

El crecimiento reciente de Uruguay y desacople de la región: ¿adiós a la semisuma?

Marcelo Dianessi
Bibiana Lanzilotta
Gabriela Mordecki
Maximiliano Presa
Silvia Rodríguez-Collazo

INSTITUTO DE ECONOMÍA

Serie Documentos de Trabajo

Febrero, 2020

DT 01/2020

ISSN: 1510-9305 (en papel)
ISSN: 1688-5090 (en línea)

El presente trabajo forma parte del proyecto de investigación “Herramientas para el análisis y proyecciones macroeconómicas de la economía uruguaya”, llevado adelante por el grupo de Análisis Macroeconómico y Comercio del Instituto de Economía (FCEA, UdelaR) y financiado por el Fondo María Viñas (2017) de la Agencia Nacional de Investigación e Innovación (proyecto FMV_1_2017_1_136688). Agradecemos a esta institución el apoyo brindado. También agradecemos los comentarios y sugerencias a las primeras versiones de este documento por parte de Ronald Miranda y los demás integrantes del área de Análisis Macroeconómico y Comercio. Los errores remanentes son de nuestra entera responsabilidad.

Forma de citación sugerida para este documento: Dianessi, M. Lanzilotta, B Mordecki, G. Presa, M. Rodríguez-Collazo, S. (2020) “El crecimiento reciente de Uruguay y desacople de la región: ¿adiós a la semisuma?”. Serie Documentos de Trabajo, DT 01/2020. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

El crecimiento reciente de Uruguay y desacople de la región: ¿adiós a la semisuma?

Marcelo Dianessi
Bibiana Lanzilotta
Gabriela Mordecki
Maximiliano Presa
Silvia Rodríguez-Collazo

Resumen

El desempeño de la economía uruguaya de la última década, en contraste con el de las economías vecinas, alentó la hipótesis de desacople. Así, el crecimiento del PIB uruguayo parece haberse alejado de lo que indicaba la evidencia de estudios previos (Lanzilotta et al., 2003) que mostraban que el crecimiento de Uruguay, era en el largo plazo el resultado de la semisuma de las tasas de crecimiento de Argentina y Brasil. Esta investigación intenta dar respuesta a estos temas aplicando, para distintas muestras comprendidas en el período 1980 a 2018, análisis de comovimientos cíclicos, análisis de cointegración, estimación de modelos VECM y simulaciones de impulso respuesta.

Los resultados obtenidos permiten descartar que la relación de largo plazo expresada como semisuma se sostenga, cuando se amplía la información hasta 2018. Se requiere incluir indicadores de precios relativos vinculados a la economía brasileña dentro de los determinantes de la trayectoria del PIB uruguayo para recomponer la relación dinámica de largo plazo que lo vincula con el de sus vecinos. Ello es indicativo de que Uruguay sigue estando expuesto a los shocks regionales, pero de una forma algo diferente a la que se daba en el pasado, ya que en la relación de largo plazo también es relevante la relación con los precios internacionales.

Palabras clave: desacople, dependencia regional, cointegración, Uruguay

Código JEL: C32, F31, F43

M. Dianessi, Instituto de Economía, Universidad de la República, Uruguay. Correo electrónico: marcelo.dianessi@iecon.ccee.edu.uy
B. Lanzilotta, Instituto de Economía, Universidad de la República, Uruguay. Correo electrónico: bibiana@iecon.ccee.edu.uy
G. Mordecki, Instituto de Economía, Universidad de la República, Uruguay. Correo electrónico: gabriela@iecon.ccee.edu.uy
M. Presa, Instituto de Economía, Universidad de la República, Uruguay. Correo electrónico: maxi.presa@iecon.ccee.edu.uy
S. Rodríguez-Collazo, Instituto de Estadística, Universidad de la República, Uruguay. Correo electrónico: silvia@iesta.edu.uy

Abstract

The performance of the Uruguayan economy over the last decade, in contrast to that of its neighbouring economies, encouraged the decoupling hypothesis. Thus, Uruguay's GDP growth seems to have moved away from the evidence of previous studies (Lanzilotta et al., 2003) that showed that Uruguay's growth was in the long run the result of the semi-sum of the growth rates of Argentina and Brazil. This research attempts to answer these questions by applying, for different samples included in the period 1980 to 2018, analysis of cyclical comovements, cointegration analysis, estimation VEC models and impulse response simulations.

The results obtained allow us to discard that the long-term relationship expressed as a semi-sum is sustained, when the information is extended until 2018. It is necessary to include relative prices indicators linked to the Brazilian economy within the determinants of Uruguay's GDP trajectory in order to recompose the dynamic long-term relationship that links it to that of its neighbours. This is an indication that Uruguay is stills exposed to regional shocks, but in a somewhat different way than in the past, since the relationship with international prices is also relevant to the long-term relationship.

Keywords: decoupling, regional dependence, cointegration, Uruguay.

JEL Classification: C32, F31, F43.

1. Introducción

La economía uruguaya, en el período 2003-2018, ha tenido un crecimiento ininterrumpido, a una tasa promedio anual de 4,1%. Luego de la crisis de 2002, el patrón de crecimiento constatado en la década previa se habría modificado, consolidándose uno más orientado a los mercados globales, fuertemente basado en productos primarios y con un menor grado de dependencia de las exportaciones hacia la región. Como elementos que ayudan a explicar este cambio se encuentran el *boom* en el precio de los *commodities* y la consolidación de China como potencia mundial.

Este crecimiento no ha sido a una tasa constante en todo el período (véase, Tabla 1). Mientras que entre 2003 y 2010 Uruguay creció a una tasa promedio anual de 5,4%, en los últimos años el crecimiento se ha desacelerado, creciendo a una tasa de 2,8% entre 2011 y 2018. De todos modos, el desempeño de la economía uruguaya parece haberse desmarcado del de sus pares argentino y brasileño, alejándose de la evidencia que encontraron estudios previos (Lanzilotta et al., 2003) que mostraban que el crecimiento de Uruguay en el largo plazo podía expresarse como la semisuma de las tasas de crecimiento de sus vecinos. En el caso de Argentina, entre 2011 y 2018 se verificó un crecimiento anual promedio de 0,7%, mientras que en el vecino norteño el crecimiento del PIB en el mismo período fue de 0,4% promedio anual. La economía argentina permaneció estancada entre 2012 y 2017, y en 2018, su PIB cayó 2,5% en un contexto de importantes desequilibrios macroeconómicos: altos niveles de inflación, devaluación y gran dependencia del ciclo político (Zack y Mira, 2019). Por otro lado, Brasil, sacudido por una importante crisis política, sufrió una fuerte recesión en 2015 y 2016, y no ha logrado retomar una senda de crecimiento estable desde entonces (Sawaya, 2019). Los ajustes puestos en marcha en ambos países no parecen haber derivado aún en una perspectiva de crecimiento vigoroso, tal como lo muestran las proyecciones de varios analistas económicos para el mediano plazo.

Tabla 1. Tasa de crecimiento real anual del PIB: Argentina, Uruguay y Brasil (2003-2018)

Promedio por períodos	Argentina	Brasil	Uruguay
2003-2018	3.35	2.21	4.09
2003-2010	5.96	4.08	5.39
2011-2018	0.73	0.35	2.78

Fuente: elaboración propia en base a datos del BCU, INDEC e IBGE.

El cambio observado en la relación entre las tasas de crecimiento de los tres países tiene su correlato con las modificaciones evidenciadas en los vínculos comerciales y financieros. La participación en el valor de las exportaciones de bienes uruguayos hacia Argentina y Brasil entre 2001 y 2018 pasó de representar 15% y 22% del total respectivamente, a 5% y 15% en 2018, también respectivamente (según datos del Banco Central del Uruguay –BCU-, sin considerar las exportaciones realizadas desde zonas francas). Por otra parte, si bien China se ha consolidado como el principal socio comercial en el año 2018 (representó el 20% del valor de las exportaciones de bienes en ese año), la importancia de la región en la demanda externa sigue vigente y Argentina y Brasil sumados se mantienen como el principal destino de las exportaciones uruguayas de

bienes. En términos de las exportaciones de servicios, Argentina sigue siendo fundamental como origen del turismo receptivo en Uruguay, representando en los dos últimos años alrededor del 65% de los visitantes y una proporción similar del gasto total (Ministerio de Turismo). A su vez, los depósitos de no residentes, donde los argentinos son la gran mayoría, pasaron de representar 41% en 2001 a 10% en 2018 del total de depósitos, evidenciando una menor exposición a los flujos financieros del vecino país.

En una perspectiva global, el desempeño de Uruguay, Argentina y Brasil en los últimos años se inserta en un contexto económico de gran incertidumbre. La fuerte expansión monetaria iniciada por la Reserva Federal de EEUU (FED) como una de las respuestas a la crisis de 2008 propició un importante flujo de capitales internacionales dirigidos a los mercados emergentes en busca de una mayor rentabilidad. En tanto, la economía china siguió con el dinamismo que presentaba previamente, con implicancias sobre la demanda de bienes primarios. En diciembre de 2015 se dio inicio a un retroceso paulatino en la política expansiva de la FED dados los signos de recuperación de la economía estadounidense, subiendo la tasa de interés de referencia progresivamente y, por ende, determinando un encarecimiento en el acceso al crédito. No obstante, todavía se encuentra muy por debajo de los promedios históricos, constatándose incluso un retroceso en ese proceso de aumento desde mediados de 2019. Por otro lado, el enlentecimiento de la economía china de los últimos años y el cambio en su patrón de crecimiento, con más énfasis en el consumo interno, ha operado a la baja sobre los precios de las materias primas que se encuentran en niveles sustancialmente menores que a mediados de 2014. Por otra parte, las medidas adoptadas por EEUU y China en el marco de una “guerra comercial” y el lento proceso de recuperación de la zona euro se constituyen entre otros tantos elementos que aportan al actual clima global de incertidumbre (IMF, 2019).

Esta situación regional e internacional debe estudiarse en relación con el carácter de economía pequeña y abierta que tiene Uruguay. Teniendo en cuenta particularmente los vínculos regionales, el objetivo general de este trabajo es indagar sobre la hipótesis de si el crecimiento económico de Uruguay ya no depende sustancialmente del de sus vecinos: Argentina y Brasil, sino que se habría logrado “desacoplar” de sus sendas de crecimiento.¹

El objetivo particular de este trabajo es actualizar el diagnóstico y el análisis de la influencia del crecimiento de la región y el tipo de cambio real (TCR), como *proxy* de la evolución de los precios relativos, sobre el desempeño económico de Uruguay. Para ello analizaremos el vínculo de largo plazo entre los tres países, así como la relación de corto plazo considerando el impacto de los shocks regionales y globales en las últimas décadas. Esta relación de largo plazo es testada utilizando la metodología de Johansen (1988), contrastando la existencia de una o más relaciones de cointegración entre los PIBs de los tres países. Para recoger el efecto de los shocks regionales, se plantean diferentes modelos de vectores autorregresivos con mecanismo de corrección del error (VECM por sus siglas en inglés), incorporando en las relaciones de corto plazo un conjunto de variables vinculadas a la economía global que pueden afectar la determinación del ajuste

¹ Una referencia sobre este fenómeno puede encontrarse en la siguiente nota:
https://elpais.com/economia/2017/07/24/actualidad/1500926308_443410.html?fbclid=IwAR3iGSdkU_AcBx8XvtjDHo_96DX-gfrvUp6DXKYEspn9ieddaqPM2pioIJk

hacia el largo plazo ante un shock en alguna de las variables. Dado que las estimaciones están fuertemente asociadas al período en que se estiman, a los efectos de analizar su estabilidad, se consideran varios intervalos temporales para estudiar el cambio en esta relación de largo plazo, tomando como antecedente directo el trabajo de Lanzilotta et al. (2003), que encuentra una relación de largo plazo entre las tasas de crecimiento de los PIBs de Argentina, Brasil y Uruguay entre los años 1980 y 2002. El presente estudio pone énfasis en investigar si esta relación se ha perdido en la actualidad, o si el aparente rompimiento (o desacople) con la región es transitorio, subsistiendo así un vínculo de largo plazo entre estos tres países.

El trabajo se organiza de la siguiente forma: a esta introducción le sigue un apartado dedicado a la sistematización de los antecedentes. Luego, se presenta la metodología a emplear y se describen los datos utilizados y sus fuentes. En la tercera parte se presentan los resultados obtenidos. Se finaliza con el capítulo de conclusiones.

2. Antecedentes

Una gran cantidad de trabajos utilizan la categoría de análisis de “desacople” de un conjunto de economías respecto a otro conjunto de economías. Rossi (2008) explica que, en términos generales, se entiende por desacople en la literatura internacional al hecho de que el crecimiento económico de un país o región dependa progresivamente menos del crecimiento en otro país o grupo de países.

Los estudios que abordan esta problemática podrían clasificarse utilizando varios criterios: según su alcance (regional o mundial), su forma de abordaje (teórica o empírica) o según las herramientas econométricas que utilizan (análisis de correlaciones cíclicas o modelos que capturen la dinámica de los shocks globales o idiosincráticos).

El debate actual de la literatura internacional se ubica alrededor del análisis de desacople de los países emergentes respecto a las economías avanzadas, que en la mayoría de los trabajos se vincula a EEUU o en su defecto al G7. Normalmente se toma como punto de partida el hecho de que el crecimiento del producto de las economías emergentes a partir de la década de 1980, y especialmente a partir de la década de 1990, tomó un ritmo mucho más vigoroso al del crecimiento de las economías avanzadas, por lo que parece darse que estas últimas ya no marcan totalmente la pauta del crecimiento del primer grupo. No obstante, este crecimiento real se ha dado en un entorno de intensificación de los vínculos comerciales y financieros en la economía mundial, verificados tanto entre economías del mismo tipo (emergente-emergente y avanzada-avanzada) como entre emergentes y avanzadas. En particular, no existe una clara definición de los efectos de una mayor integración financiera: si ayudan a que el capital vaya a los mercados que lo demandan, beneficiando así a la economía real, en especial de los países emergentes; o si de lo contrario contribuyen a amplificar los shocks negativos.

Pesce (2017) hace una reseña del estado actual de este debate, recorriendo la investigación teórica y la de corte empírico. Encuentra que no existe un consenso respecto a qué se entiende por desacople y que los resultados varían según las herramientas con las que se trate el tema, aunque no pierden validez por adoptar diferentes perspectivas en tanto se explicita cómo se define el desacople y cómo se aborda

el problema. Identifica tres herramientas utilizadas para evaluar la hipótesis de desacople de forma empírica: el estudio del comovimiento entre los ciclos económicos de las economías emergentes y las avanzadas; la descomposición de los shocks entre factores globales e idiosincráticos; y las regresiones y estimaciones de modelos mediante vectores autorregresivos para estudiar los derrames desde economías avanzadas hacia las emergentes, que en general buscan verificar alguna forma de quiebre estructural en las relaciones de corto plazo.

Kose et al. (2008) en una muestra de países que abarcan el 90% del PIB mundial (divididos en tres grupos: industriales, mercados emergentes y otras economías desarrolladas), observan una disminución en la incidencia de los factores globales en el ciclo económico entre los dos períodos de análisis: 1960-1984 (“pre-globalización”) y 1985-2005 (“globalización”). Observan al mismo tiempo un aumento de los factores determinantes del ciclo propios de cada grupo, manteniéndose relativamente estables los factores internos de cada país. Estos resultados indican que existe desacople entre los bloques de economías avanzadas y emergentes, aunque también es indicativo de una mayor convergencia en los ciclos de los países al interior de cada grupo. El análisis realizado por Levy-Yeyati y Williams (2012) brinda evidencia en esta dirección, sugiriendo que las economías emergentes pasan a ser más dependientes de China y menos del G7 y EEUU en el período 2003-2010. No obstante, respecto de la dimensión financiera, encuentran que los vínculos entre un conjunto de instrumentos financieros de mercados emergentes y economías desarrolladas mantienen el mismo grado de comovimiento que presentaban en los años ‘90.

Por su parte, Dees y Vanstenkiste (2007) generan un modelo VAR global (G-VAR) para una muestra de 26 países y regiones, entre 1979 y 2003. Los resultados arrojan evidencia a favor de mayores efectos de shocks en EEUU sobre América Latina, y menores sobre las economías emergentes asiáticas, en comparación con los modelos que solamente toman en cuenta efectos puramente comerciales. Adicionalmente, los mismos autores realizan un modelo VAR con factores estructurales (FAVAR) y descomponen la varianza del crecimiento del PIB en tres fuentes de shocks: idiosincrático, globales y por derrames, trabajando en dos períodos, 1979-1992 y 1992-2003. Encuentran que los derrames juegan un rol secundario en la determinación del PIB de los países de la muestra distintos a EEUU. En línea con lo hallado con el modelo G-VAR, identifican que los shocks idiosincráticos tienen mayor peso en las economías emergentes de Asia y América Latina (en esta última, a partir del segundo período), mientras que en las economías desarrolladas la sensibilidad es mayor a los shocks globales.

Un trabajo disidente en la aceptación de la hipótesis de desacople es el de Wälti (2009), que encuentra que la sincronización entre los ciclos de las economías emergentes y las avanzadas no ha descendido gracias a la mayor integración comercial y financiera derivada del proceso de globalización. A diferencia de los otros trabajos, Wälti analiza los comovimientos entre las brechas del producto de cada economía (en lugar de las tasas de crecimiento). Utilizando datos anuales del PIB de 34 economías emergentes, calcula la sincronización del ciclo de cada economía frente a 4 grupos: economías avanzadas (28 países), el G7, Europa (15 países del total) y EEUU individualmente, entre 1980 y 2007. En general, no encuentra evidencia que avale la hipótesis de desacople dado que los

grados de sincronización entre economías emergentes y avanzadas se han mantenido altos.

Por otro lado, la literatura regional en los últimos 25 años ha abordado el tema de las interdependencias regionales poniendo el foco, la mayoría de las veces, en los efectos de una mayor integración de las economías nacionales en el marco del Mercosur. En este sentido, Carlomagno et al. (2009) buscan analizar las interrelaciones y las asimetrías entre los países que integran el bloque. Estudian los comovimientos cíclicos tomando series trimestrales del PIB entre 1980 y 2008 y mensuales del TCR para los cuatro países del Mercosur, utilizando tres variantes del análisis de correlaciones cruzadas dinámicas y una regresión lineal. De este método se deduce que existen dos líderes regionales, Argentina y Brasil, siendo más claro el liderazgo del segundo. Con otra metodología, mediante un modelo VAR estructural (SVAR) para cada uno de los países salvo Paraguay, entre 1991 y 2008, estudian el efecto de cuatro tipos de shocks: tres externos, sobre el riesgo país, sobre precios relativos y de política monetaria y uno interno, asociado a la productividad. El resultado más relevante es una menor vulnerabilidad de Brasil a los shocks internacionales, siendo sus determinantes internos más relevantes en la determinación del PIB que los externos a diferencia de lo que ocurre en Argentina y Uruguay, donde el contexto internacional cobra mayor importancia. Este modelo tiene un antecedente directo en Fanelli y González Rozada (2006), quienes realizan varios modelos para Argentina, Brasil y Uruguay individualmente en el período 1980-2003. Estos autores destacan que, dentro del Mercosur, la volatilidad importa en la amplificación de los shocks extrarregionales, así como las condiciones financieras internacionales (reflejadas en el riesgo país) y que los factores tanto globales como idiosincráticos juegan un rol preponderante en los comovimientos de los ciclos.

Adler y Sosa (2012) se preguntan acerca del grado de influencia de los shocks provenientes de Brasil sobre el resto de las economías sudamericanas, y en qué medida esta influencia viene determinada por el efecto de los shocks globales en el período 1990-2011. Enfocándose solamente en los vínculos comerciales ante la debilidad de los flujos financieros entre estas economías, analizan mediante un modelo VAR para cada país el papel del PIB de Brasil y de un conjunto de variables globales (la demanda global, las condiciones financieras internacionales y el precio de los *commodities*) sobre las tasas de crecimiento domésticas. En particular para los casos de Bolivia, Chile, Paraguay y Uruguay también incluyen el PIB real de Argentina. El principal resultado es que el Cono Sur (Argentina, Uruguay, Paraguay y Chile) es el más afectado por los shocks idiosincráticos de Brasil, y que existe amplificación de los shocks globales a través del vecino norteño. De todas formas, para el caso de Uruguay el análisis de descomposición de la varianza encuentra que 20% de la varianza del crecimiento del PIB se explica por derrames provenientes de Argentina (ante un 6% de los brasileños).

En un tercer bloque de trabajos, se puede agrupar aquellos que se centran en los efectos de la región sobre el desempeño económico de Uruguay. Existen varios trabajos en los últimos 25 años que abordan el tema desde distintos enfoques. Los primeros, apuntaron a elaborar modelos de economía dependiente, emparentados con los de “enfermedad holandesa”, motivados por la creación del Mercosur. En general buscan determinar los efectos de la introducción de un bien regional que actúa como transable para los países

de la región y como no transable frente a socios comerciales extrarregionales. Algunos ejemplos en este sentido son: Bergara et al. (1995), Bevilaqua et al. (2001), Masoller (1998) y Voelker (2004). Luego, una serie de trabajos entre los que se incluyen Kamil y Lorenzo (1998) y Bucacos (2001) buscan explicar las fluctuaciones del ciclo económico uruguayo en función de varias variables, entre las que se encuentran algunas asociadas a los socios regionales. Otros trabajos que vale mencionar abordan el estudio desde la información que aporta el estudio de los precios relativos (TCRs): Lorenzo et al. (2000) y Fernández et al. (2005). Por último, los desarrollos más recientes, que buscan modelar y predecir el comportamiento de un conjunto de variables macroeconómicas relevantes de la economía uruguaya hacen un amplio uso de modelos de series de tiempo multivariados, encontrándose varias versiones del método de vectores autorregresivos. Algunos ejemplos son Arroyo y Cubas (2011) o Carballo et al. (2015).

En esta revisión, se puso el foco en aquellos trabajos que utilizan la técnica de vectores autorregresivos incluyendo variables que representen el comportamiento de la región para estudiar su efecto sobre el desempeño uruguayo. Siguiendo esta línea, el antecedente más directo del presente trabajo es el elaborado por Lanzilotta et al. (2003), quienes analizan las relaciones de corto y largo plazo entre los PIBs de Argentina, Brasil y Uruguay, por un lado, y, por otro lado, entre las exportaciones uruguayas con la demanda de importaciones de Argentina y Brasil. Las autoras encuentran que existe una relación de cointegración entre las tasas de crecimiento de los tres países, en donde la variable asociada a Uruguay depende, en el largo plazo, de Argentina y Brasil en partes iguales. Así, entre 1980 y 2002 (datos trimestrales) el desempeño de Uruguay quedaba determinado por la semisuma de los desempeños de Argentina y Brasil, por lo que no presentaba una tasa de crecimiento independiente del desempeño de los países vecinos. Por su parte, el estudio del canal comercial (entre 1985 y 2002) muestra con mayor profundidad uno de los canales por el cual los shocks regionales afectan a Uruguay. Particularmente, permite analizar el efecto de cambios en los regímenes de integración comercial (la instauración del Mercosur o de barreras arancelarias), arrojando evidencia en línea con la teoría (menores barreras implican un mayor comercio).

Un antecedente previo es el trabajo de Masoller (1998), quien desarrolla un modelo “cuasi-VAR”, para comprender los efectos de los shocks regionales sobre el nivel de producto y precios de la economía uruguaya entre los años 1974 y 1997. Trabaja con las siguientes variables (en diferencias) internacionales, regionales y domésticas: una tasa de interés real internacional, la relación de términos de intercambio de Uruguay respecto al resto del mundo y el PIB de EEUU como variables mundiales, el PIB industrial de Brasil, el consumo de Argentina y los precios relativos entre ambos países con Uruguay como variables regionales, y la inflación en dólares y el PIB uruguayo como variables internas. Los resultados brindan evidencia a favor del rol relevante de los factores regionales (en especial los vinculados a Argentina) en la explicación de la variabilidad en precios y producto uruguayos. No obstante, los análisis de causalidad no arrojan resultados contundentes: la única relación que no rechaza el test de causalidad a la Granger es aquella por la cual la inflación en dólares de Argentina determina a la de Uruguay (y al 20%, la del consumo argentino sobre el producto uruguayo).

Voelker (2004), en el marco de un modelo teórico de tres bienes (regional, transable y no transable), estudia el impacto de los shocks regionales en producto y precios entre 1983 y 2002. Para ello utiliza varios grupos de estimaciones, usando VAR con restricciones (“cuasi-VAR”, en niveles y diferencias) para estimar un modelo multisectorial, y VAR y VECM suponiendo una sola relación de cointegración para estimar modelos unisectoriales. Observa la importancia de los shocks del PIB argentino sobre los sectores de servicios y construcción, mientras que el TCR con Argentina también es relevante para el sector Comercio, Restaurantes y Hoteles. En cuanto a Brasil, su impacto sería relevante sobre el sector agropecuario a nivel de producto, sin tener impacto aparente sobre ningún sector en cuanto a precios relativos. El análisis por subsectores brinda evidencia más detallada, habiendo más ramas que sí se ven afectadas por shocks tanto en PIB como en TCR de Brasil, pero manteniéndose de todos modos la preponderancia de Argentina.

Posteriormente, Eble (2006) analiza el crecimiento de Uruguay en el largo plazo y concluye que el bajo nivel de crecimiento, su alta volatilidad y correlación con el ciclo en Argentina se deben a factores internos (mercados financieros poco desarrollados, política fiscal volátil y baja tasa de inversión) así como externos (grado de apertura, integración comercial y financiera con la región). Sobre la base de la estimación de un modelo VAR del PIB de Uruguay, que incluye el consumo de Argentina y de EEUU, muestra que entre 1985 y 2005 el 80% de la variabilidad del PIB uruguayo se explica por el consumo de Argentina y 10% por el consumo de EEUU (en un horizonte de dos años).

Por su parte, Sosa (2010) elabora un modelo VAR con restricciones de exogeneidad para el período 1980 – 2009, con el fin de determinar la influencia de shocks externos sobre el PIB uruguayo y discriminando entre shocks idiosincráticos y globales. Aparte de no encontrar relaciones de equilibrio de largo plazo, los resultados sugieren que el mayor efecto de la región sobre Uruguay viene de la mano de Argentina, siendo no significativo el efecto de un shock brasileño. Los shocks provenientes del resto del mundo también son significativos. Encuentra explicación de estos resultados en el tipo de inserción internacional del Uruguay, más vinculado a Argentina tanto en la vía comercial como por la vía financiera.

Por último, Cantera (2011) estima un modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR) para el periodo 1997-2009, y considerando los PIB de Uruguay y sus principales socios comerciales (Argentina, Brasil, China, India, Japón, Rusia, EEUU y la Unión Europea). El principal cambio en los resultados respecto a los antecedentes es una mayor preponderancia del efecto de los shocks reales brasileños sobre Uruguay, en comparación a Argentina que ahora ocupa el segundo lugar en importancia.

De los trabajos expuestos se desprende la idea de que el vínculo uruguayo con la región ha estado predominantemente ligado al desempeño de la economía argentina. Los shocks provenientes de Brasil parecen no afectar directamente a Uruguay, según Masoller (1998) y Sosa (2010), o tener una influencia leve, parcial o indirecta (Voelker, 2004; Adler y Sosa, 2012). En esta última línea también puede ubicarse el antecedente de Lanzilotta et al. (2003). Más recientemente, el trabajo de Cantera (2011) encuentra un cambio en las relaciones de Uruguay con la región, aportando evidencia en dirección a un posible cambio hacia una preponderancia de los shocks brasileños.

El objetivo del presente trabajo es identificar y actualizar el diagnóstico acerca de la dependencia del crecimiento de Uruguay respecto del de los países vecinos, considerando indicadores de precios internacionales relevantes o en algunos casos también la relación de precios relativos entre los países. Trabajos recientes indican que el “boom” de precios de los *commodities* iniciado en los años 2000, brevemente interrumpido debido a la crisis de 2008 y retomado hasta 2014, pudo haber liderado una etapa de auge en el crecimiento de las economías subdesarrolladas de América Latina y el Caribe, así como África. Esta es la hipótesis vinculada al “viento de cola”, expresión usada en el reciente debate público en nuestro país para expresar el crecimiento vinculado a este ciclo positivo de precios externos (Banco Mundial, 2016). A su vez, en el entendido de que las relaciones con el resto del mundo son fundamentales en la determinación del nivel económico de una economía pequeña y abierta como la uruguaya, se consideró pertinente incorporar las relaciones entre los niveles de precios de la economía uruguaya con sus vecinos Argentina y Brasil y respecto al resto del mundo.

3. Metodología y datos

3.1 Metodología econométrica

3.1.1 *Análisis de comovimientos cíclicos*

El concepto de comovimientos cíclicos refiere a lo que Lucas (1977) define como trayectorias comunes de un conjunto de variables macroeconómicas, a aquellas variables que tienden a moverse en forma conjunta y predecible a través del ciclo. En este sentido, se analiza la correlación o comovimiento entre variables, a partir del análisis de la influencia, la dirección y la evolución entre dos variables. El indicador a utilizar, también empleado por Kamil y Lorenzo (1998) se basa en la estimación y análisis de las correlaciones cruzadas de los componentes cíclicos de las variables.

El análisis de la dirección del comovimiento define la prociclicidad, contraciclicidad o aciclicidad entre las variables, mientras que el *timing* (sincronización, adelanto o retraso entre los ciclos), ofrece una señal de una posible relación sistemática entre las fluctuaciones de corto plazo.

Al igual que en el trabajo de Kamil y Lorenzo (1998), en el presente trabajo el componente cíclico de cada una de las series del PIB se obtiene mediante un procedimiento de tres etapas. En primer lugar, se estiman modelos univariados ARIMA para cada serie. Luego, se descompone el componente autorregresivo de cada serie, obtenido en el paso anterior, en sus cuatro componentes inobservables (tendencia, ciclo, componente estacional y componente irregular). Estos dos pasos son realizados mediante el procedimiento de modelización automática TRAMO-SEATS, de acuerdo a lo sugerido por Kaiser y Maravall (1999). Por último, se aplica el filtro de Hodrick-Prescott al componente tendencia-ciclo, (utilizando $\lambda=1600$), lo que permite estimar por separado los componentes tendencia y ciclo de cada serie.

3.1.2 *Cointegración*

De acuerdo al teorema de representación de Engle y Granger (1987) si las variables están cointegradas, pueden ser especificadas mediante un modelo vectorial autorregresivo con mecanismo de corrección del error (VECM) para un vector de variables endógenas.

$$\Delta X_{it} = A_1 \Delta X_{it-1} + \dots + A_k \Delta X_{it-k+1} + \Pi X_{it-1} + \mu + \Gamma D_t + \varepsilon_{it}, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

donde $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ es un vector de procesos incorrelacionados, con media cero, varianza constante y distribución Normal, μ es un vector de constantes y la matriz D_i contiene un conjunto de variables indicadoras que marcan tanto la estacionalidad trimestral como la inclusión de intervenciones.

La información sobre la o las relaciones de largo plazo está contenida en la matriz $\Pi = \alpha \beta'$. β es una matriz de coeficientes de las relaciones de equilibrio existentes (relaciones de cointegración), y α es la matriz de coeficientes del mecanismo de ajuste al equilibrio de largo plazo. El rango de la matriz Π indica el número de relaciones de cointegración que existen entre las variables.

A continuación, se realizaron contrastes de exclusión para evaluar qué variables determinan las posibles relaciones de equilibrio, y contrastes de exogeneidad para determinar cuáles variables son exógenas a dichas relaciones, así como otras restricciones sobre los parámetros. La explicación de dichos contrastes se encuentra en el anexo metodológico.

Una vez estimada la relación de largo plazo y el VAR cointegrado, se procedió al análisis de la dinámica de corto plazo, que pone en evidencia los mecanismos de ajuste de las distintas variables hacia el equilibrio de largo plazo. La dinámica de corto plazo se expresa a través de las matrices A_i de la ecuación (1).

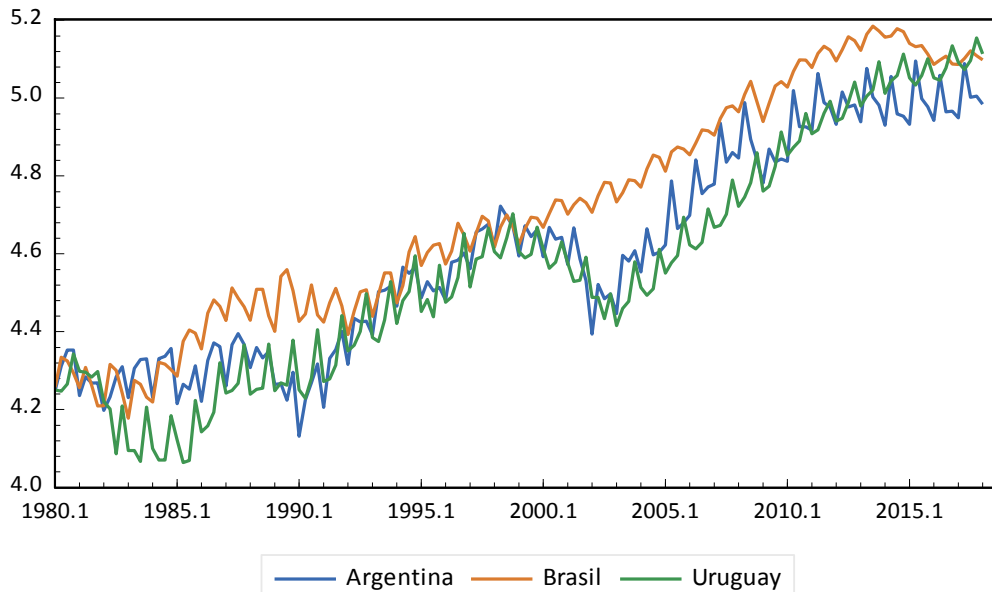
3.2 Descripción de los datos

En este trabajo se consideró información de frecuencia trimestral sobre el nivel de actividad (PIB) de las tres economías: Uruguay, Argentina y Brasil. Se trabajó sobre distintas submuestras, siendo la más larga 1980.I-2018.I. De esta forma, las variables endógenas consideradas fueron:

- *lpibuy*: logaritmo del PIB trimestral de Uruguay (Fuente: BCU).
- *lpibar*: logaritmo del PIB trimestral de Argentina (Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas y Censos -INDEC- de Argentina).
- *lpibbr*: logaritmo del PIB trimestral de Brasil (Fuente: Instituto Brasileño de Geografía y Estadística -IBGE- de Brasil).

Es importante precisar que la serie del PIB de Uruguay cambió sustancialmente a partir del cambio de base y metodológico realizado (2009), fijando la base en 2005, por lo que esta serie presenta diferencias con las que se trabajó en Lanzilotta et al. (2003). Asimismo, el INDEC realizó un cambio metodológico y de base en 2016, ahora a precios de 2004. La nueva serie de PIB también modificó en forma importante las estimaciones de PIB de Argentina respecto a la metodología anterior. En el Gráfico 1 se representan las tres series consideradas.

Gráfico 1. PIBs de Argentina, Brasil y Uruguay en logaritmos (1980.I - 2018.I, datos trimestrales)



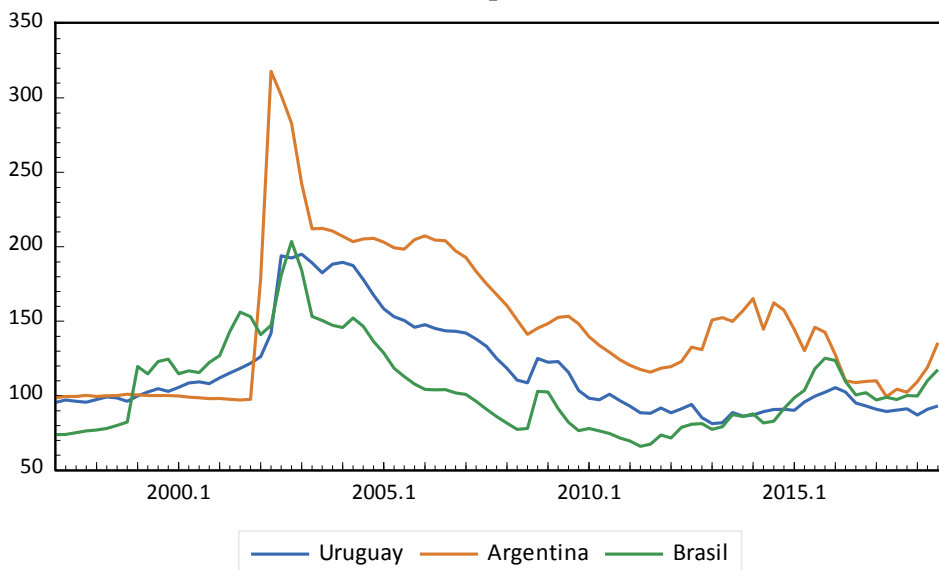
Fuente: elaboración propia en base a datos del BCU, INDEC e IBGE.

Adicionalmente, para una muestra más restringida (desde 1997) se consideran algunas variables adicionales: precios de *commodities* y los tipos de cambio real de referencia para cada país. Estas últimas variables (Gráfico 2) responden a la siguiente formulación:

$$TCR_{i,EE.UU.} = TC_{i/USD} * \frac{IPC_{EE.UU.}}{IPC_i}, \quad (2)$$

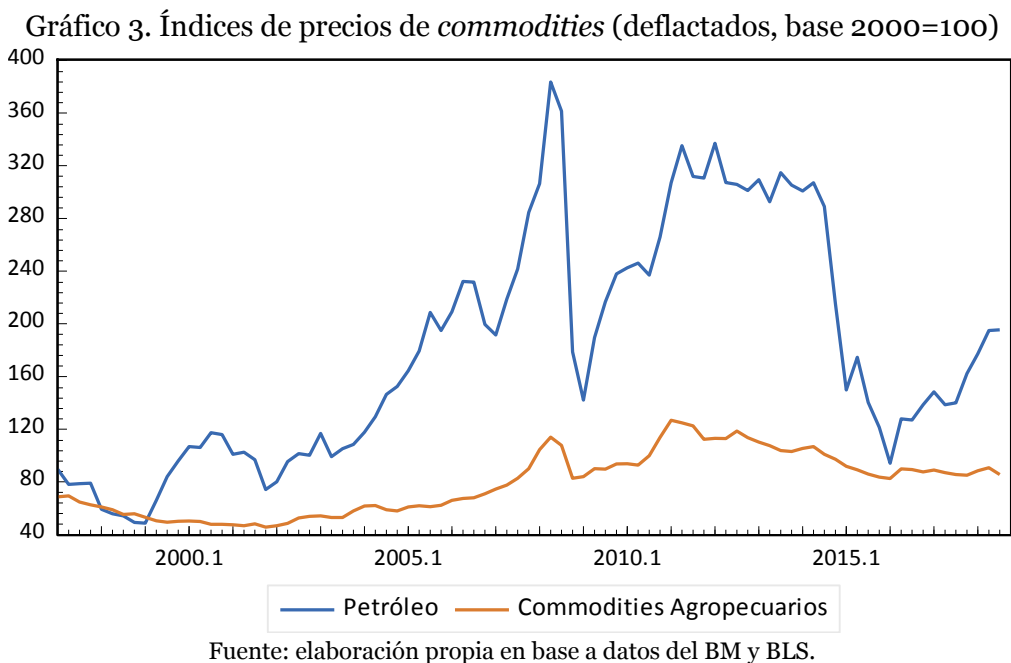
donde i representa a los países considerados (Argentina, Brasil y Uruguay).

Gráfico 2. TCR de Uruguay, Argentina y Brasil respecto a EEUU (1997.I - 2018.I, índice base promedio 1998-1999=100)



Fuente: elaboración IECON en base a datos del Banco Central do Brasil, BCU, BCRA y otros.

Como variables exógenas fueron incluidos dos índices de precios de *commodities*, dada su relevancia para las economías regionales: el índice de *commodities* agropecuarios (que incluye precios de bebidas, alimentos y materias primas distintas de alimentos) y un índice agregado de precios del barril de petróleo (fuente: Banco Mundial, BM). Estas variables pretenden recoger las fluctuaciones a las que estuvieron sometidas las economías exportadoras de la región en el período, tanto en sus productos de exportación como de importación. Los índices de precios fueron deflactados utilizando el IPC de EEUU (fuente: Bureau of Labor Statistics, BLS). El gráfico 3 muestra la trayectoria de los índices incluidos en los modelos, deflactados y expresados en niveles.



De los contrastes de raíz unitaria realizados se desprende que tanto los PIBs como las variables exógenas incluidas presentan una raíz unitaria (para todas las submuestras analizadas); los resultados se presentan en la Tabla 2.

Tabla 2. Contrastes de raíz unitaria: Test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

H₀: La serie presenta raíz unitaria (p-valores entre paréntesis)

Muestra: 1980.I - 2018.I						
	Variables en nivel		Variables en primera diferencia		Variables en segunda diferencia	
	Estadístico t	Se Rechaza H₀ al 95%	Estadístico t	Se Rechaza H₀ al 95%	Estadístico t	Se Rechaza H₀ al 95%
<i>lpibuy</i>	-2,59 Cons. y tend. 12 lags	No (0.2851)	-3,46 Cons. 7 lags	Si (0.0104)	-6,10 No cons. 10 lags	Si (0.000)
<i>lpbiar</i>	-3,16 Cons. y tend. 12 lags	No (0.0960)	-3,13 Cons. 11 lags	Si (0.0264)	-7,05 No cons. 10 lags	Si (0.000)
<i>lpibbr</i>	-3,37 Cons. y tend. 8 lags	No (0.0585)	-3,29 Cons. 8 lags	Si (0.0169)	-11,56 No cons. 6 lags	Si (0.000)
Muestra: 1997.I - 2018.I						
<i>lpibuy</i>	-2,54 Cons. y tend. 10 lags	No (0.3069)	-2,41 No cons. 4 lags	Si (0.0159)	-7,45 No cons. 6 lags	Si (0.000)
<i>lpibar</i>	-2,08 Cons. y tend. 5 lags	No (0.5457)	-4,15 Cons. 4 lags	Si (0.0014)	-6,65 No cons. 6 lags	Si (0.000)
<i>lpibbr</i>	-1,28 Cons. y tend. 10 lags	No (0.8841)	-3,64 Cons. 5 lags	Si (0.0067)	-7,52 No cons. 6 lags	Si (0.000)
<i>L_tcr_br_usa</i>	-1,98 Cons, 1 lag	No (0.2919)	-7,20 No cons. Sin lags	Si (0.000)	-7,00 No cons. 5 lags	Si (0.000)
<i>L_oil</i>	-1,74 Cons. 1 lag	No (0.4049)	-6,87 No cons. 1 lag	Si (0.000)	-7,18 No cons. 4 lags	Si (0.000)
<i>L_com_agr</i>	-0,96 Cons. 2 lags	No (0.7629)	-6,81 No cons. 1 lag	Si (0.000)	-7,90 No cons. 4 lags	Si (0.000)

Fuente: elaboración propia.

Nota: rezagos elegidos a partir del criterio de Akaike (AIC).

Por último, cabe mencionar que en algunos modelos se incluyeron variables *dummies* estacionales centradas, y otra indicadora que representa la cantidad de días de la semana de pascua que caen en el trimestre correspondiente (efecto pascua).

4. Resultados

El análisis se enfocó en testear si la relación hallada en Lanzilotta et al. (2003) para el período 1980-2002 sigue sosteniéndose. Para ello, la estrategia empírica se desarrolló en tres sub-etapas y considerando dos aspectos, por un lado, las relaciones cíclicas y por otro el vínculo de largo plazo entre los PIBs de los tres países. En la primera, considerando el período 1980-2018 y submuestras se analizaron las correlaciones cíclicas entre los tres PIBs regionales. En la segunda, se testeó el cumplimiento de la

relación siguiendo estrategias basadas en el análisis de cointegración: considerando todo el período de interés en su totalidad y luego estimando modelos en submuestras sucesivas. Por último, se realizaron estimaciones de modelos con corrección del error para el período 1997.I-2018.I, incorporando variables que representaban los precios relativos entre los países y los precios de los *commodities*.

4.1 Análisis de comovimientos cíclicos

En primer término, se realizó un análisis de correlaciones cruzadas entre los componentes cíclicos de los tres PIBs para constatar los comovimientos entre estas variables. La Tabla 3 muestra los resultados, en donde el PIB uruguayo es anticipado por el PIB argentino y brasileño, y donde el PIB argentino es anticipado por el brasileño tomando la correlación más alta entre los pares de variables e indicando los rezagos que corresponden a esa correlación. En la Tabla 4 se muestran las correlaciones contemporáneas entre los mismos pares de variables.

Tabla 3: Correlaciones cruzadas entre los ciclos de los PIBs de Argentina, Brasil y Uruguay, por períodos

	PIBUY - PIBAR		PIBUY - PIBBR		PIBAR - PIBBR	
	lag	Coef.	Lag	Coef.	Lag	Coef.
1980.I-2018.I	1	0,5559	3	0,5543	0	0,3321
1980.I-2002.I	1	0,4614	3	0,6704	0	0,2981
1997.I-2018.I	1	0,7560	0	0,3017	0	0,3966
Por décadas						
1981.I-1991.I	1	0,3909	2	0,6845	0	0,4215
1991.I-2001.I	0	0,6539	8	0,4203	3	-0,3401
2001.I-2011.I	1	0,7261	0	0,2266	0	0,5286
2011.I-2018.I	5	0,5145	0	0,9005	0	0,4465

Fuente: elaboración propia

Del análisis de las correlaciones cruzadas surge que en el período más amplio (1980.I - 2018.I) los coeficientes de correlación del ciclo uruguayo con el de Argentina y el de Brasil son muy similares entre sí, aunque la correlación significativa con éste último se da con mayor rezago. No obstante, si se consideran dos submuestras de similar amplitud, la primera entre 1980.I-2002.I (como la tomada en Lanzilotta et al., 2003), y la segunda entre 1997.I y 2018.I, los resultados cambian. Mientras que en el primer período la mayor correlación se da con Brasil, en el segundo la mayor correlación es con Argentina (la de Brasil se debilita). Además, los rezagos relevantes varían en el caso de Brasil, pasando de ser el tercer rezago en el primer período, al contemporáneo en el segundo. Estos resultados muestran indicios sobre las modificaciones de las relaciones cíclicas entre los tres países tanto en lo que refiere a la dinámica como a la profundidad de la correlación cruzada entre ciclos.

Tabla 4: Correlaciones contemporáneas entre los ciclos de los PIBs de Argentina, Brasil y Uruguay, por períodos

	PIBUY – PIBAR	PIBUY – PIBBR	PIBAR – PIBBR
1980.I-2018.I	0,5051	0,4497	0,3321
1980.I-2002.I	0,4150	0,4827	0,2981
1997.I-2018.I	0,7349	0,3017	0,3966
Por décadas			
1981.I-1991.I	0,3345	0,6255	0,4215
1991.I-2001.I	0,6539	0,0369	-0,0445
2001.I-2011.I	0,7078	0,2266	0,5286
2011.I-2018.I	0,3672	0,9005	0,4465

Fuente: elaboración propia.

Los resultados del análisis de las correlaciones contemporáneas difieren de los hallados a partir del estudio de las correlaciones relevantes. En la última década, el peso de Brasil sobre Uruguay, medido por la correlación contemporánea, alcanza su máximo al mismo tiempo que el peso de Argentina se reduce en una magnitud considerable. La relación con Argentina parece alcanzar su mayor nivel en las décadas de los '90 y del 2000, lo que seguramente se deba a la sincronía de las crisis de 2001 y 2002 en ambos países.

El análisis de las correlaciones entre los ciclos parece sugerir que existe un cambio en las relaciones con la región, pasando de una situación en los '90 y 2000 en la que los comovimientos con Argentina eran los más relevantes, a otra en la última década en donde ese rol lo cumpliría Brasil. De todas formas, cabe señalar que el análisis de comovimientos no permite diferenciar los efectos de los shocks idiosincráticos de los globales, lo que sí surgiría del análisis de los modelos econométricos de cointegración como los que se presentan en los apartados que siguen.

4.2 Modelo “semisuma” para el período completo y por subperíodos

En segundo término, se investigó la existencia de cointegración entre los PIBs de los tres países para toda la muestra, es decir, entre el primer trimestre de 1980 y el primer trimestre de 2018. Para ello, se especificó un modelo VEC estimado con 4 rezagos de las variables endógenas. Se agregó una intervención con el fin de representar la crisis de 2001 en Argentina. Si bien el test de cointegración de Johansen indicó la existencia de una relación de cointegración, el modelo estimado no cumple con muchas de las propiedades deseables lo cual llevó a descartarlo (los contrastes de exclusión y exogeneidad arrojaban resultados contradictorios, y los residuos no cumplían con la condición de normalidad).

Luego se estimaron relaciones de cointegración para períodos más cortos, de manera de identificar posibles cambios en la relación de largo plazo a medida que se variaba el período de la muestra (en anexo A.2 se encuentran los resultados por muestra). En una primera aproximación se encontró que las estimaciones con la muestra 1980.I-2008.I daban como resultado una relación de cointegración, mientras que entre 1988.I-2018.I no se halló relación de cointegración alguna. Por otra parte, pruebas para períodos intermedios, 1981.I-2002.IV y 1985.I-2018.I, verificaban la existencia de una relación de

cointegración. Debido a estas diferencias, se intentó detectar en forma exploratoria el momento en donde se quiebra la relación de largo plazo y deja de cumplirse la “semisuma” entre las tasas de crecimiento de los PIB de Argentina y Brasil para explicar el crecimiento del PIB uruguayo encontrada por Lanzilotta et al. (2003). Para ello, se estimaron ecuaciones solapadas en ventanas móviles anuales, aplicando recortes iterativos de la muestra, considerando una muestra de 80 observaciones (20 años) como mínimo. Las iteraciones son anuales (las ventanas temporales se mueven de a cuatro trimestres), sobre modelos con 4 rezagos de las variables endógenas.

Primeramente, se tomó la muestra 1988.I-2018.I, se dejó fijo 1988 y partiendo de 2018.I se iteró hacia atrás llegando hasta 1988.I-2008.I. No se encontró ninguna relación de cointegración en las once estimaciones. Posteriormente, se tomaron muestras partiendo desde 1980.I y hasta 2018.I, dejando fijo el inicio e iterando anualmente hacia atrás desde 2018.I llegando hasta 1980.I-2006.I. En cada una de las trece estimaciones se verifica la existencia de una relación de cointegración. En la ecuación de largo plazo, los coeficientes de los PIBs (*beta*) de Argentina y Brasil son significativos y presentan signos opuestos entre ellos, lo cual no parece tener una explicación económica razonable. Lo ocurrido en los años '80 y '90, parece ser lo que provoca que entre 1980-2018 se siga hallando cointegración. Al dejar de lado los años de inicio y comenzar más adelante, se pierde la relación encontrada.

En la tercera etapa se realizó el procedimiento inverso. Tomando la muestra 1988.I-2018.I y dejando fijo 2018.I se iteró hacia adelante desde 1988.I de forma anual, hasta llegar a 1998.I-2018.I. En este caso solo se encontró una relación de cointegración en el período 1989-2018 y una relación (aunque sólo por máximo valor) en los períodos 1988-2018 y 1990-2018, mientras que en los otros ocho casos no se verificó relación de cointegración alguna. A partir de 1992 el coeficiente *beta* de Brasil pierde significación. Los resultados parecen indicar que la relación entre los tres PIBs fue mucho más fuerte a fines de la década de los '80 e inicios de la década de los '90, de lo que lo fue entre 2008 y 2018.

Por último, se tomó una ventana de desplazamiento de 20 años y se fue iterando la muestra, desde 1988.I-2008.I hasta 1998.I-2018.I. En este caso, también con cuatro rezagos, *dummies* estacionales y “efecto pascua”, tampoco se encuentra relación de cointegración excepto entre 1989.I-2009.I. Se mantienen los signos opuestos de los *betas* de Argentina y Brasil, pero solo en los primeros cuatro casos son significativos los de Brasil. Cabe agregar que la muestra 1988.I-2008.I admite una relación de cointegración, con niveles de significación del 10% en ambos contrastes, lo que sugiere que es en este período en donde se da el quiebre en la relación de largo plazo.

En conclusión, este proceso de estimación con ventanas móviles de 20 años sugeriría dos períodos donde parecen verificarse cambios en la relación de largo plazo entre los países: comienzos de los '90 (fines de los '80) y en 2008. Dado que el período de interés del presente trabajo es el más reciente, se optó por no considerar el período previo a los noventa y trabajar sobre una modelización que incluya otras variables tanto dentro de la relación de largo plazo como en el ajuste ante shocks de corto plazo.

4.3 Estimaciones del período más reciente

Por último, se consideró el período 1997.I - 2018.I y se incorporó un conjunto de variables macroeconómicas relevantes para la dinámica de los PIBs de las tres economías: los TCR bilaterales de cada uno de los países considerados con Estados Unidos como variables endógenas y, como variables exógenas, los índices de precios del petróleo y de los precios de *commodities* agropecuarios (estos últimos en diferencias, dado que se incluyen en la dinámica de corto plazo).

La modelización dio como resultado la existencia de una relación de cointegración. En ésta, los contrastes de exclusión indicaron que los PIBs regionales y el TCR de Brasil con EEUU son estadísticamente significativos. Cabe señalar que en la modelización de la dinámica de corto plazo se incluyeron *dummies* asociadas al efecto pascua y a la estacionalidad, así como diferentes *outliers* (ver anexo econométrico – A3).

Se testeó la igualdad de los coeficientes asociados a los PIBs de Argentina y Brasil, encontrando que no se rechaza la hipótesis nula de que sean iguales. Así, la especificación hallada, incluyendo las restricciones (de exclusión, homogeneidad y exogeneidad), es la siguiente (desvíos estándar entre paréntesis):

$$L(PIBUY) = 0.574 * L(PIBAR) + 0.574 * L(PIBBR) - 0.204 * L(tcrBR_{USA}) + 0.135 \quad (3)$$

(0.05347) (0.05347) (0.08496)

La relación de cointegración indica que la trayectoria esperada del PIB de Uruguay se ve afectada tanto por la trayectoria que tome el PIB de Argentina como por el de Brasil, con igual peso menos lo que ocurra con el TCR de Brasil con EEUU. Este resultado parece señalar que se mantiene el impacto (semejante) de las economías de Argentina y Brasil sobre el PIB de Uruguay. Sin embargo, aparece otra variable en la relación de largo plazo: el tipo de cambio real de Brasil, con signo negativo. Esto llevaría a pensar que cuando la competitividad de Brasil con Estados Unidos mejora, esto afecta negativamente a la economía uruguaya, ya que en esas circunstancias el país norteamericano mejora su competitividad y se aleja comercialmente de Uruguay y Argentina. De este modo, tanto por la vía directa como por la indirecta (a través de Argentina) impacta negativamente sobre la economía uruguaya. Aunque esta variable también podría estar recogiendo el impacto sobre el PIB de Uruguay de cambios en la competitividad con otras economías que se mueven en el mismo sentido que Brasil.

Los contrastes de exogeneidad débil, tienen como resultado que la única variable que se ajusta endógenamente ante los desvíos a la relación de largo plazo es el PIB uruguayo (ver anexo econométrico – A3). Las otras tres variables no reaccionarían ante desvíos en la situación de largo plazo, siendo, por lo tanto, débilmente exógenas.

El modelo incluye el comportamiento de las variables exógenas que resultaron relevantes: variación de precios de *commodities* agropecuarios (relevante en la explicación de la dinámica del PIB argentino) y variación del precio del petróleo (significativo en todas las ecuaciones menos en la ecuación del crecimiento del PIB

uruguayo) que permiten explicitar los canales comerciales y financieros implícitos en la relación de largo plazo.²

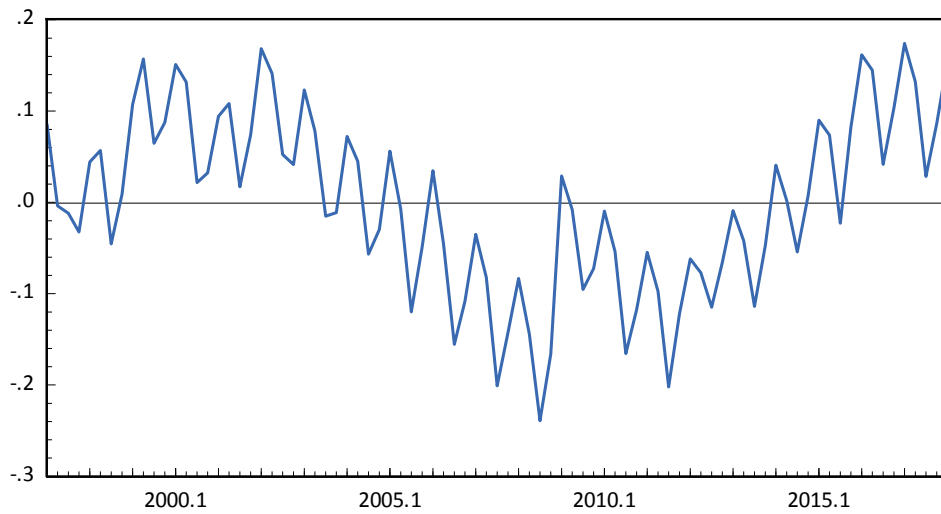
Para contrastar la condición de exogeneidad fuerte, utilizó el test de causalidad de Granger. En un primer bloque se contrastó la significación conjunta de los rezagos segundo a cuarto de las variables endógenas incluidas en el modelo VEC especificado. Para el crecimiento del PIB uruguayo, el del PIB brasileño resultó significativo al 1%, mientras que el del PIB argentino resultó significativo al 10%. El crecimiento del PIB argentino parece estar causado a la Granger por el crecimiento del TCR de Brasil (al 1%). Adicionalmente, se realizó el mismo contraste dos a dos, tomando los tres PIBs log-diferenciados y especificando 8 rezagos en la ecuación auxiliar sobre la que se realiza el test. Se encuentran las relaciones esperadas: que los crecimientos de Brasil y Argentina causan a la Granger al crecimiento uruguayo, y que el crecimiento en el TCR de Brasil respecto a EEUU causa al crecimiento de Argentina y Uruguay. Todas estas relaciones resultaron significativas al 5% (ver anexo econométrico – A3). Este resultado refuerza la hipótesis planteada a partir de la ecuación de largo plazo, donde se vuelve a constatar el impacto de los PIBs de Argentina y Brasil sobre el de Uruguay y el TCR de Brasil con Estados Unidos (negativo) sobre Argentina y Uruguay.

Los resultados hallados para la muestra 1997.I - 2018.I sugieren que el PIB uruguayo sigue vinculado a la dinámica de la región. No obstante, a diferencia de lo encontrado por Lanzilotta et al. (2003), no sólo la actividad económica es importante, sino que también son relevantes los precios relativos de la región (representados por el TCR de Brasil). En tanto, todas las variables regionales incluidas en el modelo VEC son débilmente exógenas y los contrastes de exogeneidad fuerte indican causalidad de las tres variables hacia la actividad uruguaya, por lo que es posible decir que el PIB de Uruguay es causado (a la Granger) por ellas. Como ya se mencionó, la influencia de los precios relativos de la región, representados por el TCR de Brasil con EEUU, podría operar no solamente de forma directa sobre el PIB uruguayo sino también mediante el efecto que tienen sobre el PIB argentino.

El Gráfico 4 muestra la evolución de la relación de cointegración estimada (los desvíos de la trayectoria de largo plazo). Pueden identificarse tres subperíodos: uno hasta 2002, el segundo entre 2002 y mediados de 2008 y el tercero desde mediados de 2008 hasta el fin de la muestra. El aspecto más notable de esta relación es que, quitando las variaciones asociadas a la estacionalidad de las series involucradas en la ecuación de largo plazo, se tiene que la relación presenta una notoria persistencia (es decir, no revierte a la media rápidamente).

²Para testear la exogeneidad de estas variables en el modelo, se especificó un modelo con corrección del error en el cual ambos índices de precios fueron considerados dentro del vector de variables endógenas. En ese modelo se encontraron dos relaciones de cointegración: la primera, muy similar a la relación de largo plazo expresada en la ecuación (3), mientras que la segunda expresa el PIB de Brasil y el precio del petróleo como fundamentos del TCR de Brasil respecto a USA. Dada la similitud de la primera relación, junto al hecho de que los países involucrados no tienen poder de fijación de precios (en general) de los bienes que comprenden los índices utilizados, se decidió mantener el modelo de la ecuación 3. Los resultados de este modelo están disponibles a solicitud.

Gráfico 4. Relación de cointegración

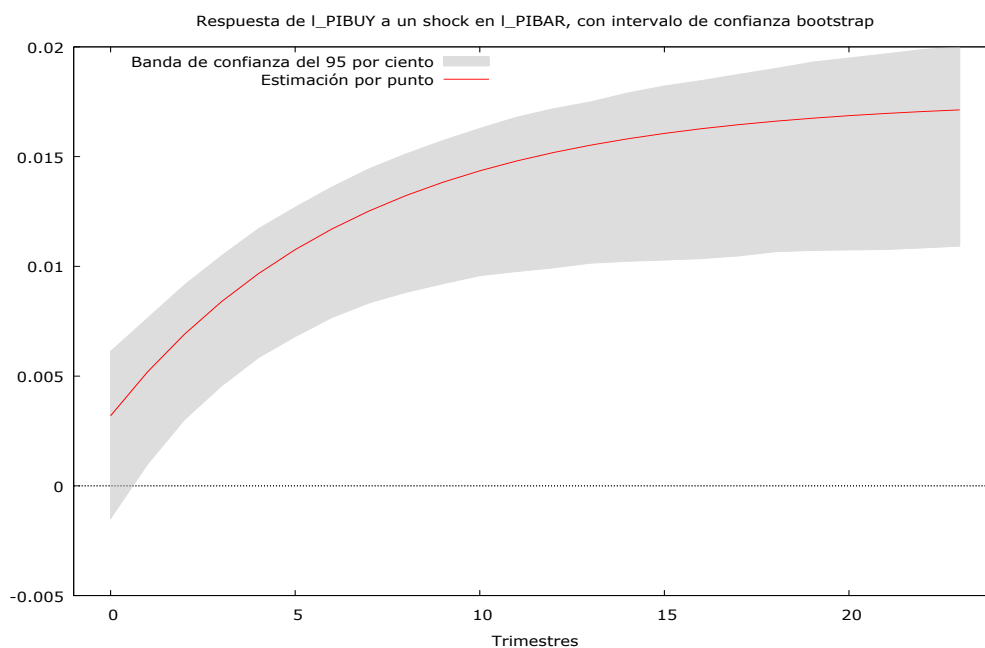


Fuente: elaboración propia

4.4.1 Análisis de las funciones de impulso-respuesta

El análisis de impulso-respuesta evidencia cómo impacta en cada una de las variables (en términos de magnitud y tiempos), un shock o una innovación en otra de las variables del sistema. Cada shock corresponde a una magnitud de un desvío estándar de la ecuación correspondiente a la variable impulsora. Los gráficos expresan cómo un aumento transitorio de la variable que experimenta el shock repercute sobre la trayectoria de la variable de interés: el PIB uruguayo. En los tres casos se presenta la estimación puntual con el intervalo de confianza al 95%.

Gráfico 5. Respuesta del PIB de Uruguay a un shock en el PIB de Argentina

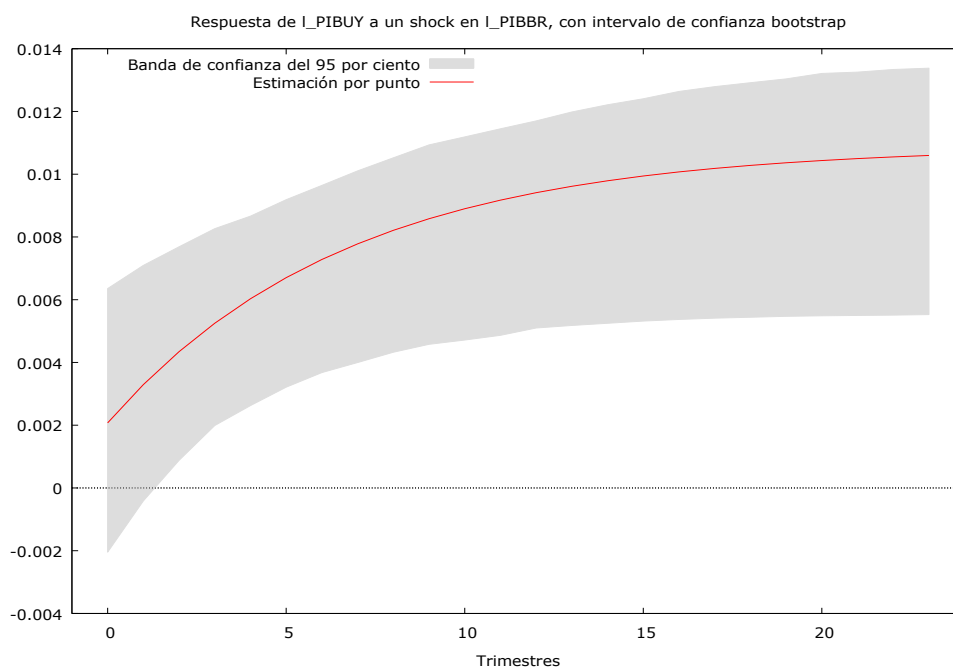


Fuente: elaboración propia.

Las respuestas fueron calculadas ortogonalizando los errores mediante el método de Cholesky y el ordenamiento de las variables fue el siguiente: TCR Brasil, PIB Brasil, PIB Argentina y PIB Uruguay (de la más exógena a la más endógena según los contrastes de causalidad realizados).

Como se puede apreciar en el gráfico 5, el efecto de un shock equivalente a un desvío estándar de la ecuación del PIB argentino (de magnitud aproximada: 0,02) tiene un efecto significativo sobre el PIB uruguayo. Al cabo de 24 trimestres (6 años), el PIB uruguayo experimenta una variación total cercana a tres cuartos de la magnitud del shock en el PIB argentino. Como estas variables están expresadas en logaritmos, de esta función impulso-respuesta se deduce que, luego de 24 trimestres, un shock positivo de 1 punto porcentual (p.p.) en la actividad económica argentina se traduce en un incremento de aproximadamente 0,75 p.p. en la uruguaya. Se puede apreciar también, que tan pronto como en el cuarto trimestre (un año) ya se habrá procesado el 50% de este shock, mientras que se alcanza el 90% entre los trimestres 13 y 14 (tres años y medio aproximadamente).

Gráfico 6. Respuesta del PIB de Uruguay a un shock en el PIB de Brasil

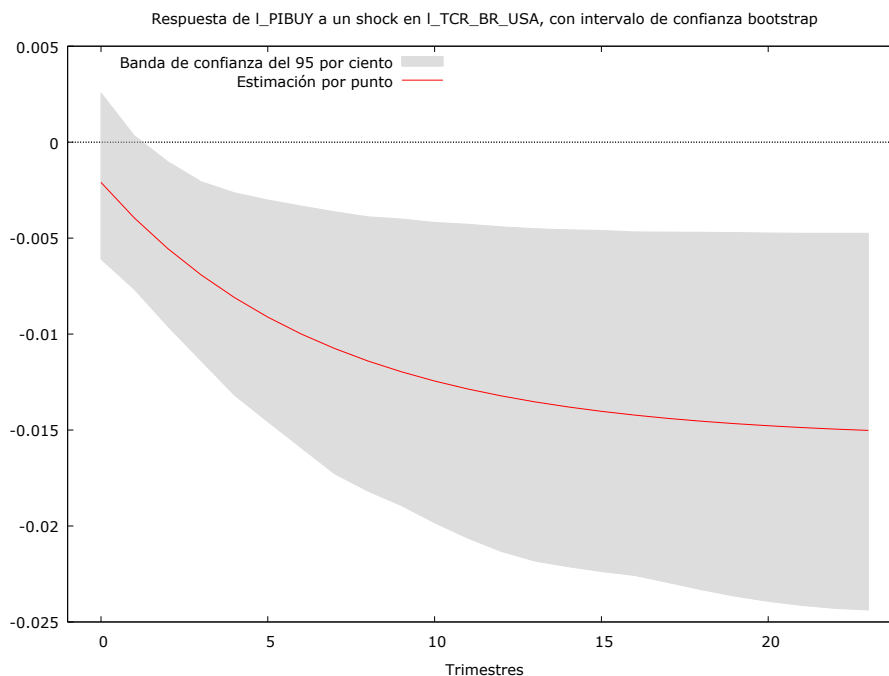


Fuente: elaboración propia.

Respecto a shocks en el PIB de Brasil, se tiene que al cabo de 24 trimestres el efecto sobre el PIB uruguayo tiene casi la misma magnitud que el shock sobre el propio PIB brasileño (de aproximadamente 0,01). Es decir, se transmite enteramente. Esto se traduce en que un shock que aumente el PIB brasileño en 1 p.p., tiene como efecto un aumento de igual magnitud sobre el PIB uruguayo al cabo de 6 años. El 90% del shock parece procesarse, al igual que el caso argentino, luego de tres años y medio (entre trece y catorce trimestres luego del shock), mientras que se alcanza el 50% luego del cuarto trimestre, lo que indica

que la velocidad de transmisión es similar para variaciones no esperadas provenientes de ambos países vecinos.

Gráfico 7. Respuesta del PIB de Uruguay a un shock en el TCR de Brasil respecto a EEUU



Fuente: elaboración propia

En cuanto al TCR de Brasil respecto a EEUU, se tiene un efecto significativo de los shocks en esa variable (de magnitud aproximada: 0,05) sobre el producto uruguayo, que presenta un signo negativo. Esto se debe a que una mayor competitividad del vecino norteamericano se asocia con una menor competitividad relativa de nuestras exportaciones hacia ese país, lo que repercute negativamente sobre el desempeño uruguayo. El 50% del shock se procesa entre el cuarto y el quinto trimestre posterior al shock, mientras que el 90% se procesa entre los trimestres catorce y quince, lo que muestra una persistencia similar a los shocks en los PIBs de Argentina y Brasil analizados en los párrafos anteriores. En cuanto a la magnitud del cambio en el PIB uruguayo, se encuentra que representa un 30% de la magnitud del shock equivalente a una desviación estándar del TCR. Por lo tanto, una variación positiva de 1 p.p. en el TCR de Brasil respecto a EEUU se traduce en una variación negativa de 0,3 p.p. en el PIB uruguayo.

5. Principales conclusiones y reflexiones finales

Los resultados de este trabajo muestran que el crecimiento del PIB de Uruguay ya no responde únicamente a una relación de semisuma de los crecimientos de Argentina y Brasil, como fuera hallado en Lanzilotta et al. (2003) para el período 1980 a 2002. El TCR de Brasil (respecto de EEUU) aparece como un componente más que impacta negativamente en la relación.

Brasil, a pesar de los conflictos y estancamientos recientes, es un país que está inserto en el mundo política y comercialmente. El escenario de comercio internacional y geopolítico no es el mismo que en décadas pasadas, ha cobrado un peso importante China y las relaciones comerciales han cambiado. La relación de comercio ya no es la misma entre los tres países de la región. A pesar de la integración del Mercosur, que resultó en un fuerte vínculo comercial entre los tres países en los años '90, sus participantes fueron relacionándose uno a uno cada vez más con otras potencias económicas, como China, Estados Unidos y Rusia. Al mejorar el TCR de Brasil, mejora la competitividad de sus exportaciones con el resto del mundo. Para interpretar el signo negativo en la relación de cointegración del TCR de Brasil con EEUU debe tenerse en cuenta que gradualmente y a partir de los años '90 sobre todo luego de la creación del Mercosur, se profundizan los vínculos comerciales con Brasil. Luego de la recuperación de la crisis de 2002, Brasil siguió siendo el principal socio comercial de Uruguay, hasta 2016, pasando al segundo lugar a partir de 2017, siendo superado por China.

Dado el carácter de economía abierta de Uruguay, incorporar la dinámica de los precios relativos de uno de nuestros principales socios comerciales se justifica por su importancia en la determinación de la demanda externa, y, por ende, en el crecimiento potencial de nuestro país. Asimismo, esta variable puede estar también capturando la relación de precios con otros socios comerciales de menor importancia. El hallazgo de evidencia empírica en este trabajo que avala esta hipótesis, brinda insumos para seguir trabajando en esta línea.

Los análisis de impulso respuesta muestran que un shock positivo en los niveles de actividad de Argentina y Brasil tienen un efecto positivo sobre Uruguay, que transcurridos tres años y medio absorbe prácticamente todo el shock, cumpliendo lo que se espera teóricamente. Esto puede indicar también que el efecto de un estancamiento en ambos países se verá a través de ese periodo. En cambio, el TCR de Brasil respecto a EEUU tiene un efecto negativo. En cuanto a la magnitud del efecto de los shocks, se tiene que un shock sobre el PIB de Brasil se trasmite uno a uno al PIB de Uruguay, mientras que un shock en el PIB argentino se transfiere en una magnitud de aproximadamente tres cuartos sobre el PIB de Uruguay.

En suma, el nivel de actividad de Uruguay queda determinado no solo por la actividad de sus vecinos en el largo plazo, sino por el nivel de competitividad del país norteamericano. A su vez, en el corto plazo, las simulaciones de impulso respuesta sugieren una mayor influencia en el corto plazo de los shocks de actividad desde Brasil que desde Argentina. Este resultado difiere de los reseñados en los antecedentes (Masoller 1998, Voelker 2004, Sosa 2010, Adler y Sosa 2012), con excepción del de Cantera (2011). Es posible que entre los factores explicativos de las diferencias con los primeros se encuentren los cambios en los fundamentos de la integración de Uruguay con la región y el mundo en las últimas décadas. La mayor preponderancia de Brasil relativa a Argentina, así como un papel más relevante del resto del mundo representado por la emergencia de China como potencia mundial, son posibles factores explicativos. Asimismo, la crisis internacional de 2008 impactó en forma diferente a los tres países, lo que parece quedar de manifiesto en los resultados del análisis por iteración de la muestra, donde a partir de ese año la significación de la relación de cointegración cambia. También se constituyen como

argumentos, el cambio en el modo de inserción internacional de la economía uruguaya, que la vincula de manera distinta a sus diversos socios comerciales, así como las transformaciones internas en cuanto a las políticas macroeconómicas aplicadas en los últimos años (en particular la monetario-cambiaria). Ello podría estar abonando a favor de la tesis del desacople, si no de los países de la región, al menos de Argentina, país al que durante las décadas de 1980 y de 1990 nos unieron las políticas aplicadas, y de las que Uruguay se diferenció a partir de los 2000.

De este resultado se desprenden varias líneas de trabajo. Es parte de la agenda la continuación de la modelización aplicando técnicas y algoritmos que posibiliten la inclusión de mayor número de variables determinantes, como el proceso de selección automática de las variables en la modelización a través del procedimiento *Autometrics* (Hendry & Krolsig, 2005; Hendry & Doornik, 2014). Esta técnica se enmarca dentro del enfoque desarrollado por Hendry (2000) “de lo general a lo particular” (*Gets*, también conocida como metodología LSE). Ello permitirá incluir en la especificación del modelo un conjunto de variables que, dada la metodología aplicada en este trabajo, no era posible incorporar. Entre ellas, la tasa de interés internacional de referencia, los precios de otros *commodities* relevantes, o incluso el comportamiento de las economías líderes incluyendo variables como el PIB de China, Estados Unidos o la Unión Europea. Asimismo, forma parte de la agenda indagar en representaciones no lineales que capturen la existencia de sucesos que eventualmente determinarán quiebres en la relación de largo plazo entre las tres economías regionales.

Referencias bibliográficas

- Adler, G., & Sosa, S. (2012). Intra-Regional Spillovers in South America: Is Brazil Systemic after All? (N.o WP/12/145). International Monetary Fund.
- Arroyo, N., & Cubas, G. (2011). Métodos Bayesianos para la proyección de variables macroeconómicas en Uruguay (Documento de trabajo no. 2011014). Banco Central del Uruguay.
- Banco Mundial (2016). "The commodity cycle in Latin America: Mirages and Dilemmas", Reporte semianual de la Oficina del Chief Regional Economist.
- Bergara, M., Dominioni, D., & Licandro, J. A. (1995). Un modelo para comprender la "enfermedad uruguaya". *Revista de Economía*, 2(2), 39–76.
- Bevilaqua, A. S., Catena, M., & Talvi, E. (2001). Integration, Interdependence, and Regional Goods: An Application to Mercosur. *Economía*, 2(1), 153–199.
<https://doi.org/10.1353/eco.2001.0012>
- Bucacos, E. (2001). *Tendencia y ciclo en el producto uruguayo* (Documento de trabajo N.º 01/2001; p. 45). Banco Central del Uruguay.
- Cantera, V. (2011). Vínculos Comerciales y sus Efectos sobre la Producción Uruguaya. *Revista de Ciencias Empresariales y Economía*, (10), 113-130.
- Carballo, P., González, J. I., Güenaga, M., Mourelle, J., & Romaniello, G. (2015). Un modelo semi estructural de proyecciones macroeconómicas para el Uruguay. *Jornadas Anuales del Banco Central del Uruguay*.
- Carlomagno, G., Lanzilotta, B., Lorenzo, F., & Noya, N. (2009). *Efectos asimétricos de los shocks externos sobre las economías del Mercosur*. CINVE.
- Dées, S., & Vansteenkiste, I. (2007). *The transmission of US cyclical developments to the rest of the world* (Working Paper N.º 798; p. 29). European Central Bank.
- Eble, S. (2006). *Uruguay's Growth Story* (IMF Country Report N.º 06/427; pp. 68-82). International Monetary Fund.
- Enders, W. (ed.) (1994), *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, Iowa.
- Engle, Robert F. & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251.
- Fanelli, J. M., & González Rozada, M. (2006). Ciclo económico y coordinación de la política macroeconómica en el Mercosur. En *Fundamentos para la cooperación macroeconómica en el Mercosur* (1a ed., p. 185). Buenos Aires: Siglo XXI Editora Iberoamericana, Red de Investigaciones Económicas del Mercosur.
- Fernández, A., Ferreira, M., Garda, P., Lanzilotta, B., & Mantero, R. (2005). *TCR "competitivo" y otras soluciones desajustadas* (p. 47) [Documento de trabajo]. CINVE.
- Kaiser, R., & Maravall, A. (1999). Estimation of the business cycle: A modified Hodrick-Prescott filter. *Spanish Economic Review*, 1(2), 175-206.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*. Princeton University Press.

- Hendry, D. F. (2000). *Econometrics: alchemy or science?: essays in econometric methodology*. Oxford University Press.
- Hendry, D. F., & Doornik, J. A. (2014). *Empirical model discovery and theory evaluation: automatic selection methods in econometrics*. MIT Press.
- Hendry, D. F., & Krolzig, H. M. (2005). The properties of automatic Gets modelling. *The Economic Journal*, 115(502), C32-C61.
- IMF. (2019, abril). *Perspectivas de la economía mundial: desaceleración del crecimiento, precaria recuperación*.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (213), 231-254.
- Kamil, H., & Lorenzo, F. (1998). Caracterización de las fluctuaciones cíclicas de la economía uruguaya. *Revista de Economía*, 5(1), 83-140.
- Kose, M. A., Otrok, C., & Prasad, E. (2008). How much decoupling? How much converging? *Finance and Development*, 45(2), 36-40.
- Lanzilotta, B., Llambí, C., & Mordecki, G. (2003). *La influencia regional sobre la economía uruguaya: un análisis de los últimos veinte años* (N.º DT01/03). FCEA-IE.
- Levy Yeyati, E., & Williams, T. (2012). *Emerging economies in the 2000s: Real decoupling and financial recoupling* (Working paper N.º 5961). The World Bank.
- Lorenzo, F., Noya, N., & Daude, C. (2000, Setiembre). *Tipos de cambio reales bilaterales y volatilidad: La experiencia uruguaya con los socios del Mercosur*. CINVE.
- Lucas Jr, R. E. (1977, January). Understanding business cycles. In Carnegie-Rochester conference series on public policy (Vol. 5, pp. 7-29). North-Holland.
- Masoller, A. (1998). Shocks Regionales y el Comportamiento de la Economía Uruguaya entre 1974 y 1997. *Revista de Economía*, 5(1), 141-214.
- Pesce, A. (2017). The decoupling of emerging economies: theoretical and empirical puzzle. *Journal of Economic Surveys*, 31(2), 602-631.
<https://doi.org/10.1111/joes.12165>
- Rossi, V. (2008). Decoupling debate will return: emergers dominate in long Run. Royal Institute of International Affairs.
- Sawaya, R. (2019) *Problema Fiscal ao Brasil: solução para tudo?* [Informe económico]. Red Econolatin de Expertos Económicos de Universidades Latinoamericanas. Disponible en <http://www.econolatin.com/informe-coyuntura-brasil.php>
- Sosa, S. (2010). *The Influence of «Big Brothers:» How Important Are Regional Factors for Uruguay?* (Working Paper N.º WP/10/60). Recuperado de International Monetary Fund website:
<http://elibrary.imf.org/view/IMFO01/10797-9781451963847/10797-9781451963847/10797-9781451963847.xml>

- Voelker, J. (2004). Shocks regionales, dependencia comercial y desempeño sectorial de la economía uruguaya. *Revista de Economía*, 11(1), 281–319.
- Wälti, S. (2012). The myth of decoupling. *Applied Economics*, 44(26), 3407-3419.
<https://doi.org/10.1080/00036846.2011.577015>
- Zack, G. y Mira, P. (2019) *La recesión y la inflación recrudescen en el año electoral* [Informe económico]. Red Econolatin de Expertos Económicos de Universidades Latinoamericanas. Disponible en <http://www.econolatin.com/informe-coyuntura-argentina.php>

Anexo metodológico (A1)

Contrastes de exclusión, exogeneidad débil y exogeneidad fuerte

El análisis de cointegración incluye la realización de contrastes de exclusión (test de significación de los β) con el fin de evaluar qué variables integran las posibles relaciones de equilibrio, y tests de exogeneidad para determinar cuáles variables de las incluidas son exógenas a dichas relaciones. Para esto último se realizaron los contrastes de exogeneidad débil (a fin de determinar cuáles variables no reaccionan ante desviaciones de las relaciones de largo plazo) y fuerte (analizando, además, la causalidad en el sentido de Granger).

El contraste de exogeneidad débil en el sistema completo implica analizar la significación de los α y se realiza a partir del estadístico de razón de verosimilitud entre el modelo restringido y no restringido.

$$H_0: \alpha_{ij} = 0 \quad j = 1, \dots, r$$

$$H_1: \alpha_{ij} \neq 0 \quad j = 1, \dots, r \quad (A1)$$

En casos en que existen múltiples relaciones de cointegración, es posible que una variable sea exógena con relación a los parámetros de una relación de cointegración y no lo sea respecto a los de otras ya que las condiciones de exogeneidad débil se definen con relación a un determinado vector de cointegración y no respecto al sistema completo.

En algunos casos, es necesario analizar la pertinencia de determinadas restricciones sobre los parámetros correspondientes a las distintas relaciones de cointegración, como, por ejemplo, en la siguiente prueba que contrasta la homogeneidad de los parámetros:

$$H_0: \beta_{1j} = \beta_{2j} \quad j = 1, \dots, r$$

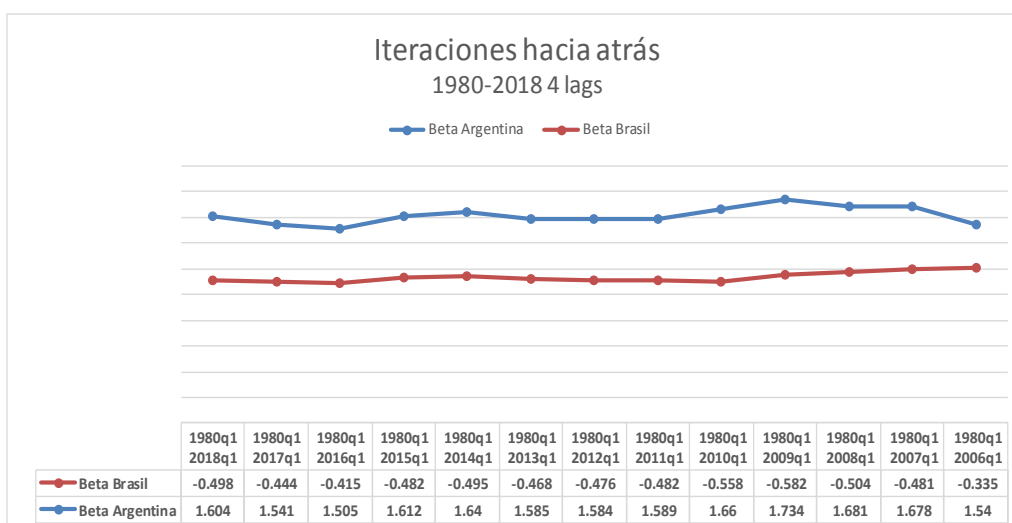
$$H_1: \beta_{1j} \neq \beta_{2j} \quad j = 1, \dots, r \quad (A2)$$

Anexo (A2)

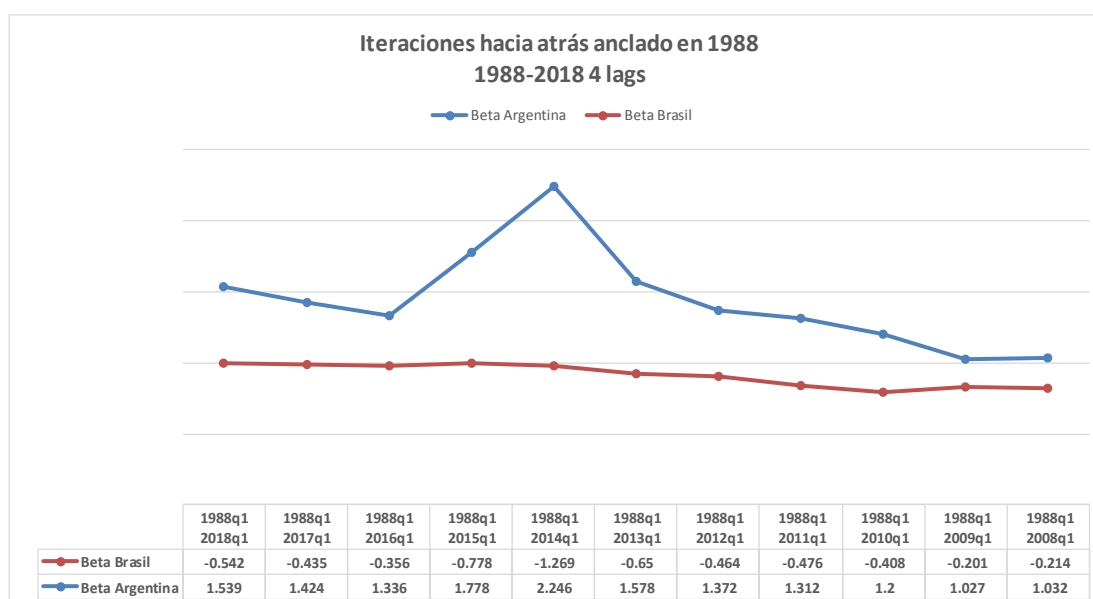
Iteraciones

Caso 1. Iteraciones hacia atrás

Dejando como base 1980, se realizan estimaciones desde 1980 hacia atrás de forma anual. Las estimaciones son con 4 lags, todas cumplen con los test de Normalidad y se obtiene una relación de cointegración. Los coeficientes de largo plazo son significativos pero el coeficiente alfa de Uruguay no es significativo en ningún caso. Se muestra en el gráfico el cambio de signo.

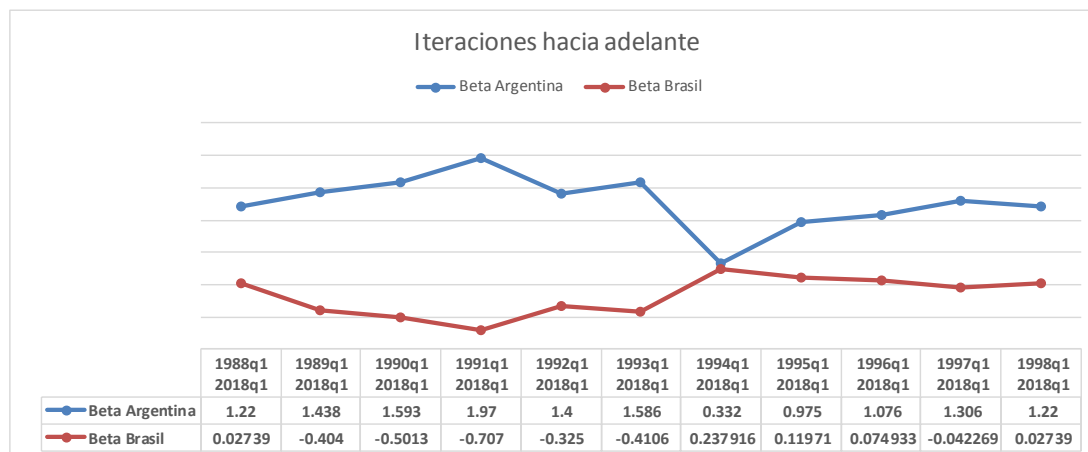


En el segundo caso se realiza el mismo ejercicio, pero iniciando en 1988. En esta oportunidad no se encuentra relación de cointegración en ningún caso, si normalidad. El coeficiente alfa de Uruguay no es significativo. En las últimas estimaciones los coeficientes beta de Brasil tampoco son significativos.



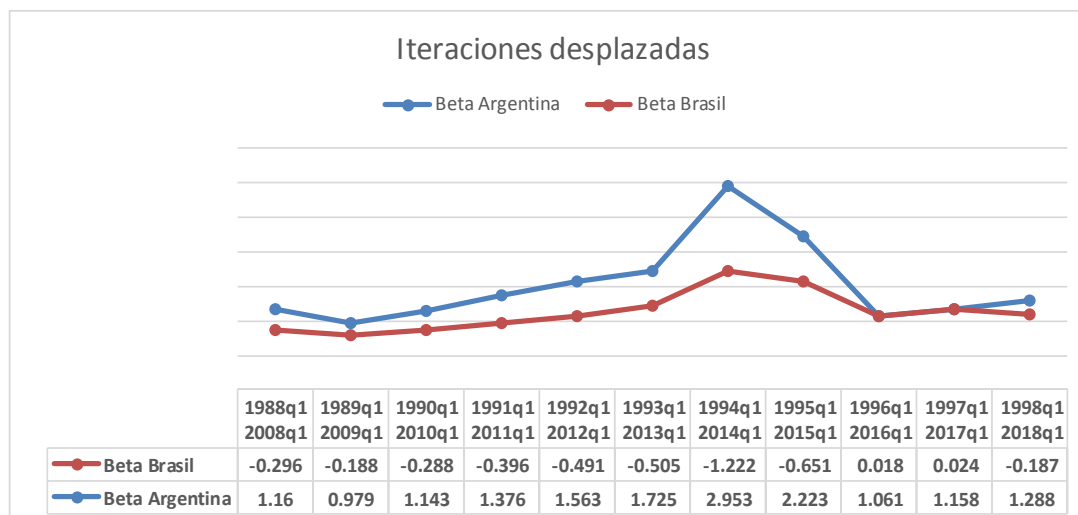
Caso 2. Iteraciones hacia adelante

Luego se realizan iteraciones hacia adelante anclado en 2018. No hay cointegración en ningún caso.



Caso 3. Iteraciones desplazadas

En el último caso se toman ventanas de 20 años y se desplazando a partir de 1988. Solo hay cointegración en dos casos, 1989-2009 y 1997-2017. El coeficiente alfa en ningún caso es significativo y el coeficiente beta de Brasil a partir de 1992 deja de serlo.



En conclusión, los resultados en los casos de iteración nos dan indicios de la necesidad de incorporar otras variables al sistema.

Anexo Econométrico (A3)

a) Salida VEC

Vector Error Correction Estimates
 Sample (adjusted): 1997Q1 2018Q1
 Included observations: 85 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$B(1,1)=1$, $B(1,2)=B(1,3)$, $A(3,1)=0$, $A(4,1)=0$, $A(2,1)=0$

Convergence achieved after 5 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(4) 7.759999

Probability 0.100776

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(PIBUY(-1))	1.000000
LOG(PIBAR(-1))	-0.573954 (0.05347) [-10.7337]
LOG(PIBBR(-1))	-0.573954 (0.05347) [-10.7337]
LOG(TCR_BR_USA(-1))	0.204327 (0.08496) [2.40486]
C	-0.134822

Error Correction:	D(LOG(PIBUY))	D(LOG(PIBAR))	D(LOG(PIBBR))	D(LOG(TCR_BR_USA))
CointEq1	-0.123995 (0.03236) [-3.83125]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(LOG(PIBUY(-2)))	0.066559 (0.11372) [0.58529]	-0.234521 (0.15365) [-1.52633]	-0.020913 (0.06892) [-0.30343]	-0.378905 (0.34998) [-1.08264]
D(LOG(PIBUY(-3)))	-0.128648 (0.13082) [-0.98342]	-0.225403 (0.17675) [-1.27526]	0.010845 (0.07928) [0.13679]	-0.548849 (0.40260) [-1.36327]
D(LOG(PIBUY(-4)))	0.201180 (0.11467) [1.75437]	-0.167207 (0.15494) [-1.07918]	0.184539 (0.06950) [2.65520]	-0.366284 (0.35292) [-1.03788]
D(LOG(PIBAR(-2)))	0.160956 (0.07605) [2.11644]	-0.121064 (0.10275) [-1.17819]	-0.073261 (0.04609) [-1.58944]	-0.536364 (0.23405) [-2.29166]
D(LOG(PIBAR(-3)))	0.020267 (0.07266)	0.013344 (0.09817)	0.033871 (0.04404)	-0.111828 (0.22361)

	[0.27894]	[0.13593]	[0.76917]	[-0.50010]
D(LOG(PIBAR(-4)))	-0.031224 (0.07883) [-0.39612]	0.226681 (0.10650) [2.12837]	-0.043609 (0.04777) [-0.91281]	0.068673 (0.24259) [0.28308]
D(LOG(PIBBR(-2)))	-0.630024 (0.16498) [-3.81886]	-0.335100 (0.22291) [-1.50332]	-0.136136 (0.09999) [-1.36152]	0.262092 (0.50773) [0.51620]
D(LOG(PIBBR(-3)))	-0.388070 (0.16052) [-2.41757]	-0.254517 (0.21689) [-1.17351]	-0.036721 (0.09729) [-0.37745]	0.883028 (0.49402) [1.78745]
D(LOG(PIBBR(-4)))	-0.011920 (0.19112) [-0.06237]	0.119374 (0.25823) [0.46228]	0.067872 (0.11583) [0.58594]	-0.078813 (0.58819) [-0.13399]
D(LOG(TCR_BR_USA(-2)))	-0.017111 (0.02998) [-0.57071]	-0.185185 (0.04051) [-4.57125]	-0.045616 (0.01817) [-2.51024]	-0.075380 (0.09227) [-0.81691]
D(LOG(TCR_BR_USA(-3)))	0.008618 (0.02932) [0.29392]	0.028622 (0.03961) [0.72252]	-0.007327 (0.01777) [-0.41234]	-0.116648 (0.09023) [-1.29274]
D(LOG(TCR_BR_USA(-4)))	0.024668 (0.03032) [0.81367]	-0.045988 (0.04096) [-1.12270]	0.020552 (0.01837) [1.11850]	-0.159364 (0.09330) [-1.70803]
C	0.010900 (0.00359) [3.03410]	0.013776 (0.00485) [2.83816]	0.006951 (0.00218) [3.19256]	0.012544 (0.01106) [1.13456]
D(PSC)	-0.002777 (0.00056) [-4.91993]	-0.000887 (0.00076) [-1.16343]	-0.000475 (0.00034) [-1.38869]	0.001442 (0.00174) [0.83034]
D(FE>=199901)	-0.032758 (0.01904) [-1.72028]	-0.026397 (0.02573) [-1.02598]	-0.012971 (0.01154) [-1.12392]	0.400922 (0.05860) [6.84114]
D(FE=199902)	-0.000160 (0.01422) [-0.01126]	-0.067788 (0.01921) [-3.52803]	-0.007504 (0.00862) [-0.87060]	-0.055448 (0.04377) [-1.26694]
D(FE>=200201)	-0.032152 (0.01824) [-1.76270]	-0.106817 (0.02464) [-4.33429]	-0.001069 (0.01105) [-0.09673]	-0.059834 (0.05614) [-1.06589]
D(FE>=200302)	0.057586 (0.02081) [2.76710]	0.037598 (0.02812) [1.33713]	0.005187 (0.01261) [0.41124]	-0.263288 (0.06405) [-4.11085]
D(FE>=200404)	0.041899 (0.01805) [2.32105]	0.004582 (0.02439) [0.18787]	-4.76E-05 (0.01094) [-0.00435]	-0.086976 (0.05556) [-1.56556]
D(FE>=201104)	-0.051371	-0.024535	-0.003245	0.099035

	(0.01738)	(0.02349)	(0.01053)	(0.05349)
	[-2.95542]	[-1.04468]	[-0.30801]	[1.85132]
D(FE>=201402)	0.031050	-0.015865	-0.039105	-0.071902
	(0.01773)	(0.02395)	(0.01075)	(0.05456)
	[1.75132]	[-0.66230]	[-3.63926]	[-1.31778]
D(FE>=201502)	-0.014828	0.046237	-0.047437	0.058545
	(0.01901)	(0.02569)	(0.01152)	(0.05851)
	[-0.77996]	[1.79999]	[-4.11694]	[1.00060]
D(FE>=201602)	-0.027689	-0.049382	-0.034231	-0.045430
	(0.02196)	(0.02967)	(0.01331)	(0.06757)
	[-1.26109]	[-1.66460]	[-2.57234]	[-0.67231]
DS1	-0.010254	-0.020534	-0.020056	-0.120660
	(0.01690)	(0.02284)	(0.01024)	(0.05202)
	[-0.60667]	[-0.89917]	[-1.95789]	[-2.31967]
DS2	-0.003208	0.088744	0.016671	-0.116052
	(0.01855)	(0.02506)	(0.01124)	(0.05708)
	[-0.17297]	[3.54130]	[1.48306]	[-2.03313]
DS3	-0.023116	-0.004288	0.014077	-0.066477
	(0.01686)	(0.02278)	(0.01022)	(0.05188)
	[-1.37125]	[-0.18827]	[1.37780]	[-1.28136]
DLOIL	0.009134	0.064488	0.042756	-0.268272
	(0.01324)	(0.01789)	(0.00802)	(0.04075)
	[0.68986]	[3.60486]	[5.32807]	[-6.58372]
DLOG(COM_AGR(-6))	-0.069965	-0.160015	-0.005365	0.088542
	(0.04056)	(0.05480)	(0.02458)	(0.12481)
	[-1.72519]	[-2.92024]	[-0.21829]	[0.70940]
R-squared	0.941021	0.947507	0.921513	0.738273
Adj. R-squared	0.911531	0.921261	0.882270	0.607410
Sum sq. resids	0.015118	0.027599	0.005553	0.143192
S.E. equation	0.016431	0.022200	0.009958	0.050567
F-statistic	31.91012	36.10049	23.48201	5.641556
Log likelihood	246.3566	220.7763	288.9203	150.8045
Akaike AIC	-5.114272	-4.512384	-6.115772	-2.865987
Schwarz SC	-4.280897	-3.679009	-5.282397	-2.032612
Mean dependent	0.005430	0.004499	0.005299	0.003593
S.D. dependent	0.055241	0.079115	0.029023	0.080704
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.76E-14		
Determinant resid covariance		5.19E-15		
Log likelihood		911.8218		
Akaike information criterion		-18.63110		
Schwarz criterion		-15.18265		
Number of coefficients		120		

b) Test de cointegración

Sample (adjusted): 1997Q1 2018Q1

Included observations: 85 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LOG(PIBUY) LOG(PIBAR) LOG(PIBBR) LOG(TCR_BR_USA)

Exogenous series: D(PSC) D(FE>=199901) D(FE=199902) D(FE>=200201) D(FE>=200302)
D(FE>=200404) D(FE>=201104) D(FE>=201402) D(FE>=201502) D(FE>=201602) GDS DLOIL
DLOG(COM_AGR(-6))

Warning: Critical values assume no exogenous series

Lags interval (in first differences): 2 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.264347	54.03604	47.85613	0.0118
At most 1	0.246111	27.94132	29.79707	0.0806
At most 2	0.040237	3.927955	15.49471	0.9093
At most 3	0.005129	0.437061	3.841466	0.5085

Trace 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 (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.264347	26.09472	27.58434	0.0766
At most 1 *	0.246111	24.01337	21.13162	0.0191
At most 2	0.040237	3.490894	14.26460	0.9088
At most 3	0.005129	0.437061	3.841466	0.5085

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

c) Test de normalidad de los residuos

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
 Date: 01/20/20 Time: 18:37
 Sample: 1997Q1 2018Q4
 Included observations: 85

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.258020	0.943133	1	0.3315
2	0.032062	0.014563	1	0.9039
3	-0.418034	2.475654	1	0.1156
4	5.74E-05	4.67E-08	1	0.9998
Joint		3.433350	4	0.4881

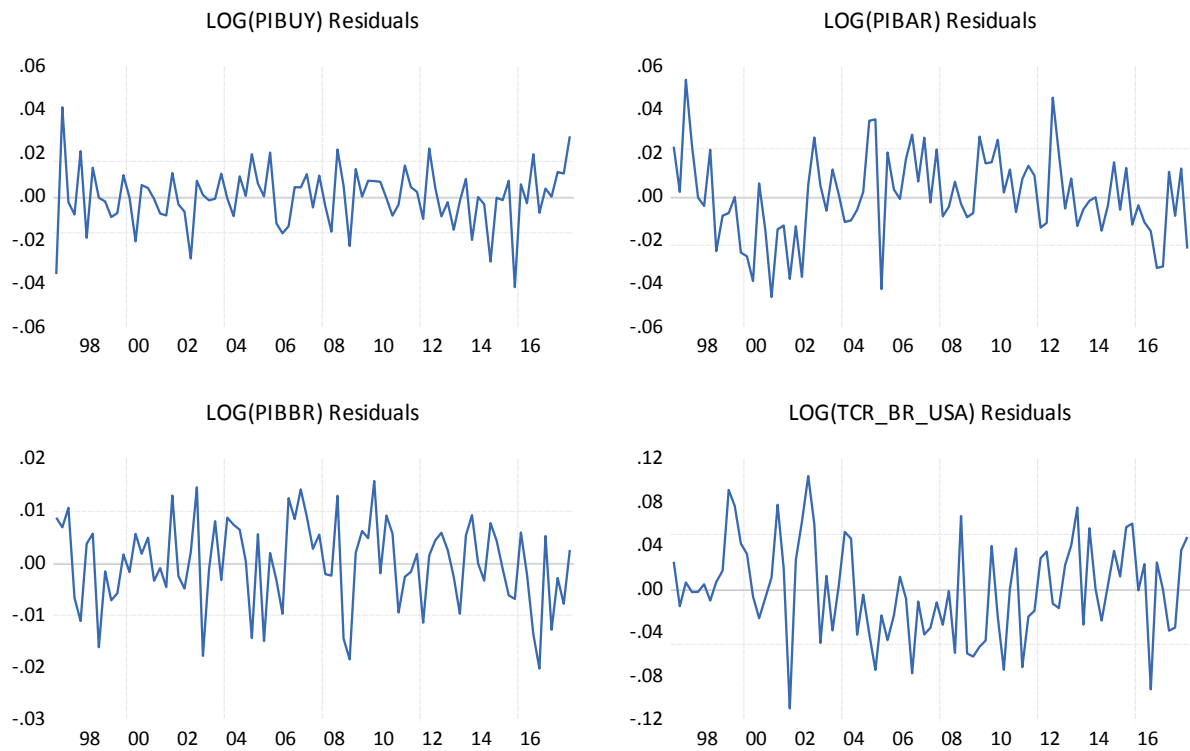
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.243967	5.480565	1	0.0192
2	3.121086	0.051927	1	0.8197
3	2.835983	0.095277	1	0.7576
4	2.765264	0.195149	1	0.6587
Joint		5.822918	4	0.2128

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	6.423698	2	0.0403
2	0.066490	2	0.9673
3	2.570931	2	0.2765
4	0.195149	2	0.9070
Joint	9.256268	8	0.3211

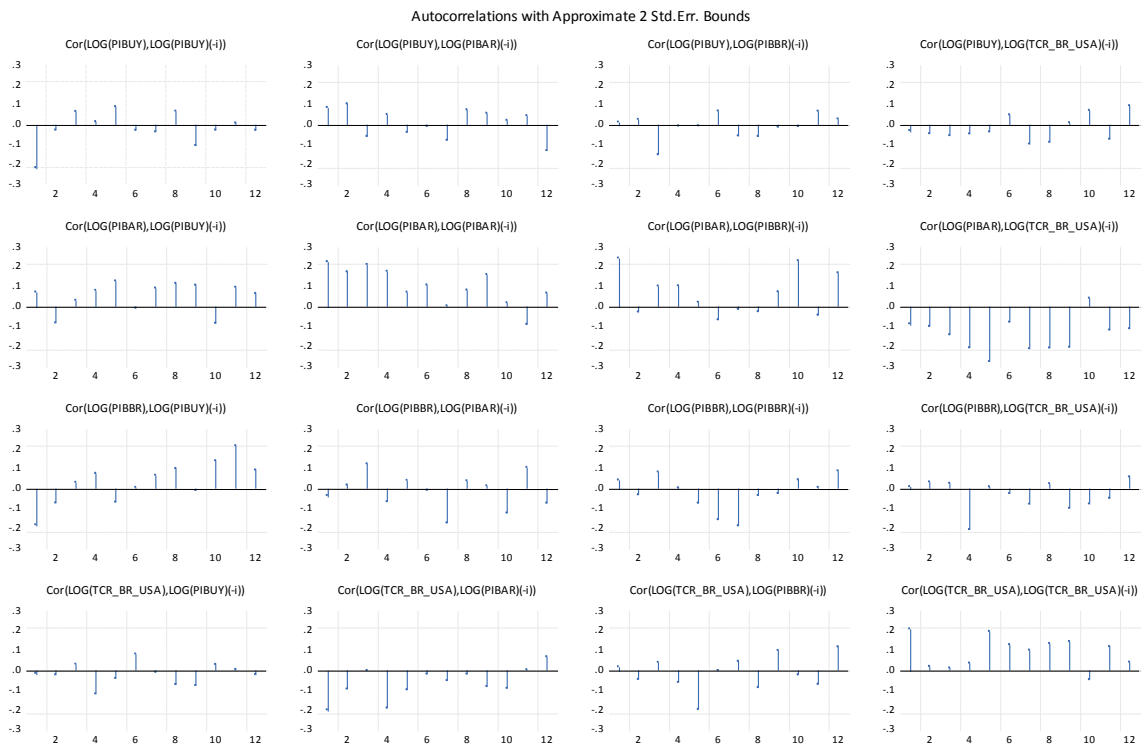
*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

d) Gráficos de residuos

VEC Residuals



e) Correlograma



f) Autocorrelación de los residuos: LM test

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1997Q1 2018Q4

Included observations: 85

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	29.87434	16	0.0187	1.964702	(16, 150.3)	0.0188
2	21.87174	16	0.1474	1.401310	(16, 150.3)	0.1481
3	24.73170	16	0.0747	1.599372	(16, 150.3)	0.0752
4	24.18974	16	0.0854	1.561562	(16, 150.3)	0.0859
5	26.58962	16	0.0463	1.729982	(16, 150.3)	0.0466
6	21.42483	16	0.1628	1.370684	(16, 150.3)	0.1635
7	25.08460	16	0.0683	1.624062	(16, 150.3)	0.0688
8	21.57707	16	0.1574	1.381107	(16, 150.3)	0.1581
9	21.13667	16	0.1733	1.350983	(16, 150.3)	0.1741
10	39.39674	16	0.0010	2.673516	(16, 150.3)	0.0010
11	25.38560	16	0.0633	1.645165	(16, 150.3)	0.0637
12	29.40216	16	0.0214	1.930658	(16, 150.3)	0.0216

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	29.87434	16	0.0187	1.964702	(16, 150.3)	0.0188
2	38.52645	32	0.1981	1.230284	(32, 167.5)	0.2014
3	49.29328	48	0.4212	1.030430	(48, 160.0)	0.4323
4	63.55397	64	0.4922	0.985604	(64, 147.1)	0.5161
5	73.38172	80	0.6863	0.884479	(80, 132.6)	0.7230
6	85.86336	96	0.7613	0.838766	(96, 117.4)	0.8137
7	93.32799	112	0.8996	0.739402	(112, 101.9)	0.9406
8	99.48864	128	0.9708	0.638406	(128, 86.2)	0.9895
9	108.6610	144	0.9875	0.565349	(144, 70.4)	0.9979
10	150.8212	160	0.6864	0.713697	(160, 54.5)	0.9445
11	172.6110	176	0.5581	0.647746	(176, 38.6)	0.9682
12	208.1855	192	0.2011	0.575224	(192, 22.7)	0.9756

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

- g) Resumen contrastes de exclusión, homogeneidad y exogeneidad débil realizados sobre relación de cointegración representada en ecuación (5)

Contrastes de exclusión (Ho: beta=0) - Test LR, rango=1		
Variable	P-valor	Rech. Ho al 95%
L(PIBUR)	0,149161	No
L(PIBAR)	0,35377	No
L(PIBBR)	0,644002	No
L(TCR_BR_USA)	0,673385	No
Conjunta L(PIBBR)=0 y L(TCR_BR_USA)=0	0,896624	No
Conjunta L(PIBBR)=0, L(TCR_BR_USA)=0 y L(PIBAR)=0	0,000043	Si
Conjunta L(PIBBR)=0, L(TCR_BR_USA)=0 y L(PIBUR)=0	0,000166	Si
Contraste de homogeneidad		
Test LR, rango=1		
	P-valor	Rech. Ho al 95%
Ho: beta(ar)=beta(br) y b(1,1)=1	0,637665	No
Contrastes de exogeneidad débil (Ho: alfa=0)		
Test LR, rango=1, p-valores con restricción de homogeneidad b(ar)=b(br)		
Variable	P-valor	Rech. Ho al 95%
L(PIBUR)	0,000051	Si
L(PIBAR)	0,109811	No
L(PIBBR)	0,545145	No
L(TCR_BR_USA)	0,179182	No
Conjunta L(PIBAR)=L(PIBBR)=L(TCR_BR_USA)=0	0,100776	No
Conjunta L(PIBUR)=L(PIBBR)=L(TCR_BR_USA)=0	0,000263	Si
Conjunta L(PIBUR)=L(PIBAR)=L(TCR_BR_USA)=0	0,000098	Si
Conjunta L(PIBUR)=L(PIBAR)=L(PIBBR)=0	0,000119	Si
Conjunta L(PIBBR)=L(TCR_BR_USA)=0	0,245480	No

Fuente: elaboración propia

h) Tests de exogeneidad fuerte: Causalidad a la Granger

VARIABLES INCLUIDAS EN LA ECUACIÓN 8.

Dependent variable: D(LOG(PIBUY))	
Excluded	Prob.
D(LOG(PIBAR))	0.0882
D(LOG(PIBBR))	0.0002
D(LOG(TCR_BR_USA))	0.8419
All	0.0025
Dependent variable: D(LOG(PIBAR))	
Excluded	Prob.
D(LOG(PIBUY))	0.2474
D(LOG(PIBBR))	0.2057
D(LOG(TCR_BR_USA))	0.0001
All	0.0006
Dependent variable: D(LOG(PIBBR))	
Excluded	Prob.
D(LOG(PIBUY))	0.0480
D(LOG(PIBAR))	0.3520
D(LOG(TCR_BR_USA))	0.0404
All	0.0120
Dependent variable: D(LOG(TCR_BR_USA))	
Excluded	Prob.
D(LOG(PIBUY))	0.4552
D(LOG(PIBAR))	0.0687
D(LOG(PIBBR))	0.3646
All	0.0908

Fuente: elaboración propia

i) Tests de exogeneidad fuerte: Causalidad a la Granger sobre los PIBs y el TCR BR/USA

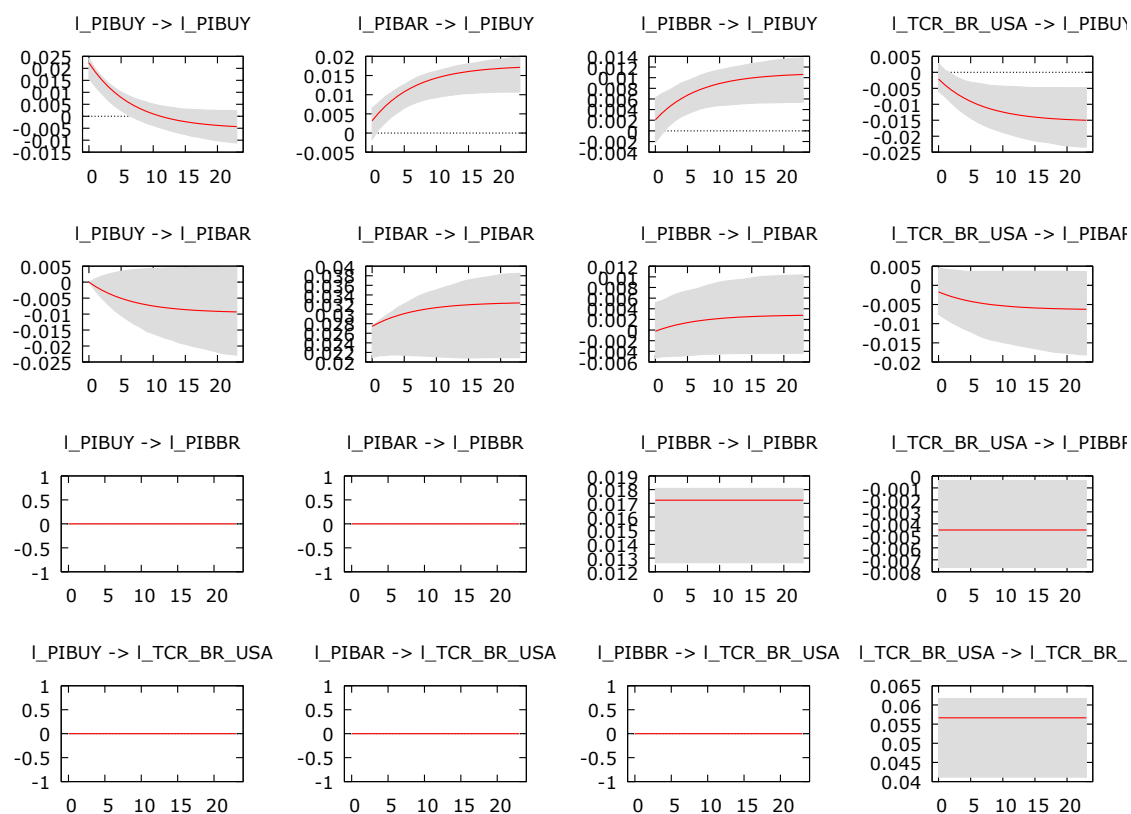
Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1997Q1 2018Q4

Lags: 8

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLPIBUY does not Granger Cause DLPIBBR	85	1.33017	0.2438
DLPIBBR does not Granger Cause DLPIBUY		2.55257	0.0170
DLPIBAR does not Granger Cause DLPIBBR	85	0.91816	0.5071
DLPIBBR does not Granger Cause DLPIBAR		0.85450	0.5588
DLPIBAR does not Granger Cause DLPIBUY	85	2.08686	0.0490
DLPIBUY does not Granger Cause DLPIBAR		1.09938	0.3747

j) Gráfico de funciones impulso-respuesta de todas las variables



Fuente: elaboración propia

k) Outliers

Fecha	Tipo	Significativo en	Explicación
1999.01	LS	TCR BR/EEUU	Devaluación en Brasil. Dólar de 1,2 reales a 1,8 y 1,9
1999.02	AO	PIB AR	Shock negativo de precios relativos en Argentina por devaluación en Brasil
2002.01	LS	PIB AR	Crisis del 2001.
2003.02	LS	TCR BR/EEUU y PIB UR	Shock negativo de gran magnitud en tipo de cambio de Brasil
2004.04	LS	PIB UR	Uso de capacidad ociosa en industria. Boom de exportaciones.
2011.04	LS	PIB UR	Uso de centrales térmicas de generación de energía convencional. Cierre de la refinería de ANCAP por mantenimiento.
2014.02	LS	PIB BR	Escándalo Operación Lava Jato. Déficit Fiscal. Feriados por Mundial de Futbol en Brasil.
2015.02	LS	PIB BR	Caso Lava Jato llega a repercusiones políticas. Odebretch.
2016.02	LS	PIB BR	Acuerdo de delación de Odebretch. Denuncia del Departamento de Justicia de Estados Unidos por sobornos de Odebretch a políticos en 12 países, incluido Brasil. Impeachment en Brasil.