | Tel: +598 24131007 | Gonzalo Ramírez 11926 | C.P. 11200 |
Montevideo - Uruguay