



UNIVERSIDAD
DE LA REPUBLICA
URUGUAY



TIPO DE CAMBIO REAL Y CRECIMIENTO ECONÓMICO Uruguay 1990 - 2010

Universidad de la República
Facultad de Ciencias Económicas y Administración

Trabajo de Investigación Monográfico
Para la obtención del título:
Licenciatura en Economía

CECILIA BENTANCOUR ROBALLO
MARÍA VICTORIA KENT D'AMATO

Tutor: Ec. Gabriela Mordecki

Febrero 2012
Montevideo, Uruguay

PÁGINA DE APROBACIÓN
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y DE ADMINISTRACIÓN

El tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba la Tesis de Investigación:

Título

.....

Autor/s

.....

Tutor

.....

Carrera

.....

Puntaje

.....

Tribunal

Profesor.....(Nombre y firma)

Profesor.....(Nombre y firma)

Profesor.....(Nombre y firma)

RESUMEN

El objeto de esta investigación es analizar la influencia del tipo de cambio real sobre el crecimiento económico del Uruguay. El período de estudio se extiende desde enero de 1990 hasta diciembre de 2010. Se buscó estudiar mediante la aplicación de técnicas de cointegración, siguiendo la metodología propuesta por Johansen, si el tipo de cambio real resulta, en el largo plazo, una variable significativa en la determinación del producto de nuestra economía. De la estimación de un primer modelo de corrección del error surge que el PBI de Uruguay se encuentra determinado en el largo plazo por el tipo de cambio real global como por el PBI de Argentina. Asimismo surge de la estimación de un segundo modelo VEC que los componentes de la ecuación de largo plazo del PBI uruguayo son tanto el tipo de cambio real de 7 países, los tipos de cambio bilaterales con la región, como el PBI de Argentina. Los resultados encontrados permiten concluir de esta forma, que el producto bruto interno de nuestro país, está efectivamente afectado en el largo plazo por el tipo de cambio real. Sin embargo, del análisis de las trayectorias de largo plazo encontradas, y en concordancia con diversos estudios precedentes, se destaca la importancia del producto argentino para nuestro desempeño económico.

Palabras clave: tipo de cambio real, crecimiento económico, PBI, Uruguay, Argentina, cointegración, VECM.

ABSTRACT

The purpose of this research is to investigate the effects of the real exchange rate on Uruguay's economic growth. The study focuses on the years between 1990 and 2010. We aimed to explore, with the help of cointegration techniques developed by Johansen, if the real exchange rate is, in fact, a significant variable in the long run equilibrium of our country's economic activity. Upon the estimation of a Vector Error Correction model we found that Uruguay's GDP is determined in the long run by Argentina's GDP together with the global real exchange rate. In addition, upon the estimation of a secondary VEC model we found that our country's long run GDP is affected by the bilateral real exchange rates with Argentina and Brazil, the 7 countries real exchange rate and again, Argentina's GDP. The results of the overall analysis allow us to conclude that the real exchange rate is indeed a determinant of economic growth in the long run for this case of study. However, from the analysis of both models' long run equations, follows the importance of Argentina's GDP on our economic performance, a finding that is in line with several preceding studies.

Keywords: real exchange rate, economic growth, GDP, Uruguay, Argentina, cointegration, VECM.

TABLA DE CONTENIDO

INTRODUCCIÓN	5
MARCO de REFERENCIA	9
MODELO MUNDELL-FLEMING PARA ECONOMÍAS ABIERTAS	10
MODELO DE LA ENFERMEDAD HOLANDESA	15
ANTECEDENTES	21
ANTECEDENTES INTERNACIONALES	22
ANTECEDENTES NACIONALES	24
SÍNTESIS.....	30
MARCO METODOLOGICO	31
SERIES TEMPORALES	31
TEST DE RAÍZ UNITARIA	32
MODELO DE VECTORES AUTORREGRESIVOS (VAR)	34
COINTEGRACIÓN.....	36
Test de Cointegración	36
Modelo de Vectores de Corrección del Error (VECM).....	38
Contrastes de Exclusión y de Exogeneidad	40
FUNCIÓN IMPULSO RESPUESTA	40
ANÁLISIS EMPÍRICO	42
MODELO CON TIPO DE CAMBIO REAL GLOBAL.....	43
Construcción de las Variables Utilizadas	43
Construcción del Modelo.....	52
Análisis de las Relaciones de Equilibrio de Largo Plazo	54
Test de Johansen.....	54
VECM.....	57

Contrastes de exclusión y exogeneidad.....	58
Relación de equilibrio de largo plazo.....	59
Diagnóstico de los Residuos del VECM.....	59
Función Impulso Respuesta.....	61
MODELO CON DESGLOSE DEL TIPO DE CAMBIO REAL.....	63
Construcción de las variables utilizadas.....	63
Construcción del Modelo.....	66
Análisis de las Relaciones de Equilibrio de Largo Plazo.....	68
Test de Johansen.....	68
VECM.....	70
Contrastes de Exclusión y Exogeneidad.....	71
Relación de equilibrio de largo plazo.....	72
Diagnóstico de los Residuos del VECM.....	72
INTERPRETACIÓN DE LOS RESULTADOS.....	74
MODELO CON TIPO DE CAMBIO REAL GLOBAL.....	74
MODELO CON TIPO DE CAMBIO REAL DESAGREGADO.....	77
CONCLUSIONES.....	81
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	88
ANEXOS.....	90
ANEXO A: ANÁLISIS EMPÍRICO MODELO CON TIPO DE CAMBIO REAL GLOBAL.....	90
ANEXO B: ANÁLISIS EMPÍRICO MODELO CON DESGLOSE DEL TIPO DE CAMBIO REAL ..	95

INTRODUCCIÓN

“En septiembre de 1992 Gran Bretaña permitió que la libra esterlina se depreciara en el mercado de divisas. Las exportaciones netas del país se recuperaron a raíz de la depreciación, y Gran Bretaña pudo salir de su recesión sin que aumentase la inflación. Seis años más tarde, los países del este asiático dejaron que sus monedas se depreciaran, y posteriormente experimentaron la más severa recesión de la posguerra, junto con su mayor inflación.” (Krugman y Obstfeld, 2006).

Estas experiencias tan opuestas indican que si existiese una relación entre tipo de cambio real y crecimiento económico, ésta no es necesariamente intuitiva. El estudio de dicha relación resulta por tanto de especial importancia, ya que de ser el tipo de cambio real una variable participe en el equilibrio de largo plazo de la actividad económica, las implicancias de política asociadas que de ello se desprenden son muy significativas.

La economía del desarrollo ha puesto énfasis en la consecución de alguna explicación de las diferencias entre los ingresos de las economías avanzadas y las subdesarrolladas. Si bien las líneas de investigación

transitadas se focalizaron en aspectos como la educación y capacitación de la fuerza de trabajo, ahorro e inversión, y la capacidad institucional de asimilar y generar conocimiento tanto tecnológico como organizacional, el tipo de cambio real aparece como una condición facilitadora para el crecimiento, al mantenerse en niveles competitivos y evitándose los excesos de volatilidad (Eichengreen, 2008).

Resultado de la mayor inestabilidad que el tipo de cambio real evidencia en las economías menos desarrolladas, es que cobra relevancia su estudio en dichos mercados. Es así que las autoridades de estas naciones han dedicado esfuerzos considerables para establecer políticas cambiarias que permitan, entre otras cosas, la competitividad regional e internacional. Si bien estas líneas de acción son de utilidad, queda claro que no son condición suficiente para la consecución de los fundamentos del crecimiento económico antes mencionados, pero pueden concebirse como un punta pie inicial, al considerar al tipo de cambio real como una variable de especial interés.

La historia reciente de nuestro país ha mostrado importantes vaivenes del tipo de cambio real. La última década del siglo pasado comienza con un objetivo macroeconómico claro: estabilidad de precios. Así, durante el plan implementado de tipo de ancla cambiaria se asiste a una importante apreciación real. Esta fue una estrategia de carácter gradualista que buscó además de reducir los costos fiscales, minimizar la

pérdida de competitividad de las exportaciones. Sin embargo, a partir del año 2000, en un contexto de crisis regional, la tendencia se revierte y se asiste a una depreciación del tipo de cambio a medida que la variable se va ajustando al actual sistema de flotación sucia.

La anterior evolución le imprime trascendencia al presente estudio, que tiene por objeto investigar el impacto del tipo de cambio real sobre el crecimiento económico del Uruguay. Se pretende identificar la existencia de una posible relación de largo plazo entre ambas variables macroeconómicas. Además, conscientes de las características que presenta nuestro país de economía pequeña y abierta, se analizan también las relaciones de dependencia que la economía uruguaya muestra frente a la región y a la extra región.

El análisis se concentra en el período 1990-2010. La elección de este lapso de tiempo se justifica en el reconocimiento del importante rol como instrumento de política económica que desempeñó el tipo de cambio real durante la mayor parte del período analizado, al tiempo que intenta aportar mayor actualidad al tema de estudio.

La investigación se estructura de la siguiente manera. El capítulo II presenta los principales aspectos del marco de referencia escogido basado en el modelo Mundell-Fleming (1963), complementado a su vez con el modelo de *booming sector* de Corden y Neary (1982). En el capítulo III se expone una síntesis de los principales antecedentes internacionales y nacionales. En el capítulo IV se especifica la metodología empleada en el abordaje del objeto de estudio. El capítulo siguiente detalla el análisis empírico, cuyos principales resultados se analizan en el capítulo VI. Finalmente, el capítulo VII contiene las principales conclusiones, limitaciones, y posibles líneas futuras de investigación.

MARCO de REFERENCIA

Como marco de referencia para la presente investigación visualizamos una economía modelizada a la Mundell-Fleming. La misma consiste en una extensión del modelo IS-LM para economías abiertas (Dornbusch, 1976). Asimismo, se optó por complementar este marco de referencia con el modelo de *booming sector* de Corden y Neary (1982), dado que el panorama coyuntural actual ha dado lugar a debates en torno a la posible existencia de la “enfermedad holandesa” en los países latinoamericanos.

Modelo Mundell-Fleming para economías abiertas

El modelo Mundell-Fleming, como ya se dijo, se deriva del modelo IS-LM para economías abiertas. Mientras que este último describe la relación entre la tasa de interés y el producto de una economía, el modelo Mundell-Fleming se concentra en la relación entre el tipo de cambio nominal y la producción en el corto plazo.

Existe una variedad de supuestos bajo los que el modelo Mundell-Fleming puede plantearse. En lo que al grado de movilidad de capitales internacionales se refiere, el análisis varía entre perfecta e imperfecta movilidad. Asimismo, este modelo puede trabajarse suponiendo un sistema de tipo de cambio fijo, así como considerando un sistema de tipo de cambio flotante.

En su forma general, el modelo Mundell-Fleming supone un país pequeño con precios fijos y elevado desempleo en el cual existen dos productos diferenciados, uno producido en el exterior (bien externo) y otro producido en el interior (bien doméstico). Ambos bienes se producen combinando capital y trabajo, a través de la aplicación de determinada tecnología implícita en la función de producción. Al no ser éstos sustitutos perfectos, es que se introducen al análisis los precios

relativos. El precio del bien doméstico, P , es medido en moneda local, mientras que el del bien externo, P^* , se mide en moneda extranjera. Así, para que sea posible realizar comparaciones, se torna necesaria la introducción del tipo de cambio nominal E , entendiendo a éste como la cantidad de unidades de moneda nacional equivalentes a una unidad de moneda extranjera. De esta forma queda definido el tipo de cambio real como: $TCR = e = E \cdot P^* / P$.

Al suponerse precios fijos, se anula la posibilidad de inflación, por lo que variaciones en el tipo de cambio real implicarán variaciones en las importaciones y exportaciones a través de los precios relativos. El TCR es la variable que realmente actúa sobre estas transacciones, repercutiendo asimismo sobre el nivel de actividad de la economía. Esto es así porque el TCR puede concebirse como una variable capaz de medir la competitividad de la producción doméstica en los mercados exteriores. Cuanto menor sea su valor, menos competitiva puede decirse que es la economía doméstica, y viceversa. Se habla aquí de una apreciación del mismo.

El modelo tradicional de Mundell-Fleming encuentra sus fundamentos en tres curvas: la IS, curva de equilibrio del mercado de bienes, la LM, curva de equilibrio del mercado monetario y la $BP=0$, curva de equilibrio de la balanza de pagos o del mercado de divisas.

La IS, que representa la parte real de la economía, es modelizada a partir de la curva de demanda agregada, $Y = DA = C + I + G + NX$, donde C representa el consumo, función positiva del ingreso disponible, I es la inversión, que depende negativamente de la tasa de interés, G es el gasto del gobierno, variable exógena, y NX representan las exportaciones netas, que dependen positivamente del tipo de cambio. Para derivar la ecuación de la curva IS se hace imprescindible reemplazar las funciones que representan el comportamiento de las variables antes mencionadas. De dicho reemplazo, y operando hasta despejar el ingreso, obtenemos la expresión de la curva IS en economías abiertas:

$$Y = \alpha^* [A_0 + G_0 + X_0 - i.r + x.e]$$

donde α^* es el multiplicador de economías abiertas, que se obtiene mediante la fórmula $\alpha^* = 1 / 1 - c(1 - t) + q$, con t representando la tasa impositiva, c siendo la propensión marginal a consumir, y q la propensión marginal a importar. Las variables con subíndice cero representan los factores autónomos, r es la tasa de interés real, i expresa el grado de sensibilidad de la inversión real del sector privado ante cambios en la tasa de interés real, y x es la propensión marginal a exportar.

En este contexto, un aumento del TCR genera un desplazamiento de la curva IS hacia la derecha y hacia arriba en el plano Y, r, consecuencia de un mayor nivel de exportaciones netas. Una caída del

TCR, por su parte, genera un desplazamiento hacia la izquierda y hacia abajo de la misma. Se pone en evidencia así una clara correspondencia entre dicha variable y la actividad económica en el modelo en cuestión.

La ecuación de la curva LM es modelizada de la forma $r = [k.Y - M_0 / P_0] / I$, en donde k representa la sensibilidad de la demanda real de dinero ante cambios en el ingreso real, I es la sensibilidad de la demanda real de dinero ante cambios en la tasa de interés, y M_0/P_0 es la oferta real de dinero. El emplazamiento de la curva LM dependerá del objetivo de control de tipo de cambio que se plantee el Banco Central.

La última curva del modelo, la curva $BP=0$, representa el equilibrio externo de la economía. Esta curva asume dos variantes dependiendo del régimen cambiario adoptado. En un sistema de tipo de cambio flotante, la $BP = 0$ tiene la forma $e = [q.Y + RX_0 - X_0 - F_0 - f(r - r^*)] / x$, donde RX_0 es el pago neto a los factores del exterior, X_0 es la influencia del ingreso del resto del mundo sobre las exportaciones, F_0 refiere a la entrada de capitales independientes de la tasa de interés, f es la sensibilidad del saldo de cuenta capital con respecto al diferencial de tasa de interés y r^* es la tasa de interés internacional.

Asumiremos ahora el supuesto de imperfecta movilidad de capitales y régimen de tipo de cambio flotante. Si se asumiera el supuesto de perfecta movilidad de capitales, se estaría aceptando el perfecto arbitraje de las tasas de interés. No es éste el caso de nuestro país, donde por lo

general se observa una tasa doméstica distinta a la internacional. En cuanto al régimen cambiario, adoptamos el supuesto de tipo de cambio flotante dado que es el que mejor refleja el régimen actual, si bien se trata de un sistema flotación sucia.

Este modelo puede sintetizarse en las siguientes tres ecuaciones:

$$\text{LM: } r = [k.Y - M_0 / P_0] / l$$

$$\text{BP=0: } e = [q.Y + RX_0 - X_0 - F_0 - f(r - r^*)] / x$$

$$\text{IS**: } Y = \alpha [A_0 + G_0 - i.r - F_0 - f(r - r^*)]$$

Esta nueva formulación de la IS se encuentra definida por la intersección de la curva IS originalmente planteada y la BP=0. En este modelo, el multiplicador keynesiano trascendente resulta ser el de economías cerradas ($\alpha = 1 / 1 - c(1 - t)$) ya que las exportaciones netas se simplificaron al restar el saldo de la balanza de pagos de los componentes de la demanda agregada. Si bien en la formulación algebraica de la IS** no está presente el TCR, está implícito que el mismo va variando a lo largo de esta curva.

Del presente modelo se desprenden poderosas implicancias macroeconómicas en relación a la efectividad de las políticas monetaria y fiscal, lo cual se resume en el siguiente cuadro (Gagliardi, 2003):

CUADRO 2.1 – EFECTOS DE POLÍTICA ECONÓMICA EN MMF

Política	Tipo de Cambio Fijo			Tipo de Cambio Flotante		
	Nula	Imperfecta	Perfecta	Nula	Imperfecta	Perfecta
Monetaria	Ineficaz	Ineficaz	Ineficaz	Eficaz	Eficaz	Eficaz
Fiscal	Ineficaz	Eficaz	Eficaz	Eficaz	Eficaz	Ineficaz

Fuente: Elaboración propia

Modelo de la Enfermedad Holandesa

En su documento denominado “*Booming Sector and De-Industrialization in a Small Open Economy*” (1982), Corden y Neary estudian el caso en el que un sector en auge puede llegar a causar una apreciación del tipo de cambio real tal que tenga un efecto desindustrializador en otros sectores exportadores, con un resultado negativo para la economía en su conjunto. El llamado mal holandés surge debido a la coexistencia dentro del sector transable de sectores de punta y sectores rezagados. El documento en cuestión busca explorar la naturaleza de las presiones hacia la desindustrialización que genera la presencia de dicha enfermedad en una economía. Los autores intentan encontrar una respuesta a la interrogante sobre los efectos que un *boom* en el sector energético, generado por una mejora tecnológica

15

permanente, tendría sobre la distribución funcional del ingreso, el tamaño y la rentabilidad del sector manufacturero. Para esto, intentan descomponer sus efectos considerando diferentes tipos de bienes: dos pertenecientes al sector transable (energía y manufacturas) y uno al no transable (servicios).

Supuestos del modelo

- Economía pequeña y abierta que produce X_e (bienes transables), X_m (bienes manufactureros) y X_s (servicios), siendo el precio de los transables exógeno y el precio de los servicios flexible de forma de tal que la oferta iguala a la demanda. Los bienes son de consumo final.
- Los modelos planteados son únicamente reales. No hay distorsiones en los mercados de factores y de bienes; en particular los salarios reales son perfectamente flexibles, asegurando que la economía se encuentre en el punto de pleno empleo¹.
- El enfoque de este trabajo es considerar una secuencia de modelos reales caracterizados por tener diferentes grados de movilidad intersectorial de factores. Cada sector tiene un factor específico único, así como también un factor con perfecta movilidad entre sectores.

¹ Este supuesto deja afuera la posibilidad de caer en un "crecimiento generador de miseria" o *immiserising growth*. Este es un concepto desarrollado por Jagdish Bhagwati que plantea que el crecimiento económico puede resultar en una situación en donde el país que lo experimenta no se encuentre mejor sino peor luego del mismo, debido a la caída de los términos de intercambio originada en la tendencia hacia las exportaciones de este crecimiento.

- En la mayor parte del documento, la relación de términos de intercambio se mantiene dada. Sin embargo, el tipo de cambio real definido como el precio relativo de los no transables sobre los transables, puede cambiar. Un aumento del precio relativo de los no transables se corresponde con una apreciación real. El producto manufacturero será el numerario del modelo, por lo cual el precio de los factores se medirá en términos de estos bienes.

Efectos del *boom* en la Producción

La demanda de trabajo del sector energético aumenta de manera proporcional al progreso tecnológico, el cual actúa ampliando la rentabilidad y la demanda de trabajo en el sector energético a una tasa dada de salario. El llamado efecto sustitución aumenta la tasa de salario a un tipo de cambio constante, haciendo que el trabajo se mueva de los sectores manufacturero y servicios al sector energético. Ya que el empleo en el sector manufacturero desciende, es posible ver que dicho efecto sustituidor de recursos genera una tendencia hacia la desindustrialización directa o primarización de la economía.

Se asume, además, para observar únicamente el efecto ingreso, que el sector energético no usa factor trabajo. Así, el *boom* desplaza tanto la función de producción como la demanda por servicios, la cual aumenta

con el ingreso y genera un exceso de la misma al tipo de cambio inicial. Este es el llamado efecto ingreso, que provoca una apreciación real. El equilibrio en este caso, donde sólo rige el efecto ingreso, lleva a una producción de servicios mayor en comparación con la situación inicial.

Puede observarse que en ambos efectos el tipo de cambio real aparece como un mecanismo de ajuste de los *shocks* recibidos. Cuando los combinamos, es posible ver que los dos contribuyen a una apreciación real del tipo de cambio. Sin embargo, el efecto sustitución de recursos tiende a bajar la producción de servicios, mientras que el efecto ingreso tiende a aumentarla, y no hay presunciones sobre qué efecto irá a dominar. Si predomina el efecto ingreso, la demanda de trabajo del sector servicios aumenta debido a la suba de los precios de los mismos, llegándose a un punto de equilibrio en donde la tasa de salarios es mayor, con lo cual se reduce del empleo manufacturero. Por ende, el *boom* da lugar tanto a una desindustrialización directa, reflejada mediante la caída del producto manufacturero debido al efecto sustitución, como también a una desindustrialización indirecta, reflejada en la caída adicional del producto debido a la apreciación real. Dicha apreciación resulta tanto del menor producto de servicios (al tipo de cambio inicial) por el efecto sustitución de recursos, como del aumento de la demanda de servicios por el efecto ingreso.

Para nuestro país, surge la interrogante de la existencia de una posible enfermedad holandesa a raíz de la apreciación del tipo de cambio debido al *boom* de los *commodities*, lo cual podría estar dificultando la inserción comercial de otros sectores exportadores, al quitarles competitividad. Anteriormente, los *booms* experimentados en los precios de los *commodities* no han sido tan duraderos como para poner el tema en la mesa de discusión. Sin embargo, el *boom* que actualmente enfrentamos ha durado más de un lustro, por lo cual se torna interesante estudiar sus efectos sobre el resto de los sectores exportadores.

Tal fenómeno está a su vez influido por tasas de interés nacionales relativamente altas, derivadas de la política monetaria restrictiva para combatir la inflación que estos propios incrementos de precios de *commodities* genera, junto con el ingreso de capitales financieros desde el resto del mundo en busca de rentabilidad en las economías emergentes, sumado a políticas de “relajamiento cuantitativo” en los Estados Unidos y bajas tasas de interés de los países desarrollados.

Si bien se observan varios trabajos de investigación locales que estudian temas similares utilizando como marco de referencia el modelo de la “Enfermedad Uruguay”, desarrollado por Bergara, Dominioni y Licandro (1995), nuestra investigación no se adhiere a éste. Lo anterior se fundamenta en el hecho de que una buena parte de la evidencia encontrada a partir de los años 2000, no parece justificar la distinción

entre sectores regionales y no transables para el análisis del efecto de los *shocks* regionales en el corto plazo. Ambos sectores responderían de modo similar a los *shocks* de actividad y precios relativos provenientes de la región, con la única diferencia de que el impacto sería algo mayor en los sectores regionales (Voelker, 2003).

ANTECEDENTES

En el presente capítulo se esquematizan los trabajos precedentes que se consideraron relevantes de acuerdo a nuestro objeto de investigación. Se escogieron análisis que estudian el producto de la economía uruguaya y su comportamiento antes *shocks* regionales, así como otros que estudian la vinculación entre el tipo de cambio real y el crecimiento económico. Dichos trabajos fueron divididos en dos grupos. En primer lugar se enumerarán los estudios de carácter internacional, los cuales, en su mayoría, analizan de forma bastante directa la vinculación entre las dos variables macroeconómicas relevantes para el presente trabajo. En una segunda instancia se expondrán los antecedentes nacionales, que investigan en su mayoría el impacto sobre el producto de la economía uruguaya ante *shocks* externos.

Antecedentes Internacionales

- **Edwards y Savastano (1999)**

Este documento estudia la relación existente entre los regímenes cambiarios y la performance económica en las economías emergentes, buscando observar hasta qué punto es aplicable la teoría de la paridad de poderes de compra en las mismas. Los estudios relevados en esta investigación arrojan evidencia, si bien débil, a favor de la existencia de una correlación negativa entre los diferenciales de productividad y el comportamiento del tipo de cambio real, el llamado efecto Balassa - Samuelson.

- **Rodrick (2008)**

Rodrick señala que muchos estudios *cross-country* han demostrado que es necesario evitar la sobrevaloración de la moneda para no deteriorar el crecimiento económico. Agrega que si bien la sobrevaloración daña el crecimiento, la subvaluación lo facilita, en particular cuando se refiere a economías en desarrollo. Proporciona también información acerca de que el canal operativo es el tamaño del sector transable.

- **Eichengreen (2008)**

Este documento busca analizar el tipo de cambio real y su relación con el crecimiento económico, en un estudio agregado de 28 industrias para 40 economías emergentes. El resultado del mismo muestra que una depreciación real promueve el crecimiento económico y que la volatilidad del tipo de cambio real tiene un impacto negativo significativo en el crecimiento. El estudio concluye que el tipo de cambio real es una variable que no debe ser tomada como sustituta de los fundamentos del crecimiento del producto, pero que es de gran ayuda para comenzar y mantener este proceso.

- **Akinbobola y Oyetayo (2010)**

Estos autores estudian el canal por el cual el tipo de cambio real opera sobre el crecimiento del PBI en Nigeria, adoptando el método de corrección de los errores. Se estudia si este canal opera por el lado de la oferta o la demanda agregada, planteando una regresión en donde el PBI se muestra explicado por el gasto del gobierno, la oferta de dinero, la inflación, el tipo de cambio y el desarrollo financiero. Este estudio concluye que el tipo de cambio real tiene un efecto positivo sobre el crecimiento económico luego de un considerable rezago. La apreciación del TCR podría promover el crecimiento siempre que se pueda asegurar una política cambiaria realista.

- **Bastourre, Casanova y Espora (2011)**

Los autores buscan analizar de forma crítica el estado en el que se encuentra la discusión teórica y la evidencia empírica internacional respecto a la relación entre crecimiento económico y tipo de cambio real, y el canal a través del cual la misma opera. La revisión bibliográfica apunta en el sentido de que los tipos de cambio competitivos tendrían un impacto positivo pero moderado sobre el crecimiento, requiriéndose de un importante desalineamiento para que los efectos sean apreciables. Asimismo, se midió el efecto de la volatilidad cambiaria, encontrándose evidencia preliminar de su impacto negativo sobre el crecimiento económico.

Antecedentes Nacionales

- **Favaro y Sapelli (1986)**

Estos autores analizaron las respuestas de la economía uruguaya ante los diferentes *shocks* a los que se encuentra expuesta. De la estimación de modelos VAR que comprenden variables tanto internas como externas y regionales surge que, para el período 1943-1984, la influencia que las variables externas y principalmente regionales tuvieron sobre la actividad económica uruguaya fue significativa.

- **Bergara, Dominioni y Licandro (1995)**

Este trabajo se trata de una adaptación del modelo de *booming sector* para el caso de la economía uruguaya. Los autores buscan adecuar la dicotomía del modelo de economía dependiente a nuestro país, adicionando un sector a su estudio; el regional. Los resultados obtenidos muestran que ante el impacto de un *shock* positivo de demanda regional, la oferta de estos bienes aumenta, la producción de bienes transables se reduce (desindustrialización) y la repercusión sobre los bienes no transables se vuelve indeterminada. Asimismo, los datos presentan evidencia a favor de la existencia de una reasignación de recursos productivos desde los sectores donde se registra una pérdida de rentabilidad hacia los que manifiestan un incremento de ésta.

- **Masoller (1998)**

En este documento se busca investigar el impacto que los *shocks* provenientes de Argentina y Brasil han tenido sobre dos variables macroeconómicas del Uruguay: el producto y los precios relativos (aproximados por los precios al consumidor medidos en términos de dólares). Se pretende cuantificar la importancia de los mismos y se estudian los canales de transmisión de esos *shocks*, así como el proceso de ajuste del producto y los precios relativos. De la estimación de modelos

cuasi-VAR surge que la inestabilidad regional fue la principal fuente de perturbaciones externas que enfrentó la economía uruguaya durante el período 1974-1997. Sin embargo, se encuentra que la influencia de las variables regionales no ha sido constante en todo el período de análisis. Se encuentra asimismo que un *boom* económico en los países vecinos produce una respuesta positiva y significativa de parte de la producción uruguaya, a la vez que causa inflación y conduce a una apreciación del tipo de cambio real.

- **Cuadrado y Queijo (2001)**

Con el objetivo de evaluar diferentes métodos cuantitativos para la predicción del PBI uruguayo, las autoras estimaron diferentes modelos. Se destaca particularmente el estudio de modelos VAR para la predicción del IVF trimestral de la economía uruguaya, durante el período 1983-2000. Encontraron que el modelo multivariante VAR que consideraba variables del entorno macroeconómico en el que se desempeña la economía uruguaya, fue el que arrojó el mejor desempeño predictivo. Entre las variables consideradas se incluyen, PBI de Brasil, PBI de Argentina y TCR bilateral con ambos países. Se arriba a la conclusión de que la consideración de variables del entorno macroeconómico tanto nacional como regional es significativa a la hora de obtener mejores resultados predictivos del PBI uruguayo.

- **Lanzilotta, Llambí y Mordecki (2003)**

En este trabajo se pretendió estimar el impacto de los *shocks* provenientes de Argentina y Brasil sobre el nivel de actividad uruguayo para el periodo 1980-2002. Empleando técnicas de cointegración y vectores autorregresivos con mecanismo de corrección de error (VECM), las autoras analizaron y cuantificaron las relaciones de largo plazo entre los PBI de Argentina, Brasil y Uruguay. Además, estudiaron los canales comerciales de bienes a través de los cuales dicha relación se hace efectiva. Obtuvieron como resultado la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las tres economías. Respecto a los canales comerciales concluyeron que las exportaciones uruguayas a sus dos países vecinos presentan una relación positiva con las importaciones totales de dichos países así como con el respectivo tipo de cambio real bilateral.

- **Voelker (2003)**

Voelker investigó el impacto de los *shocks* regionales de precios relativos y de nivel de actividad sobre el valor bruto de producción (VBP) de cada uno de los sectores de actividad de la economía uruguayo. De la utilización de modelos VAR, cuasi-VAR y VEC para el período 1983-2002, surge que los *shocks* provenientes de la región han afectado

significativamente el nivel de actividad de una gran cantidad de sectores; encontrando asimismo una respuesta en la producción sectorial que resulta del mismo signo que el *shock* recibido. Destaca el autor que aquellos *shocks* provenientes de Argentina son los que han influido en la mayor cantidad de sectores.

- **Fernandez, Ferreira, Garda, Lanzilotta, Mantero (2005)**

Este documento investiga en primer lugar si el tipo de cambio real puede ser considerado como un instrumento de política económica. En particular, se estudia la viabilidad y los posibles beneficios asociados a una política de “tipo de cambio competitivo”. Para esto se utiliza un modelo VEC de manera de testear el cumplimiento de la paridad de poderes de compra, lo cual se verifica para el período 1913-2004. De este modo se observa que el tipo de cambio real siempre retornará a su valor de equilibrio, por lo cual se descartan los posibles beneficios de las políticas de tipo de cambio competitivo en el largo plazo. Asimismo, se concluye que el tipo de cambio está determinado por los tipos de cambio bilaterales de Argentina y Brasil, si bien en un plazo menor. En segundo lugar, se busca investigar sobre los efectos que un tipo de cambio competitivo tiene sobre el crecimiento económico. Se concluye que la evidencia a favor de tipos de cambio sobrevaluados que impactan positivamente sobre el crecimiento económico no es demasiado abundante ni muy robusta.

- **Cobas y García (2008)**

Este estudio busca comprobar si el tipo de cambio real resulta significativo en el largo plazo en la determinación del nivel de producción de los sectores uruguayos. Asimismo las investigadoras complementan el análisis estudiando si las variaciones del TCR producen efectos intersectoriales en sentidos alineados o compensatorios. Los resultados muestran que la producción de bienes transables se encuentra determinada en el largo plazo por el tipo de cambio real general y la demanda tanto local como regional. Por su parte, encuentran que la producción total de bienes regionales depende no sólo del tipo de cambio real regional sino también del tipo de cambio real general y de la demanda local y regional. Asimismo hallan que el crecimiento del sector transable repercute positivamente en el total de la producción de bienes regionales, aunque únicamente en el corto plazo y al medirse en términos absolutos.

Síntesis

Del análisis de los documentos resumidos anteriormente, se destaca el consenso en cuanto a la escasa autonomía que evidencia la economía uruguaya en el largo plazo. Los antecedentes nacionales destacan la vulnerabilidad del PBI nacional frente a los *shocks* provenientes del exterior, en particular aquellos de carácter regional. Dicha vulnerabilidad se materializa a través de la actividad comercial, la cual figura como el principal canal de transmisión de los *shocks*.

En cuanto a la metodología, la técnica más empleada es la de vectores autorregresivos, con modelo de corrección de error. De hecho, esta metodología con variables explicativas múltiples es la que ofrece mejores resultados según el antecedente mencionado de Cuadrado y Queijo (2001).

MARCO METODOLOGICO

El presente trabajo de investigación intenta examinar la existencia de una relación de largo plazo entre el tipo de cambio real y el crecimiento económico, de forma de determinar si sus trayectorias temporales se encuentren alineadas en algún sentido. Para la consecución de este objetivo, nos apoyamos en herramientas econométricas mediante las cuales buscamos determinar las relaciones de cointegración que resultan significativas en nuestros modelos. A continuación presentaremos una síntesis de dicho herramental.

Series temporales

Una serie temporal es un conjunto de valores observados a lo largo del tiempo, ordenados cronológicamente. Éstas pueden ser categorizadas como estacionarias o no estacionarias. Se denomina serie estacionaria a aquella serie cuya media y varianza es constante, y cuya covarianza depende tan sólo del intervalo temporal considerado. Se dice que estas series poseen una memoria limitada”, ya que cualquier

shock que la misma sufra tendrá carácter transitorio. Por el contrario, una serie no estacionaria reflejará de forma permanente los efectos de un *shock* sobre la misma. La no estacionariedad de una serie puede ser causada por la existencia de una tendencia determinística, o bien por la existencia de una o más raíces unitarias.

El análisis de la estacionariedad de las series es la etapa previa del análisis de cointegración, el cual requiere del uso de series estacionarias.

Para convertir una serie en estacionaria, si la causa de la no estacionariedad constituye la existencia de una tendencia determinística, ésta deberá ser eliminada. Si por el contrario se trata de la existencia de una o múltiples raíces unitarias, se debería proceder a la diferenciación de la serie. Se dice que una serie es integrada de orden d , $I(d)$, si para obtener una serie estacionaria es necesario diferenciarla d veces primero.

Test de Raíz Unitaria

Para analizar la estacionariedad de una serie, se utiliza el denominado test de raíz unitaria, que nos permite identificar las tendencias determinísticas o estocásticas de la misma si la serie resulta no estacionaria.

Partimos del modelo $X_t = \rho X_{t-1} + u_t$, donde $-1 \leq \rho \leq 1$.

Si $\rho=1$, estaremos en el caso de existencia raíz unitaria. El test de Dickey-Fuller (DF) se basa en la siguiente regresión:

$$\Delta X_t = \delta X_{t-1} + u_t, \text{ donde } \delta = (\rho-1)$$

La hipótesis a testear es $H_0: X_t$ no es $I(0)$, contra $H_1: X_t$ es $I(0)$.

H_0 se rechaza si el estimador de δ es negativo y significativamente diferente de cero. El estadístico de esta prueba que se utiliza es el DF, el cual sigue valores de una distribución simulada para cada caso por Mackinnon.

Si $\delta = 0$, entonces $\Delta X_t = u_t$. De esta forma, las primeras diferencias serían estacionarias, pero no la serie original. Se procede a estimar la regresión y se hace un test sobre la significación del δ , donde $H_0: \delta = 0$.

Una característica del test DF es que su aplicación depende de que el residuo del modelo (u_t) sea ruido blanco. El test de Dickey Fuller Aumentado (ADF) logra una mayor generalidad dado que supone que el residuo sigue un proceso de tipo $AR(p)$, obteniendo así más información acerca de las variables (Wooldridge, 2003).

La prueba DF se estima en diferentes formas: paseo aleatorio, paseo aleatorio con tendencia y paseo aleatorio con tendencia y constante.

El número de rezagos p incluidos en la especificación debe ser tal que asegure que los residuos se comporten como ruido blanco. Para este fin se utilizan los criterios de información de Akaike y Schwarz, los cuales indican la conveniencia de escoger el modelo que minimice el estimador en cada caso.

Modelo de Vectores Autorregresivos (VAR)

En primer lugar se estructura un sistema compuesto por las variables que se utilizan en el análisis al cual se le impone una estructura recursiva en las relaciones, de forma de limitar la interacción contemporánea entre las variables (Sims, 1980). Se considera a todas las variables del modelo como endógenas, de manera de que el sistema de ecuaciones resultante esté compuesto por variables que dependen de su propio pasado, de los valores corrientes de las otras variables endógenas y de los valores pasados de éstas. Lo anterior no implica, sin embargo, que el modelo no pueda incluir además variables exógenas y componentes determinísticos como constantes, dummies estacionales o tendencias lineales.

Los coeficientes del VAR pueden ser estimados mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

En primer lugar, es sustancial verificar la estabilidad del sistema, confirmando que todas las raíces del polinomio autorregresivo caigan dentro del círculo unidad. Si esto no ocurre y el VAR no es estable, algunos resultados tales como la función de impulso respuesta no serán válidos.

En segundo lugar, es importante establecer la cantidad de rezagos apropiada. Así, para p rezagos cada una de las n ecuaciones contiene np coeficientes más el término de intersección. Si p es muy pequeño, el modelo está mal especificado y si es demasiado grande se desperdician grados de libertad.

Para chequear la cantidad de rezagos existen distintos criterios de decisión. En todos los casos se busca un equilibrio entre la maximización de la función de verosimilitud y la cantidad de parámetros estimados, entre los que se destacan el criterio de Akaike (AIC), Schwarz y Hannan-Quinn.

Se dice que un modelo VAR está bien especificado si sus residuos se comportan como ruido blanco, lo cual es testeado con pruebas de normalidad, homoscedasticidad y autocorrelación.

Cointegración

Cuando la trayectoria de dos o más variables no estacionarias se comportan de forma tal que una puede ser determinada como una combinación lineal de las trayectorias del resto, decimos que sus tendencias estocásticas están coordinadas, o bien que ambas variables están cointegradas (Greene, 2002).

Según Engle y Granger (1987), es posible afirmar que un número n de series del mismo orden de integración, d , se encuentran cointegradas si existe una relación lineal entre ellas que sea integrada de orden $d-b$, menor que d . Las series, entonces, serían cointegradas de orden (b, d) .

Test de Cointegración

El procedimiento para testear la cointegración planteado por Johansen (1988), se desarrolla en una única etapa y permite trabajar con modelos que contienen múltiples relaciones de cointegración, a diferencia del de Engle y Granger (1987). Adicionalmente, prevé la ejecución de tests de significación de los coeficientes obtenidos.

Partiendo de restar Y_{t-1} en ambos miembros de la ecuación de la forma reducida del VAR(p) y reordenando se obtiene:

$$\Delta y_t = \pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \tau_i y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t$$

siendo:

$$\pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \qquad \tau_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$$

Si todas las variables endógenas son I(1), las diferencias serán estacionarias, y para que sea posible estimar esta ecuación por MCO, el término πy_{t-1} debería ser estacionario. Eso dependerá del rango de la matriz π , la cual se define como $\pi = \alpha\beta'$.

Si π tiene rango reducido r ($r < k$) existen $(k-r)$ raíces unitarias y r relaciones de cointegración. El test de Johansen intenta estimar la matriz π , calculando su rango y realizando su partición en las matrices α y β para obtener los coeficientes de corto y largo plazo que participan en la ecuación.

Johansen propone dos test diferentes de ratios de verosimilitudes para conocer el número de relaciones de cointegración del sistema, r . Estos son el estadístico traza, que plantea la H_0 de que existen hasta r relaciones de cointegración, y H_1 de que existen más de r . El otro

estadístico, el autovalor, busca testear la H_0 de que existen r relaciones de cointegración contra H_1 de que existen $r+1$.

Por último, el test de Johansen permite analizar la significación de los coeficientes mediante contrastes de exclusión y de exogeneidad, lo cual será desarrollado más adelante.

Modelo de Vectores de Corrección del Error (VECM)

El VECM es una versión restringida del modelo autorregresivo (VAR) para series que ya se ha demostrado que están cointegradas. Este tipo de modelo permite separar los componentes de la relación de largo plazo a la que se convergerá, de los que determinan la dinámica de ajuste en el corto plazo.

Cuando ciertas variables se encuentran cointegradas entre sí, sus trayectorias se verán afectadas por aquellas desviaciones del equilibrio de largo plazo.

Este modelo cuantifica las dinámicas de corto y largo plazo de las variables del sistema.

El modelo VEC tiene la siguiente forma general (Hamilton, 1994):

$$\Delta x_t = \pi_0 + \pi_1 x_{t-1} + \pi_2 \Delta x_{t-1} + \pi_3 \Delta x_{t-2} + \dots + \pi_p \Delta x_{t-p} + \varepsilon_t$$

donde:

x_t = vector de variables endógenas $I(1)$ de $(k \times 1)$

π_0 = vector de constantes de $(k \times 1)$

π_i = matriz de coeficientes de $(k \times k)$

π = matriz no nula de $(k \times k)$

ε_t = vector de perturbaciones de $(k \times 1)$.

La matriz π puede descomponerse en $\pi = \alpha\beta'$ donde α y β son dos matrices $(p \times r)$ de rango r . Así, esta ecuación permite distinguir entre las dinámicas del corto y el largo plazo. Los coeficientes β representan los regresores de la ecuación de equilibrio del largo plazo y las columnas están formadas por los r vectores de cointegración. Los parámetros α , por su parte, representan la velocidad de ajuste hacia el equilibrio en el corto plazo. De existir valores nulos en este parámetro, ello implica que la variable correspondiente no contribuye para el ajuste del sistema.

Contrastes de Exclusión y de Exogeneidad

Los test de exclusión estudian la significación de los coeficientes de la matriz β . Su objetivo es determinar si una variable no se encuentra presente en el comportamiento de largo plazo del sistema.

Para estudiar la exogeneidad débil, se realizará un testeo de los α de la matriz de cointegración. Una variable será de estas características si su comportamiento no se ve afectado por las desviaciones de las relaciones de largo plazo.

Función Impulso respuesta

Las funciones de impulso respuesta nos permiten simular *shocks* sobre el modelo, de manera de analizar cómo reaccionan las variables incluidas en períodos posteriores. En el análisis de las funciones impulso respuesta, puede observarse la respuesta inicial a los *shocks* de dichas variables, pero también se observa el ajuste posterior de las mismas, y la cantidad de períodos que les lleva alcanzar la estabilidad.

Un vector autorregresivo puede también expresarse como la sumatoria ponderada de los shocks pasados de todas las variables.

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi^i \varepsilon_{t-i}$$

Los ϕ_{ij} son los multiplicadores de impacto que reflejan la importancia de los shocks registrados i períodos antes en el valor de las variables actuales. $\phi_{ij}(0)$ son las respuestas instantáneas del modelo; $\phi_{ij}(1)$ son las respuestas del modelo un período luego del impacto. El conjunto de coeficientes ϕ es llamado funciones de impulso respuesta.

ANÁLISIS EMPÍRICO

En la presente sección se realizará una síntesis de los principales resultados obtenidos en esta investigación.

En una primera instancia se presentarán y comentarán las series utilizadas, junto con una representación gráfica de las mismas que permitirá obtener algunas nociones a priori de la influencia de las variables en el sistema. Posteriormente, se expondrá el desarrollo de la investigación.

Modelo con Tipo de Cambio Real Global

Construcción de las Variables Utilizadas

En esta sección presentaremos las principales variables a ser utilizadas en nuestro modelo de estudio. Se decidió trabajar dichas variables en su transformación logarítmica, lo que nos permite disminuir la varianza de las series mejorando las propiedades de los estimadores.

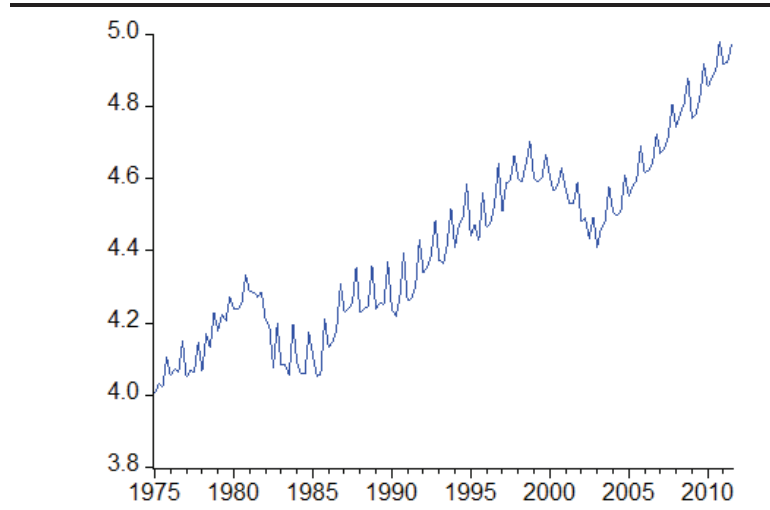
El propósito consiste en examinar la relación existente entre el TCR y el producto de la economía uruguaya. El período de estudio consta de 84 observaciones, extendiéndose entre el primer trimestre de 1990 y el último de 2010. La elección de este segmento temporal, al excluir las distorsiones que sufrió el tipo de cambio real en la década de los 80, facilita el análisis econométrico. Asimismo, este lapso imprime actualidad al estudio al incorporar los efectos de las políticas cambiarias más recientes.

Se consideran las variables presentadas a continuación para la construcción del modelo.

- **PBI Uruguay**

El producto de la economía uruguaya es estimado trimestralmente por el Banco Central del Uruguay. La serie utilizada es a precios constantes con base en el año 2005 y cubre el período 1975 al tercer trimestre de 2011.

GRÁFICO 5.1 – LOGARITMO DEL PBI DE URUGUAY



Fuente: BCU

Mediante el análisis gráfico se observa que la serie de PBI uruguayo es visiblemente no estacionaria, ya que muestra un comportamiento fluctuante que presenta una clara tendencia creciente, si bien con altibajos. Notamos un crecimiento tendencial en la década de los 90, que comienza a descender de forma importante en el último año de la misma debido al contagio regional que llega a su pico en el año 2002 con la crisis financiera. A partir del año 2003 el PBI comienza a repuntar

aceleradamente para dar comienzo a la década de mayor crecimiento sostenido del país.

- **Tipo de Cambio Real Global**

Esta variable, clave en nuestra investigación, admite diferentes definiciones. La teoría de la Paridad de Poderes de Compra (PPC) explica las variaciones del tipo de cambio entre las monedas de dos países en función de las variaciones de los niveles de precios de ambos (Balassa, 1964). De esta forma, el TCR se define como: $TCR = EP^*/P$, donde E es el tipo de cambio nominal medido en unidades de moneda doméstica por unidad de moneda extranjera, P^* es el nivel general de precios externos y P representa los precios de la economía doméstica.

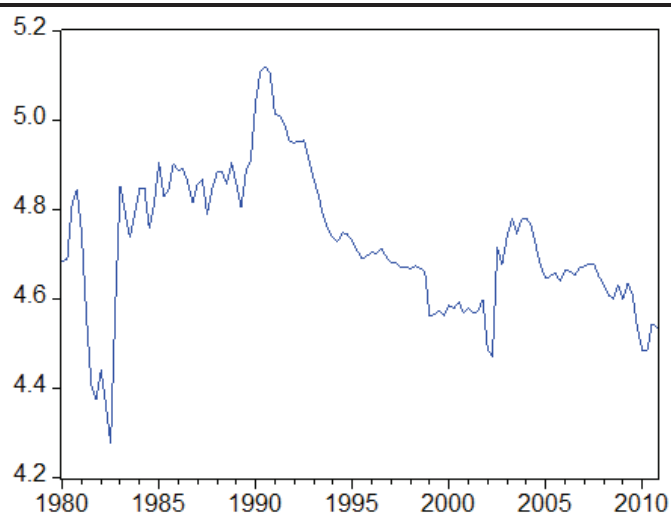
El segundo grupo de definiciones del TCR relaciona los precios internos de los distintos tipos de bienes de la economía doméstica. El nivel de desagregación y los tipos de bienes considerados dependen del marco teórico de referencia, distinguiéndose en particular las definiciones a partir de dos y de tres bienes. La desagregación básica consiste en distinguir entre bienes transables internacionalmente y bienes no transables. La relevancia de esta distinción radica en la diferencia existente en el mecanismo de formación del precio de cada bien.

Los bienes transables están sujetos a comercio internacional, por lo que el arbitraje determina que su precio interno tienda a igualarse con el

precio internacional, tal como lo sugiere la Ley de un Solo Precio (LOP). Esto no ocurre en el mercado de los bienes no transables, donde el precio debe ajustarse para corregir los desequilibrios entre la oferta y demanda doméstica. En este contexto, se define el TCR interno de la siguiente manera, $TCR_{int}=P_T/P_N$, en donde P_T es el precio interno de los bienes transables y P_N es el precio de los bienes no transables.

La variable tipo de cambio real global (*tcr*) surge de una serie proporcionada por el Instituto de Economía (IECON), y abarca el período 1980 al tercer trimestre de 2011, con base 1998-1999=100. Dicha serie comprende como socios comerciales los países de Argentina, Brasil, Estados Unidos, Reino Unido, Francia, Italia, Alemania, Países Bajos y Japón. Ésta fue trimestralizada y tomada a precios constantes de 2005 por razones de claridad metodológica.

GRÁFICO 5.2 – LOGARITMO DEL TIPO DE CAMBIO REAL



Fuente: lecon

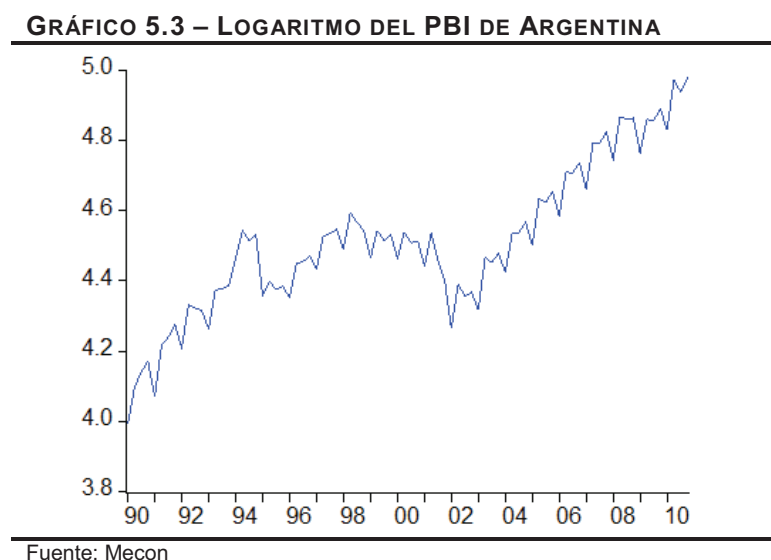
Mediante la representación gráfica del tipo de cambio real global, es posible observar que nuestro país evidenció importantes vaivenes del mismo. Durante el plan implementado de tipo de ancla cambiaria en los años 90, se asiste a una importante apreciación real. Sin embargo, a partir del año 2002 la tendencia se revierte y se asiste, en un contexto de crisis regional, a una depreciación del tipo de cambio real a medida que la variable se va ajustando al actual sistema de flotación sucia.

La literatura nacional existente proporciona evidencia tanto teórica como empírica de la importancia de la vinculación del Uruguay con sus mayores socios comerciales, Argentina y Brasil. Esta evidencia apunta a que el crecimiento económico de los países vecinos afecta de forma significativa nuestro nivel de actividad. Por ejemplo, Lanzilotta, Llambí y Mordecki (2003) encuentran que la tasa de crecimiento del PBI uruguayo en el largo plazo se determina por la semisuma de las tasas de crecimiento de las economías vecinas, Argentina y Brasil. Asimismo, Cuadrado y Queijo (2001) concluyen en su investigación que la consideración de variables del entorno macroeconómico tanto regional como nacional es significativa a la hora de obtener mejores resultados predictivos del PBI Uruguayo.

Atendiendo a los resultados que arrojan diferentes investigaciones al respecto, consideramos oportuna la incorporación al modelo de las variables PBI Argentina y PBI Brasil.

- **PBI Argentina**

Esta serie fue proporcionada por el Ministerio de Economía de la República Argentina (MECON), cuyo período abarca desde 1990 a 2010. Al igual que con el PBI del Uruguay y el de Brasil, se optó por trabajar con la serie trimestralizada a precios constantes del año 2005.



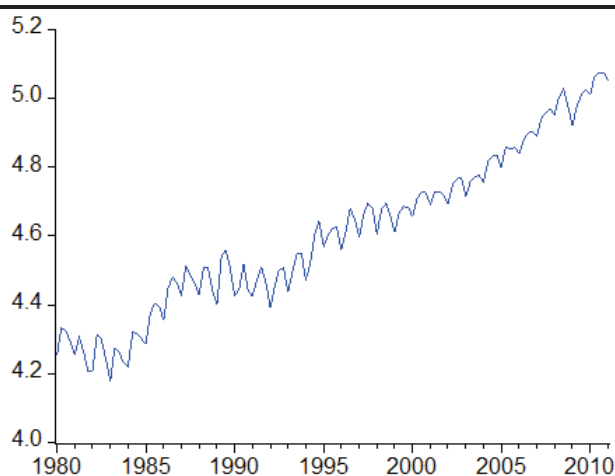
En la anterior representación gráfica pueden apreciarse las altas tasas de crecimiento desde 1991 a 1994, crecimiento que se dio bajo el contexto de la Ley de Convertibilidad (paridad del peso argentino con el dólar estadounidense) implementada por el entonces ministro Domingo Cavallo. En 1995, el famoso “efecto tequila” repercutió sobre la economía argentina haciendo descender fuertemente sus tasas de crecimiento. A excepción de los años afectados por la crisis mexicana, podemos decir

que dicha economía creció de manera fuerte y sostenida durante la década de los 90. A partir de 1998, sin embargo, con el fracaso de los planes de estabilización de estos años se comienza a gestar una recesión, que estalló hacia fines de 2001. A mediados de 2002 se comienzan a vislumbrar signos de reactivación económica y desde 2003 a la actualidad el país registró una fuerte fase de crecimiento económico.

- **PBI Brasil**

Esta serie, que abarca el período 1980 – 2011, fue extraída del Instituto Brasileiro de Geografía y Estadística (IBGE). A la misma, con base en 1995, se le realizó un cambio de base al 2005=100 por claridad metodológica.

GRÁFICO 5.4 – LOGARITMO DEL PBI DE BRASIL



Fuente: IBGE

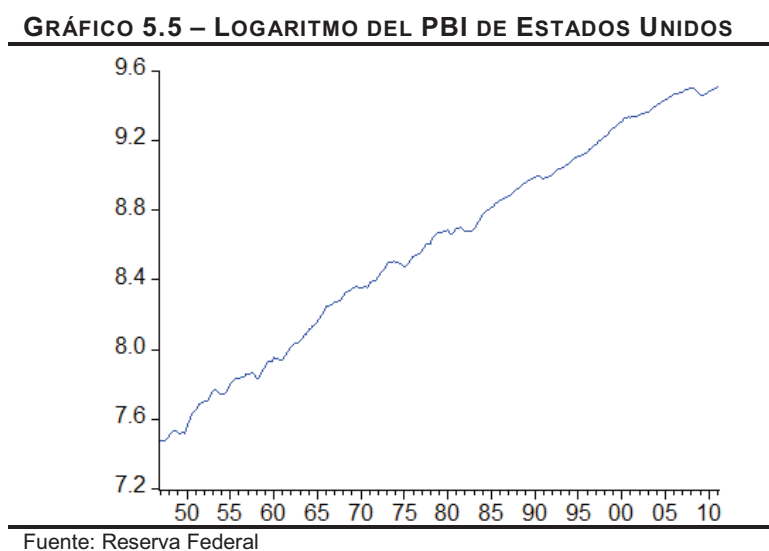
Dando cuenta de su calidad de claro liderazgo en América Latina, el gráfico del PBI de Brasil muestra una tendencia bastante más estable que los gráficos antes analizados. A mediados de la década de los 90 se implementa en Brasil el Plan Real, plan de estabilización llevado a cabo bajo el gobierno de Itamar Franco con el objetivo de combatir la hiperinflación, el cual tuvo efectos muy significativos sobre la actividad económica. En enero de 1999 tuvo lugar la devaluación del Real con la quiebra de dicho Plan. A partir de su devaluación, Brasil retoma su senda de crecimiento.

Más de allá de la inclusión de la actividad de los países vecinos, creímos conveniente la incorporación a nuestro modelo de una variable representativa del PBI extrarregional, de modo de reflejar más certeramente nuestra condición de economía pequeña, abierta y dependiente. Si bien históricamente ha existido una concentración de bienes y destinos de nuestras exportaciones hacia la región, las mismas hoy en día dependen menos de nuestros países vecinos que hace varios años. Según datos del Instituto de Economía, en el año 1998 más de la mitad de las exportaciones de bienes se dirigían hacia el Mercosur, mientras que hoy en día es al resto del mundo hacia donde se dirige la mayor parte de nuestro comercio. De manera de reflejar este cambio en nuestro modelo, creímos pertinente incorporar en él una variable que recogiera la evolución del desempeño económico internacional.

Para esto, optamos por tomar el PBI de Estados Unidos como proxy del PBI extrarregional.

- **PBI de Estados Unidos**

La serie del PBI de Estados Unidos fue obtenida de la Reserva Federal, encontrándose trimestralizada a precios fijos del año 2005 y cubriendo el período 1947 – 2011.



Históricamente, el PBI de Estados Unidos ha mantenido una tendencia de crecimiento constante a lo largo del tiempo, que fue interrumpida luego de 2007 por la crisis financiera internacional de la cual le sigue costando recuperarse.

Construcción del Modelo

En línea con lo observado en los gráficos anteriores, parecería que las series utilizadas no fluctúan en torno a un valor medio; no serían estacionarias.

Asimismo, las respectivas funciones de autocorrelación (FAC) mostraron comportamientos típicos de funciones no estacionarias, con decrecimientos lentos a lo largo de los sucesivos rezagos. Por su parte, las funciones de autocorrelación parcial (FACP) presentaron un fuerte impulso para el primer rezago, reforzando la hipótesis de existencia de raíces unitarias.

Procedemos entonces a realizar los test de raíz unitaria de las series, utilizando el contraste ADF. En todos los casos la selección de rezagos se realizó en base al criterio de Akaike, empleando la opción automática.

El test ADF sobre las series *pbiarg*, *pbiuru* y *pbibra* en niveles no permitió rechazar la existencia de raíces unitarias en ninguna de las especificaciones del modelo. En primeras diferencias y sin componentes determinísticos, el PBI de Argentina permitió rechazar la existencia de raíz unitaria al 95%, no así al 99% de confianza. Lo mismo ocurrió con las primeras diferencias del PBI de Brasil, para el cual se rechaza la

existencia de raíz unitaria en la especificación con constante, al 95% pero no al 99%. Para la serie *pbiuru*, también se rechaza la hipótesis nula al 95% y no así al 99% trabajando en primeras diferencias y sin componentes determinísticos. La aplicación del mencionado test sobre la serie *tcr* en niveles no permite rechazar la hipótesis nula al 95% en ninguno de los casos. El análisis en primera diferencia muestra que ésta sí se rechaza en todas las especificaciones, tanto al 95 como al 99%, comprobándose la existencia de una raíz unitaria. La serie *pbiusa*, por su parte, no permite rechazar la existencia de raíz unitaria bajo ninguna especificación, al trabajarse en niveles al 95% y 99%. Sí se rechaza, en cualquiera de los casos, cuando la trabajamos en primera diferencia al 95% y 99%.

CUADRO 5.1 – TEST DE RAÍZ UNITARIA. DICKEY-FULLER AUMENTADO (ADF).

H_0 = EXISTENCIA DE RAÍZ UNITARIA.

	Valor del estadístico en niveles	Rech. Ho al 95%	Valor del estadístico en primera diferencia	Rech. Ho al 95%	Rech. Ho al 99%	Valor del estadístico en segunda diferencia	Rech. Ho al 95%
<i>pbiuru</i>	-2,92572 (12 lags con cte y tend.)	No	-2,13996 (11 lags sin cte ni tend.)	Sí	No	-5,423124 (10 lags sin cte ni tend.)	Sí
<i>pbiarg</i>	1,302879 (8 lags sin cte ni tend.)	No	-2,18364 (7 lags sin cte ni tend.)	Sí	No	-7,247509 (6 lags sin cte ni tend.)	Sí
<i>pbibra</i>	3,424486 (9 lags sin cte ni tend.)	No	-3,536118 (8 lags con cte)	Sí	No	-5,295581 (8 lags sin cte ni tend.)	Sí
<i>pbiusa</i>	-1,960636 (3 lags con cte)	No	-4,168619 (2 lags con cte.)	Sí	Sí		
<i>tcr</i>	-2,062793 (0 lags con cte)	No	-9,160072 (0 lags con sin cte ni tend.)	Sí	Sí		

Fuente: Elaboración propia

Del análisis anterior concluimos que todas las series resultan integradas de orden uno, a un nivel de significación del 5%. En todos los casos las variables presentadas evidenciaron raíces unitarias, por lo cual para el estudio de las relaciones entre éstas hemos empleado un modelo de vectores autorregresivos.

Análisis de las Relaciones de Equilibrio de Largo Plazo

Test de Johansen

La existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables fue probada a través de la metodología de Johansen (1992). Se busca, mediante la misma, investigar la existencia de relaciones de cointegración entre las variables, para lo que definimos el vector de variables endógenas y_t como sigue:

$$y_t = (pbiuru, pbiarg, pbibra, tcr, pbiusa)$$

Se estimó así un modelo con dichas variables, siendo tres la cantidad de rezagos óptima según el criterio Akaike. En este modelo, las variables

pbibra y *pbiusa*, resultaron no significativas. Se procedió por lo tanto a quitar dichas variables una por una, y a volver a estimar sin ellas. En el nuevo modelo, las variables *pbiarg* y *tcr* resultaron significativas en la explicación del producto nacional. La cantidad de rezagos óptima según el criterio Akaike resultó ser 3.

Las series económicas de periodicidad intranual por lo general presentan efectos de carácter estacional, consecuencia de la presencia de elementos determinísticos. Para captar este tipo de comportamiento, fueron incluidas las variables estacionales *seas1*, *seas2* y *seas3*.

Asimismo, como el examen gráfico de los residuos del modelo (ver Anexo A) arrojó la existencia de ciertos valores atípicos, se hizo necesario incorporar al mismo otras variables de tipo dummy capaces de corregir dichas anomalías. De esta forma se pretende cumplir con la condición deseable de residuos bien comportados, condición necesaria para realizar el test de Johansen.

En base a las particularidades de cada anomalía, fueron construidas funciones de tipo impulso, escalón o cambio transitorio, detallándose a continuación sólo aquellas que resultaron significativas.

Se introdujo un impulso en el primer trimestre de 1994, que puede ligarse al *boom* sobre la actividad económica aparejado al Plan de Convertibilidad de 1991, así como a las privatizaciones masivas llevadas

a cabo en este país (i94q1). Asimismo, se incorporó un impulso en el primer trimestre de 1995 (i95q1) que resultó significativo tanto para *pbiarg* como para *pbiuru*, el cual probablemente se encuentre asociado a los efectos de la crisis mexicana sobre la región, el conocido “efecto tequila”. Por último, consideramos la inclusión de dos impulsos en el año 2002. El primero, ubicado en el primer trimestre de dicho año, se asocia a la devaluación de Argentina durante la gran crisis experimentada entonces. El segundo, incluido en el tercer trimestre del mismo año, se corresponde con la devaluación de Uruguay.

Luego de añadidas estas variables ficticias al modelo, se llevó a cabo el test antes mencionado en la especificación lineal con constante y sin tendencia. Esta decisión está basada en el hecho de que las condiciones de equilibrio de largo plazo por lo general no poseen tendencia, de acuerdo a la teoría económica.

CUADRO 5.2 - TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

Vectores de Cointegración	Variables			Test de Rango		Rank de Rango		
	pbiuru	pbiarg	tcr	Valor Propio	Estadístico Traza	Valor Propio	Estadístico de Máximo Valor Propio	
(H0: r=0)	1	1	1,035342	0,405932	0,351983	48,28499*	0,351983	34,70706*
(H0: r<1)	2	2,16729	1	1,507761	0,154345	13,57793	0,154345	13,41147
(H0: r<2)	3	-6,04396	2,20986	1	0,002079	0,166458	0,002079	0,166458

* Denota el rechazo de la hipótesis de no cointegración al 5%.

Fuente: Eviews

La estimación muestra la existencia de un vector de cointegración para el presente modelo, independientemente del criterio utilizado, traza o máximo valor propio.

Se estudia posteriormente la estabilidad de dicha relación de cointegración frente a las variaciones en los rezagos, observándose que la misma se muestra estable para los rezagos 1, 2 y 3, no así para el cuarto y quinto rezago.

CUADRO 5.3 - TEST DE ESTABILIDAD DE LA RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN ANTE DISTINTOS REZAGOS

Número de lags	Relaciones de Cointegración	
	Traza	Máx. Valor Propio
1	1	2
2	1	2
3	1	1
4	0	0
5	0	0

Fuente: Eviews

VECM

Por tratarse de un conjunto de series cointegradas, el sistema admite su expresión mediante un modelo de corrección del error. Esta técnica permite separar las dinámicas de corto y largo plazo que intervienen en el proceso de ajuste hacia el equilibrio. Dicho ajuste se observa en los

coeficientes α y β de la matriz π . De acuerdo a los resultados anteriormente presentados del test de Johansen, se estimó un VECM imponiendo una relación de cointegración (ver Anexo A)

Contrastes de exclusión y exogeneidad

Se realizaron los contrastes de exclusión sobre los coeficientes de la matriz β , para determinar si alguna de las variables no está presente en la relación de largo plazo. Asimismo se contrastó la significación de los coeficientes α de corto plazo, de manera de testear la exogeneidad débil de las variables correspondientes.

En cuanto a la matriz β , no se pudo rechazar la hipótesis nula de no significación de los coeficientes en todos los casos, lo que implica que todas las variables del modelo influyen en la relación de largo plazo que determina la trayectoria del PBI uruguayo.

Por otro lado, los test de exogeneidad débil indican que tanto el PBI de Argentina como el TCR global no se ajustan endógenamente dentro de la relación de equilibrio del PBI uruguayo. Estos resultados se muestran razonables, ya que para el caso de economías pequeñas como la uruguaya, el tipo de cambio real así como el PBI de Argentina, son variables que deberían determinarse en forma exógena.

Relación de equilibrio de largo plazo

La relación de largo plazo resultante puede representarse través de la siguiente ecuación:

$$pbiuru_t = -1,116743 + 0,972082pbiarg_t + 0,276601tcr_t$$

Su interpretación, por ser uno de los principales resultados de nuestra investigación, se llevará a cabo en el siguiente capítulo.

Diagnóstico de los Residuos del VECM

En esta instancia se realiza un análisis detallado sobre los residuos del modelo.

Primeramente se estudiaron los correlogramas, de manera de observar si existe autocorrelación entre los residuos. Éstos parecerían indicar el no rechazo de la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación, ya que menos del 5% de las barras caen fuera de los intervalos de confianza.

Consecutivamente, se realizó el test de autocorrelación LM sobre los residuos. Según este criterio, no fue posible rechazar H_0 al 5% de significación, concluyéndose que no existe autocorrelación en los doce rezagos, excepto en el primer caso, para el cual no habría problemas trabajando al 10% de significación (ver Anexo A).

A continuación, se procedió a realizar el test de normalidad de los residuos. El estadístico Jarque Bera es una prueba asintótica de normalidad. Este test analiza la relación entre el coeficiente de asimetría y la curtosis de los residuos de la ecuación estimada, y los correspondientes de una distribución normal. Si éstos son suficientemente diferentes se rechazará la hipótesis nula de normalidad. Fue utilizada para la consecución del mencionado test, la ortogonalización propuesta por Urzúa (Urzúa, 2007). Como puede comprobarse en el Anexo A, no fue posible rechazar la hipótesis nula de normalidad de los residuos.

Otro supuesto deseable para el modelo es que los residuos tengan la misma varianza. Si este supuesto se satisface, entonces se dice que las perturbaciones son homoscedásticas. Se desprendió así del test de Heteroscedasticidad de White que es posible rechazar la hipótesis nula de homoscedasticidad de los errores.

La Heteroscedasticidad que presenta nuestro modelo podría deberse quizás a algún problema de especificación, por lo cual más adelante se intentará resolverlo mediante la estimación de un nuevo modelo.

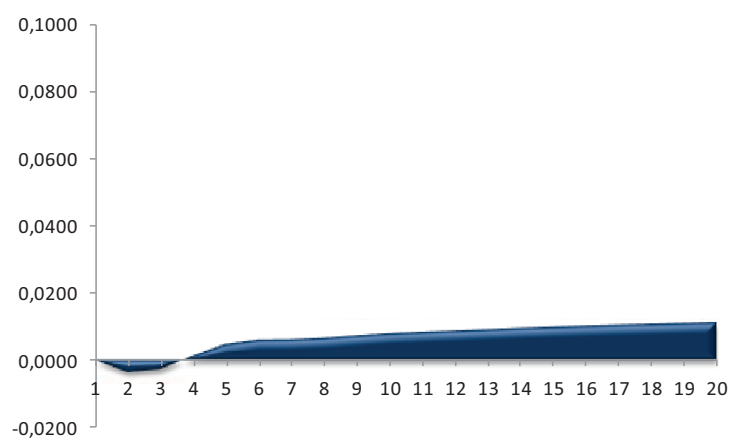
Función Impulso Respuesta

Las funciones de impulso respuesta permiten simular *shocks* en el modelo con la intención de analizar en profundidad las reacciones de las variables durante los períodos posteriores, de forma de enriquecer los resultados obtenidos mediante el modelo VEC.

En este tipo de análisis, no sólo interesa la respuesta inicial al *shock*, sino también el ajuste posterior y la cantidad de períodos que le lleva a la variable alcanzar la estabilidad, esto es, el momento en que se absorbe por completo el impacto.

A partir del modelo estimado, se simuló entonces un *shock* sobre nuestra principal variable de interés (*tcr*), y se estimó la respuesta del PBI uruguayo ante el mismo. La magnitud del impulso correspondió a un desvío estándar para la variable tipo de cambio real global.

GRÁFICO 5.6 – FUNCIÓN IMPULSO RESPUESTA



Fuente: lecon

Del gráfico anterior se desprende que la respuesta del PBI uruguayo ante un *shock* de esa magnitud sobre la variable *tcr* resulta nula en el primer trimestre. Los efectos del mismo comienzan a reflejarse en el segundo trimestre, para estabilizarse en un nivel cercano a un 1% superior al nivel preexistente luego de una década. Sin embargo, es preciso notar que durante los dos primeros trimestres el PBI uruguayo reacciona con signo opuesto ante un *shock* en el tipo de cambio real, mostrando un decrecimiento de 0,3%.

Modelo con desglose del Tipo de Cambio Real

Con el fin de enriquecer el análisis anterior, creímos pertinente complementarlo con un modelo en el cual se diferencien los componentes externo y regional de la variable tipo de cambio real. De esta manera, en lugar de la variable **tcr**, fueron incluidas en el presente modelo la nuevas variables **tcr7**, la cual no incluye ni a Argentina ni a Brasil en su construcción, así como **tcrbra** y **tcrarg**, que reflejan los tipos de cambio reales bilaterales con los países vecinos.

Construcción de las variables utilizadas

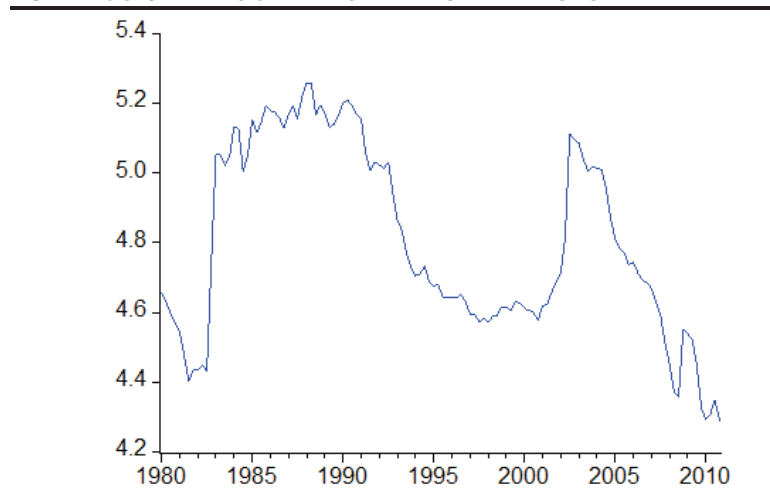
Al igual que en el modelo anterior, fueron consideradas las transformaciones logarítmicas de las variables. El período de estudio pretendió ser el mismo, pero debieron extraerse del análisis los dos primeros años debido a problemas con el comportamiento de los residuos, los que se explicarán más adelante.

Las series **pbiuru**, **pbibra**, **pbiarg** y **pbiusa** incluidas en el presente modelo son las ya presentadas, por lo cual no volveremos a analizarlas.

- **Tipo de Cambio Real 7 países**

Esta variable fue proporcionada por el IECON y abarca desde enero de 1980 hasta setiembre de 2011. Su base es 1998-1999=100 y comprende los países Estados Unidos, Reino Unido, Francia, Italia, Alemania, Países Bajos y Japón.

GRÁFICO 5.7 – LOGARITMO DEL TCR 7 PAÍSES



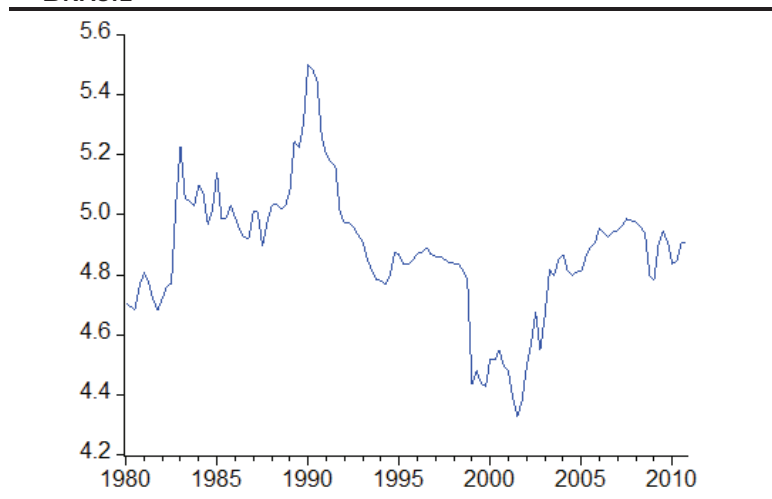
Fuente: lecon

Analizando la gráfica, nuevamente se observan importantes vaivenes en el tipo de cambio real. Si comparamos con la serie *tcr* utilizada en el modelo anterior, advertimos que si bien ambas variables muestran una tendencia muy similar, los últimos años de apreciación del tipo de cambio real se ven con mayor acentuación en la serie *tcr7*. Esto podría ser consecuencia de que esta última serie no incluye ni a Argentina ni a Brasil en su construcción, focalizándose en su mayor parte en el comercio de *commodities*, donde se evidenció el reciente *boom*.

- **Tipo de Cambio Real Bilateral con Brasil**

La presente serie, también proporcionada por el Instituto de Economía, comprende el período enero de 1980 a septiembre de 2011, y su base se encuentra en el año 2005.

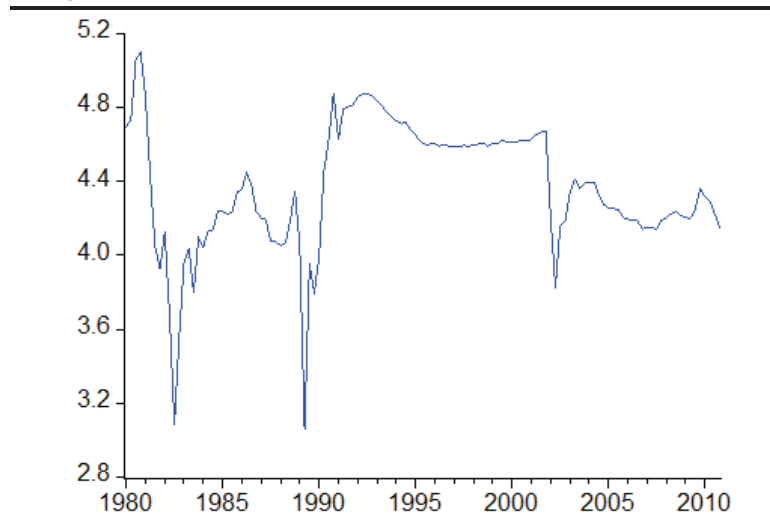
GRÁFICO 5.8 – LOGARITMO DEL TCR BILATERAL CON BRASIL



Fuente: Iecon

- **Tipo de Cambio Real Bilateral con Argentina**

Esta serie cubre el período 1980 a setiembre 2011, con base en el 2005. Fue proporcionada por el IECON, y se encuentra asimismo ajustada por un indicador alternativo para la inflación de Argentina a partir del año 2007.

GRÁFICO 5.9 – LOGARITMO DEL TCR BILATERAL CON ARGENTINA

Fuente: Eviews

Construcción del Modelo

Las funciones de autocorrelación de las nuevas variables incluidas muestran decrecimientos lentos durante los sucesivos rezagos. En cuanto a las FACP, todas las series mostraron un fuerte impulso en el primer rezago, comportamiento típico de series integradas de orden uno.

Se procede a realizar los test de raíz unitaria de las nuevas series, utilizando el contraste ADF. En todos los casos la selección de rezagos se realizó en base al criterio de Akaike, empleando la opción automática.

CUADRO 5.4 – TEST DE RAÍZ UNITARIA. DICKEY-FULLER AUMENTADO (ADF).

H0 = EXISTENCIA DE RAÍZ UNITARIA.

	Valor del estadístico en niveles	Rech. Ho al 95%	Valor del estadístico en primera diferencia	Rech. Ho al 95%	Rech. Ho al 99%
<i>tcrarg</i>	-1,337823 (6 lags con sin cte ni tend.)	No	-4,583905 (3 lags sin cte ni tend.)	Sí	Sí
<i>tcrbra</i>	-1,106028 (0 lags sin cte ni tend.)	No	-7,766274 (0 lags sin cte ni tend.)	Sí	Sí
<i>tcr7</i>	-1,782746 (1 lag sin cte ni tend.)	No	-6,409603 (0 lags sin cte ni tend.)	Sí	Sí

Fuente: Elaboración propia

Efectivamente, las tres series de tipo de cambio incorporadas a este nuevo modelo resultaron I(1).

Se procede a continuación a la construcción de un modelo con las variables originalmente consideradas, ***pbiuru***, ***pbiarg***, ***pbibra***, ***pbiusa***, y las nuevas variables de tipo de cambio real, ***tcr7***, ***tcrbra*** y ***tcrarg***.

Análisis de las Relaciones de Equilibrio de Largo Plazo

Test de Johansen

Se procede ahora a investigar la existencia de relaciones de cointegración entre las variables, siguiendo la metodología propuesta por Soren Johansen (1992). La especificación utilizada para la realización de este test es la de un modelo con constante y sin tendencia, lo cual se fundamenta, como dijimos anteriormente, en la teoría económica. Asimismo, fueron incluidas para la estimación un conjunto de variables ficticias con el propósito de corregir anomalías particulares, así como *dummies* estacionales. Las *dummies* que resultaron significativas fueron las siguientes: i94q1, i95q1, i99q1, i02q1, i02q2, i08q4. De las mismas, i94q1, i95q1 e i02q1 fueron incluidas en el modelo anterior, por lo cual no se hace necesario un mayor análisis. La dummy i99q1 podría estar asociada a la devaluación del real experimentada a comienzos de 1999, debido al quiebre del plan que lleva su nombre. Por su parte, la dummy i08q4 podría estar reflejando los efectos de la caída que sufrió el dólar debido a la gran crisis de los Estados Unidos. Sin embargo, aún incorporando estas *dummies*, se evidencian variaciones muy grandes durante los primeros trimestres de las series, en especial en cuanto a la

serie *tcrarg*. Por este motivo, se consideró necesario excluir del análisis los datos provenientes de los primeros ocho trimestres.

Definimos el vector de variables endógenas como:

$$y_t = (pbiuru, pbiarg, pbibra, pbiusa, tcr7, tcrarg, tcrbra)$$

Se observa mediante los test de exclusión que en este modelo las variables *pbiusa* y *pbibra* resultaron no significativas, tal como ocurrió en el modelo anterior, por lo que no forman parte de la relación de equilibrio de largo plazo. Se procedió por tanto a extraerlas una a una, volviendo a estimar. En esta nueva modelización del producto nacional, resultaron significativas las variables *pbiarg*, *tcr7*, *tcrarg* y *tcrbra*.

La estimación muestra la existencia de un sólo vector de cointegración para el presente modelo, independientemente del criterio utilizado, y cuyos resultados se resumen en el siguiente cuadro.

CUADRO 5.5 - TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

Vectores de Cointegración		Variables					Test de Rango		Rank de Rango	
		pbiuru	pbiarg	tcr7	tcrbra	tcrarg	Valor Propio	Estadístico Traza	Valor Propio	Estadístico de Máximo Valor Propio
(H0: r=0)	1	1	1,9375	0,5906	0,5295	0,6438	0,48586	85,42121*	0,48586	50,55972*
(H0: r<=1)	2	2,523226	1	0,750032	0,125869	0,287821	0,236850	34,86149	0,23685	20,54288
(H0: r<=2)	3	1,736569	3,550321	1	1,180581	-1,734497	0,141148	14,31861	0,141148	11,5641
(H0: r<=3)	4	-2,81655	2,367847	1,87781	1	-1,072219	0,035234	2,754512	0,035234	2,726068
(H0: r<=4)	5	-4,49064	-2,25535	-2,11209	1,241246	1	0,000374	0,028444	0,000374	0,028444

* Denota el rechazo de la hipótesis de no cointegración al 5%.

Fuente: Eviews

Empíricamente, se constata la existencia de un solo vector de cointegración, el cual resulta significativo al 5%, en una especificación con 3 rezagos, de acuerdo al criterio Akaike. A su vez, se observa que los coeficientes asociados a las variables incluidas muestran el signo esperado.

Se estudia seguidamente la estabilidad de dicha relación de cointegración frente a las variaciones en los rezagos, observándose que la misma se muestra relativamente estable al alterar su número.

CUADRO 5.6 - TEST DE ESTABILIDAD DE LA RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN ANTE DISTINTOS REZAGOS

Número de lags	Relaciones de Cointegración	
	Traza	Máx.Valor Propio
1	0	0
2	1	1
3	1	1
4	0	0
5	1	1

Fuente: Eviews

VECM

Como ya mencionamos, el test de Johansen arrojó una única relación de cointegración. Al tratarse de un conjunto de series cointegradas, es posible expresar el sistema a través un modelo de corrección del error.

Contrastes de Exclusión y Exogeneidad

Mediante el análisis de la significación de los coeficientes de la matriz β , se observa que todas las variables incluidas se encuentran presentes en la relación de largo plazo que determina la trayectoria de equilibrio del PBI uruguayo, una vez excluidas *pbiusa* y *pbibra*. Por su parte, a través del análisis de la significación de la matriz α , se realizaron los contrastes de exogeneidad débil, observándose que tanto el PBI de Argentina como los tipos de cambio bilaterales con los países vecinos no se ajustan endógenamente dentro de la relación de equilibrio del PBI uruguayo. Este resultado parece bastante intuitivo. Sin embargo, el *tcr7* resultó significativo en el corto plazo, lo cual podría estar indicando algún desajuste del modelo, que persiste más allá de las intervenciones realizadas. De hecho, el tipo de cambio real es una variable que debería determinarse de forma exógena para el caso de economías pequeñas como la nuestra.

Relación de equilibrio de largo plazo

La relación de largo plazo del modelo restringido puede representarse a través de la siguiente ecuación:

$$pbiuru_t = -11.75 + 1.84 pbiarg_t + 0.5688tcr7_t + 0.5933tcrbra_t + 0.5566tcrarg_t$$

Siendo este otro de los principales resultados de la presente investigación, más adelante se ahondará en su interpretación.

Diagnóstico de los Residuos del VECM

En esta instancia se realiza el análisis de los residuos del modelo. En primer lugar, se estudia la autocorrelación de los mismos mediante la observación de los correlogramas, los que parecen indicar el no rechazo de la hipótesis nula, es decir, ausencia de autocorrelación, ya que menos del 5% de las barras caen por fuera de los intervalos de confianza.

En segundo lugar, se procede a realizar el test LM de autocorrelación. De acuerdo al mismo no resulta posible rechazar la hipótesis nula de autocorrelación, excepto para el primer rezago, como ocurrió en el modelo anterior (ver Anexo B).

A continuación, se procede a realizar el test de normalidad de los residuos siguiendo, como lo hicimos anteriormente, el criterio Jarque Bera con ortogonalización de acuerdo a Urzúa. En base a este test, y tal como se ve en la salida anterior, no es posible rechazar la hipótesis nula de la normalidad de los residuos, si bien trabajando al 10% de significación los residuos se mostrarían normales (ver Anexo B).

En última instancia, se procedió a realizar el test de Heteroscedasticidad de White sin términos cruzados. De acuerdo al mismo, tampoco fue posible rechazar la hipótesis nula de homoscedasticidad del modelo, lo que implicaría la presencia de esta propiedad deseable para la estimación.

INTERPRETACIÓN DE LOS RESULTADOS

A continuación se presentan las principales conclusiones extraídas a partir de los resultados del análisis econométrico. La primera parte se concentra en el análisis de las relaciones de corto y largo plazo del primer modelo estimado, para luego presentar algunas consideraciones sobre la respuesta del mismo ante un impacto en el tipo de cambio real. La segunda sección realizará el mismo análisis para el modelo con tipo de cambio real desagregado.

Modelo con Tipo de Cambio Real

Global

La ecuación de equilibrio de largo plazo resultante de la estimación del primer modelo de nuestra investigación, debe ser interpretada desde el punto de vista de que el producto uruguayo mantiene una relación estable con el producto argentino y el tipo de cambio real global, a razón de 0,97 y 0,27 respectivamente.

$$pbiuru_t = -1,116743 + 0,972082pbiarg_t + 0,276601tcr_t$$

Los signos obtenidos de las variables que resultaron significativas en el modelo final resultan coherentes con el marco teórico utilizado, evidenciándose una correlación positiva entre tipo de cambio real y actividad económica, así como también entre el producto argentino y el uruguayo.

El coeficiente asociado al PBI de Argentina, cercano a 1, estaría evidenciando que dicha economía y la uruguaya se mueven prácticamente al unísono. Este hallazgo mostraría la similitud con la que nuestro país y el país vecino son afectados por lo que sucede en el mundo. Lo anterior se encuentra en línea con los resultados obtenidos en otros trabajos de investigación, si bien el coeficiente asociado en nuestro análisis es notoriamente mayor. Por ejemplo, Lanzilotta, Llambí y Mordecki (2003) encuentran que la tasa de crecimiento del PBI uruguayo queda determinada en el largo plazo por la semisuma de las tasas de crecimiento de los PBI de Argentina y Brasil. Por su parte, Masoller (1998) estudia el efecto de los *shocks* regionales sobre la producción nacional, encontrando que un aumento del 1% en el consumo argentino genera un aumento del 0,5% en el producto nacional. Estas derivaciones pueden complementarse con el análisis realizado por Sosa para el FMI (Sosa, 2010), en el cual se fundamenta que los poderosos efectos de los *shocks* argentinos sobre la

actividad nacional se explican por la existencia de un vínculo idiosincrático tanto real como financiero con el país vecino.

Por otro lado, el tipo de cambio real global tiene un impacto positivo en la actividad económica nacional. Un 1% de depreciación del tipo de cambio real global ocasiona una expansión de la economía doméstica de 0,27%. Este resultado está avalado por el modelo Mundell-Fleming presentado en el marco teórico, en donde un aumento del tipo de cambio real genera crecimiento económico al aumentar la competitividad de la economía. Es importante destacar que, si bien la participación del tipo de cambio real global en la ecuación de equilibrio de largo plazo es considerable, la variable con más relevancia en la actividad económica nacional es el PBI del país vecino.

A partir de las variables *dummy* que resultaron significativas, se puede inferir cuáles eventos económicos impactaron sobre la evolución del PBI uruguayo. Puede decirse que el mismo resultó afectado positivamente por el *boom* aparejado al Plan de Convertibilidad argentino de 1991. Asimismo, se puede mencionar que la actividad económica nacional resultó afectada negativamente por la “crisis del tequila” en el año 1995. Por último, se evidencia que la crisis del año 2002 tuvo efectos negativos sobre nuestro crecimiento económico.

El coeficiente α del término de corrección del error permite inferir la velocidad de ajuste del modelo ante desviaciones del equilibrio de largo

plazo. El tiempo requerido para ajustar $\Omega\%$ de un desalineamiento puede calcularse a partir de la relación: $(1+\alpha)^t = (1-\Omega)$. Así, de acuerdo con nuestro análisis, ajustar 50% del desvío llevaría aproximadamente cinco meses. Ajustar 75% del desvío llevaría aproximadamente tres trimestres y medio, y ajustar el 99% del mismo llevaría casi tres años.

Modelo con Tipo de Cambio Real

Desagregado

De la estimación del segundo modelo resulta una ecuación de equilibrio de largo plazo que también debería ser interpretada desde el punto de vista de que el producto uruguayo mantiene una relación estable con el producto argentino, el tipo de cambio real bilateral con Brasil y Argentina, y el tipo de cambio real 7 países, a razón de los coeficientes que se muestran a continuación.

$$pbiuru_t = -11,75 + 1,84 pbiarg_t + 0,5688tcr7_t + 0,5933tcrbra_t + 0,5566tcrarg_t$$

Los signos obtenidos de las variables que resultaron significativas en el modelo final, se muestran coherentes con el marco teórico utilizado, evidenciándose una correlación positiva entre los distintos tipos de cambio

real y la actividad económica, así como también entre el producto argentino y el uruguayo.

De acuerdo a la ecuación recién presentada, el coeficiente asociado a la variable PBI Argentina es sustancialmente mayor. Este modelo estaría evidenciando entonces una situación en la que el PBI nacional presenta una elasticidad de respuesta casi el doble que en el modelo anterior.

Por su parte, el tipo de cambio real bilateral con Argentina tiene un impacto positivo en la actividad económica nacional. Un 1% de depreciación de este tipo de cambio real ocasiona una expansión de la economía doméstica de 0,56%.

En cuanto al tipo de cambio real bilateral con Brasil, la correlación entre el mismo y la actividad nacional es también positiva, mostrando nuevamente coherencia con el marco teórico utilizado. En este caso, una depreciación del 1% del mismo ocasionaría un aumento del PBI nacional de 0,59%.

En última instancia, el signo de la variable *tcr7* se mueve también en la dirección esperada, en donde una depreciación del 1% del mismo, generaría un crecimiento económico de 0,57%.

Del análisis anterior se desprende que los coeficientes asociados a las distintas variables de tipo de cambio real son muy similares entre sí, tanto en magnitud como en signo. Esto implicaría que una depreciación del tipo

de cambio extrarregional impacta casi de la misma manera sobre la actividad nacional que una depreciación del tipo de cambio bilateral con cualquiera de los países vecinos. Asimismo, este resultado también mostraría que una apreciación o depreciación del tipo de cambio real tanto con Argentina como con Brasil afecta casi de igual manera a la actividad nacional.

A partir de las intervenciones, se puede observar que resultaron significativas las mismas *dummies* que en el modelo anterior, agregándose en esta ocasión una intervención adicional en el primer trimestre de 1999 y una en el último trimestre de 2008. La primera se encuentra relacionada a la caída del Plan Real y se observa que ha afectado negativamente a la actividad nacional. La segunda, por su parte, estaría relacionada a la crisis de los Estados Unidos, repercutiendo negativamente en la producción doméstica.

Del análisis del coeficiente α del término de corrección de error se observa que el tiempo requerido para ajustar 50% de un desvío del equilibrio de largo plazo sería aproximadamente un año. Ajustar 75% del desvío llevaría aproximadamente dos años y tres meses, y 7 años y medio llevaría a ajustar casi la totalidad del mismo. Sin embargo, en este caso la significación del α correspondiente a la variable *tcr7* debería estar provocando distorsiones en las conclusiones, ya que no fue posible aceptar la exogeneidad débil de esta variable. De admitirse este

resultado, el mismo debería leerse como que la variable ***tcr7*** interviene activamente para restablecer el equilibrio de largo plazo del modelo ante eventuales desajustes. Esto, como mencionamos anteriormente, no es un resultado intuitivo en el caso de una economía pequeña y abierta como la uruguay.

CONCLUSIONES

En el presente documento nos propusimos investigar sobre la posible existencia de un vínculo de largo plazo entre el producto de nuestra economía y el tipo de cambio real, para el período 1990-2010. Para esto, se adoptó el enfoque propuesto por el modelo Mundell-Fleming, que nos ofreció un punto de partida para nuestro análisis y nos brinda una guía para la interpretación de los resultados. Asimismo, el enfoque de *booming sector* de Corden y Neary podría servirnos de ayuda para arrojar algo de luz sobre la posible existencia de una enfermedad holandesa en nuestro país.

Para la consecución del objetivo planteado, se utilizó la metodología VECM, estimándose dos modelos, uno que considera un tipo de cambio real global y otro que lo desagrega según región y extrarregión. En el primero de ellos, el test de Johansen mostró una única relación de cointegración entre el PBI uruguayo, el PBI argentino y el tipo de cambio real global. No se esperaba la ausencia del PBI brasilero en la relación de largo plazo en ninguno de los dos modelos, dado que es un socio comercial de gran importancia para nuestro país. Sin embargo, el fuerte impacto de la crisis vivida en 2002 en la economía uruguaya, y la ausencia de este fenómeno en Brasil, sea lo que seguramente se encuentre detrás de este resultado.

Los signos de las variables que sí aparecieron en esta relación de equilibrio de largo plazo resultaron los esperados. En cuanto a la velocidad de ajuste frente a desvíos del equilibrio, se observa que si el PBI de Uruguay se aparta en el período t de la tendencia de largo plazo, comienza a retornar a la misma a una velocidad de ajuste cercana a 30% en $t+1$.

En relación al segundo modelo estimado, el test de Johansen arrojó nuevamente una única relación de cointegración. En ella, la trayectoria de largo plazo del PBI de Uruguay se encuentra determinada por los tipos de cambio reales bilaterales con Argentina y Brasil, así como con el tipo de cambio real de 7 países. En este caso, también los signos de las variables que participan en la relación de cointegración resultaron los esperados. Asimismo, si el producto uruguayo se desvía de su trayectoria de equilibrio de largo plazo, la velocidad de ajuste con la que retorna a su senda es aproximadamente la mitad de lo hallado en el modelo anterior.

A la luz de estos resultados, pudo constatar el impacto del tipo de cambio real en la determinación del producto nacional en el largo plazo, objetivo primordial de este trabajo de investigación. Este hallazgo incita a dirigir la mirada hacia las relaciones existentes entre la competitividad, tanto regional como global, y el desempeño de nuestra economía. Dicha vinculación permitiría visualizar al tipo de cambio real como una herramienta de política económica. Como es sabido, esta variable es un precio relativo, por lo que no es posible manipularla directamente, pero sí

existe una gran variedad de canales mediante los cuales se puede ejercer influencia sobre ésta.

Dado que nuestra investigación comprueba la influencia del tipo de cambio real sobre el producto de la economía, siguiendo el modelo Mundell-Fleming, pasan a cobrar relevancia las políticas monetaria y fiscal, siendo ambas eficientes a la hora de influir sobre el nivel de actividad. Éstas pueden visualizarse como mecanismos mediante los cuales influir sobre el tipo de cambio real, y de esta forma, influir sobre el producto. Una política fiscal que sea capaz de lograr un superávit estructural importante aparece como uno de los mecanismos para mantener un tipo de cambio real depreciado (Rodrick, 2008). Por su parte, una política monetaria expansiva llevaría a una disminución de la tasa de interés. Dada la fuga de capitales que esto provoca, el tipo de cambio real tendería a depreciarse. Sin embargo, las circunstancias actuales de crisis en las economías desarrolladas, el fuerte crecimiento de las emergentes, y la gran afluencia de capitales hacia éstas últimas, generan una fuerte apreciación de nuestras monedas. La intervención en el mercado de divisas a fin de impedir mayores apreciaciones trae aparejado, por lo general, un costo fiscal muy importante. Esto obliga a mirar no solamente la evolución del tipo de cambio real observado, sino también el de equilibrio, dado que fuertes ganancias de productividad en las economías generan una apreciación real de sus monedas, esto es, el efecto Balassa-Samuelson (Balassa, 1964 –

Samuelson, 1964). El análisis de este fenómeno excede el objetivo de este trabajo.

En línea con lo mencionado anteriormente, es importante no perder de vista el hecho de que los coeficientes asociados a los tipos de cambio real en las ecuaciones de equilibrio de largo plazo en ambos modelos, son bastante reducidos en comparación con el peso que evidencia Argentina. Lo anterior resulta de suma importancia, dado que grandes esfuerzos por mantener niveles de competitividad que reviertan en un mayor producto de la economía, podrían resultar en vano si se enfrentase un *shock* negativo proveniente de este país vecino. Esto significa que si bien el tipo de cambio real tiene relevancia, el desempeño de Argentina es crucial para nuestro propia performance económica.

Por otra parte, la idea subyacente a la incorporación a nuestros modelos de la variable *pbiusa* como *proxy* del PBI extrarregional, se relaciona con el cambio en los socios comerciales que ha experimentado nuestra economía en los últimos años, con un comercio hoy en día menos dependiente de la región. Si bien esta variable no resultó significativa en ninguno de nuestros modelos, sí aparece el *tcr7* como representante del resto del mundo. Se destaca que su coeficiente asociado es prácticamente de igual magnitud a los de los tipos de cambio bilaterales, lo que probablemente estaría reflejando el cambio en la estructura comercial antes mencionado.

En relación a la discusión corriente en torno a la posible existencia de una enfermedad holandesa en nuestro país, el presente modelo de estudio no permite un análisis tan directo como en relación al vínculo entre tipo de cambio real y crecimiento económico. La discusión antes mencionada surge a raíz del *boom* en los precios de los *commodities* de los últimos tiempos, lo cual se podría pensar estuviera afectando la inserción comercial de otros sectores exportadores. El efecto del *boom* sobre los precios de los *commodities* debería observarse con especial fuerza dentro de la variable tipo de cambio real de siete países, ya que nuestra estructura comercial dicta que el grueso de las exportaciones de estos bienes se dirige a la extrarregión, mientras que el comercio con la región se concentra en bienes con un mayor grado de valor agregado.

Así pues, un *boom* en el precio de los *commodities* acarrearía una apreciación del tipo de cambio real, al no sólo hacer ingresar más dólares por unidad exportada sino también al hacer aumentar el volumen de exportaciones debido a este precio más atractivo. Si se estuviera en presencia de una enfermedad holandesa, el *booming* sector sería sin lugar a dudas el sector exportador de *commodities*. Del análisis de los gráficos de las variables de tipo de cambio real utilizadas en esta investigación, se evidencia una apreciación con los países extrarregionales, que se observa principalmente en la gráfica de *tcr7*. Se nota que actualmente nos

encontramos lejos del promedio histórico de tipo de cambio real con la extrarregión. Sin embargo, esta gran apreciación no se evidencia en los tipos de cambio bilaterales con Argentina y con Brasil, dado que los países vecinos se encuentran atravesando el mismo proceso que Uruguay.

Pero, ¿es posible diagnosticarse la enfermedad holandesa sólo por la apreciación real de la moneda que trae aparejado el ingreso de divisas? De acuerdo al modelo de Corden y Neary, la apreciación de la moneda es una condición necesaria, pero no suficiente, para diagnosticar la enfermedad. Debería observarse asimismo una creciente desindustrialización de la economía, primarización de la misma, y movilidad del factor trabajo entre los sectores de la economía hacia el sector en *boom* y el sector servicios. Nuestra investigación no permite estudiar estos fenómenos antes mencionados, por lo cual no es posible concluir respecto de la existencia de la enfermedad holandesa.

Como posible línea de investigación futura, quedaría pendiente un análisis utilizando la metodología *Regime-Switching*. Muchas series económicas ocasionalmente exhiben cambios dramáticos en su comportamiento, asociados con eventos tales como crisis financieras o cambios abruptos en las políticas de gobierno (Hamilton, 2005). Indudablemente este es el caso de la serie de nuestro PBI, la cual muestra un claro quiebre debido a la crisis del 2002. Asimismo, resultaría de interés indagar sobre los canales a través de los cuales las variables que resultaron significativas en nuestra investigación afectan al PBI nacional.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Akinbobola, O.J., Oyetayo (2010): "Econometric Analysis of Real Exchange Rate and Domestic Output growth in Nigeria". International Journal of Academic Research.

Bhagwati, J. (1958): "Immiserizing Growth: A Geometrical Note" Review of Economic Studies 25

Balassa, B. (1964): "The purchasing power parity doctrine: a reappraisal", Journal of Political Economy.

Bastourre, D., Casanova, L., Espora, A. (2011): "Tipo de Cambio Real y Crecimiento: Síntesis de la Evidencia y Agenda de Investigación". Documento de Trabajo Nro. 82.

Bergara, M., Dominioni, D. y Licandro, J. (1995): "Un Modelo para Comprender la Enfermedad Uruguaya". Revista de Economía, Banco Central del Uruguay.

Cobas, A., García, A. (2008): "Impacto de las Fluctuaciones del Tipo de Cambio Real sobre los Sectores Productivos. 1985 – 2006". Trabajo Monográfico, Facultado de Ciencias Económicas y de Administración, UDELAR.

Corden, W y Neary, J.P. (1982): "Booming Sector and De-Industrialization in a Small Open Economy". The Economic Journal.

Cuadrado E. y Queijo (2000): "Utilización de Métodos Cuantitativos para Predecir el PBI Uruguayo". Trabajo Monográfico, Facultado de Ciencias Económicas y de Administración, UDELAR.

Dornbusch, R. (1976): "Exchange Rate Expectations and Monetary Policy," Journal of International Economics.

Edwards, S., Savastano, M. (1999): "Exchange Rates in Emerging Economies: What do we know? What do we need to know?" University of California, National Bureau of Economic Research and International Monetary Fund.

Eichengreen, B. (2008): "The Real Exchange Rate and Economic Growth," Working Paper No. 4. The International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank. On behalf of the Commission on Growth and Development.

Favaro, E. y Sapelli, C. (1986): "Shocks Externos, Grado de Apertura y Política Doméstica". Premio Nacional de Economía, Banco Central del Uruguay.

- Fernandez, A., Ferreira, M., Garda, P., Lanzilotta, B., Mantero, R. (2005):** "TCR "competitivo" y otras soluciones desajustadas". Centro de Investigaciones Económicas – Cinve.
- Gagliardi, E. (2003):** "Macroeconomía de Economías Pequeñas y Abiertas". Universidad ORT.
- Greene, W. (2002):** Análisis Econométrico. Quinta edición. Prentice Hall Iberia.
- Hamilton, J. (1994):** "Time Series Analysis". Princeton University Press.
- Hamilton, J. (2005):** "Regime-Switching Models". Department of economics, University of California, San Diego.
- Johansen, S. (1991):** "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models." *Econometría*.
- Krugman, P., Obstfeld, M. (2006):** "Economía Internacional: Teoría y Política". Pearson Education.
- Lanzilotta, V., Llambi, C. y Mordecki, G. (2003):** "La Influencia Regional Sobre la Economía Uruguaya - Un Análisis de los Últimos Veinte Años". Jornadas de Economía 2002, Banco Central del Uruguay.
- Masoller, A. (1998a):** "Shocks Regionales y el Comportamiento de la Economía Uruguaya entre 1974 y 1997". *Revista de Economía*, Banco Central del Uruguay.
- Rodrik, D. (2008):** "The Real Exchange Rate and Economic Growth", *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall.
- Samuelson, P. (1964):** "Theoretical Notes on Trade Problems." *Review of Economics and Statistics*
- Sims, C. (1980):** "Macroeconomics and Reality". *Econometría*.
- Sosa, S. (2010):** "The Influence of "Big Brothers": How important are regional factor for Uruguay?" *IMF Working Paper*.
- Urzúa, C. (2007):** "Portable and powerful tests for normality". Tecnológico de Monterrey, Campus Ciudad de México
- Voelker, J.(2003):** "Shocks regionales, dependencia comercial y desempeño sectorial de la economía uruguaya". Trabajo Monográfico, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, UDELAR.
- Wooldridge, J. (2003):** "Introductory Econometrics: A Modern Approach". South-Western.

ANEXOS

ANEXO A: Análisis empírico del Modelo Con Tipo de Cambio Real Global

1 – Vecm sin Restringir

Vector Error Correction Estimates
 Date: 01/26/12 Time: 21:21
 Sample (adjusted): 1991Q1 2010Q4
 Included observations: 80 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:		CointEq1			
PBIURU(-1)		1.000000			
PBIARG(-1)		-1.035342 (0.08629) [-11.9989]			
TCR(-1)		-0.405932 (0.13084) [-3.10244]			
C		2.010028			
Error Correction:			D(PBIURU)	D(PBIARG)	D(TCR)
CointEq1		-0.288921 (0.05288) [-5.46327]	0.045325 (0.05489) [0.82577]	0.113734 (0.07341) [1.54937]	
D(PBIURU(-1))		-0.239685 (0.09454) [-2.53530]	0.129488 (0.09812) [1.31968]	-0.180955 (0.13123) [-1.37895]	
D(PBIURU(-2))		-0.112939 (0.09928) [-1.13762]	-0.029291 (0.10304) [-0.28427]	-0.072527 (0.13780) [-0.52631]	
D(PBIURU(-3))		-0.282576 (0.09605) [-2.94195]	0.039116 (0.09969) [0.39238]	0.007983 (0.13332) [0.05988]	
D(PBIARG(-1))		-0.026809 (0.11488) [-0.23337]	0.556302 (0.11923) [4.66583]	0.167398 (0.15946) [1.04980]	
D(PBIARG(-2))		-0.151004 (0.10557) [-1.43030]	0.016807 (0.10957) [0.15338]	0.128581 (0.14654) [0.87742]	
D(PBIARG(-3))		-0.153787 (0.10513) [-1.46277]	0.088671 (0.10912) [0.81262]	0.101676 (0.14593) [0.69673]	
D(TCR(-1))		-0.183242 (0.08694) [-2.10769]	-0.062964 (0.09023) [-0.69779]	0.397726 (0.12068) [3.29576]	
D(TCR(-2))		-0.060430 (0.07302) [-0.82755]	-0.024451 (0.07579) [-0.32261]	0.062640 (0.10136) [0.61799]	
D(TCR(-3))		0.039277 (0.07136) [0.55041]	0.043091 (0.07406) [0.58180]	-0.024374 (0.09905) [-0.24607]	
C		0.013912 (0.00351) [3.96228]	0.002034 (0.00364) [0.55824]	-0.006338 (0.00487) [-1.30039]	
D(SEAS1)		-0.040872 (0.01340)	-0.102325 (0.01391)	-0.008086 (0.01860)	
D(SEAS2)		-0.033654 (0.01527) [-2.20448]	0.054885 (0.01584) [3.46402]	-0.000738 (0.02119) [-0.03482]	
D(SEAS3)		-0.039929 (0.01675) [-2.38328]	-0.027840 (0.01739) [-1.60108]	-0.001146 (0.02326) [-0.04929]	
D(I94Q1)		0.006188 (0.01954) [0.31665]	0.127669 (0.02028) [6.29432]	0.006459 (0.02713) [0.23811]	
D(I95Q1)		-0.064973 (0.01839) [-3.53304]	-0.043928 (0.01909) [-2.30149]	0.004499 (0.02553) [0.17623]	
D(I02Q1)		-0.009109 (0.01903) [-0.47864]	-0.037345 (0.01975) [-1.89067]	-0.064569 (0.02642) [-2.44426]	
D(I02Q3)		-0.034123 (0.02268) [-1.50427]	-0.040132 (0.02354) [-1.70461]	0.190588 (0.03149) [6.05297]	
R-squared		0.894959	0.907991	0.502930	
Adj. R-squared		0.866157	0.882763	0.366637	
Sum sq. resids		0.034783	0.037468	0.067017	
S.E. equation		0.023686	0.024583	0.032877	
F-statistic		31.07322	35.99097	3.690057	
Log likelihood		196.1114	193.1363	169.8784	
Akaike AIC		-4.452784	-4.378407	-3.796959	
Schwarz SC		-3.916828	-3.842451	-3.261003	
Mean dependent		0.007400	0.010069	-0.007116	
S.D. dependent		0.064742	0.071797	0.041311	
Determinant resid covariance (dof adj.)			3.66E-10		
Determinant resid covariance			1.70E-10		
Log likelihood			559.1905		
Akaike information criterion			-12.55476		
Schwarz criterion			-10.85757		

2. Test de Johansen

Date: 01/26/12 Time: 21:22
 Sample (adjusted): 1991Q1 2010Q4
 Included observations: 80 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: PBIURU PBIARG TCR
 Exogenous series: D(SEAS1) D(SEAS2) D(SEAS3) D(I94Q1) D(I95Q1) D(I02Q1) D(I02Q3)
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.351983	48.28499	29.79707	0.0001
At most 1	0.154345	13.57793	15.49471	0.0953
At most 2	0.002079	0.166458	3.841466	0.6833

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 *	0.351983	34.70706	21.13162	0.0004
At most 1	0.154345	13.41147	14.26460	0.0679
At most 2	0.002079	0.166458	3.841466	0.6833

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

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

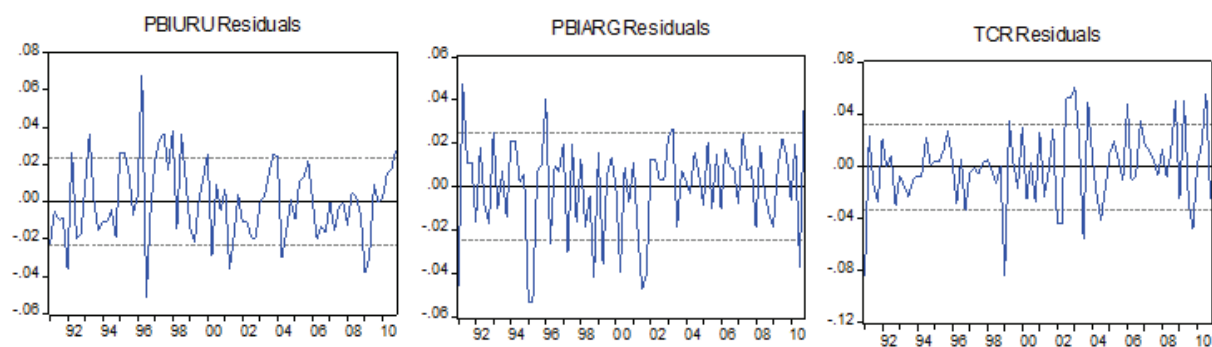
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

3. Vecm Restricito

Vector Error Correction Estimates							
Date: 01/26/12 Time: 21:20				D(TCR(-3))	0.045661	0.042875	-0.031702
Sample (adjusted): 1991Q1 2010Q4					(0.07089)	(0.07380)	(0.09977)
Included observations: 80 after adjustments					[3.64414]	[0.58095]	[-0.31774]
Standard errors in () & t-statistics in []							
Cointegration Restrictions:				C	0.013338	0.001979	-0.005221
B(1,1)=1, A(2,1)=0, A(3,1)=0					(0.00344)	(0.00359)	(0.00485)
Convergence achieved after 13 iterations.					[3.87207]	[0.55184]	[-1.07694]
Restrictions identify all cointegrating vectors				D(SEAS1)	-0.041380	-0.102876	-0.004022
LR test for binding restrictions (rank = 1):					(0.01327)	(0.01382)	(0.01868)
Chi-square(2) 3.128403					[-3.11838]	[-7.44642]	[-0.21537]
Probability 0.209255				D(SEAS2)	-0.032292	0.054108	0.002178
					(0.01526)	(0.01589)	(0.02149)
					[-2.11544]	[3.40458]	[0.10139]
				D(SEAS3)	-0.040336	-0.028029	0.000564
					(0.01666)	(0.01735)	(0.02345)
					[-2.42087]	[-1.61582]	[0.02406]
				D(I94Q1)	0.007855	0.127197	0.007092
					(0.01948)	(0.02028)	(0.02742)
					[0.40325]	[6.27153]	[0.25864]
				D(I95Q1)	-0.066030	-0.043639	0.004163
					(0.01832)	(0.01907)	(0.02578)
					[-3.60502]	[-2.28845]	[0.16148]
				D(I02Q1)	-0.007022	-0.037596	-0.065859
					(0.01892)	(0.01970)	(0.02664)
					[-0.37107]	[-1.90818]	[-2.47257]
				D(I02Q3)	-0.039094	-0.039467	0.193250
					(0.02251)	(0.02344)	(0.03169)
					[-1.73638]	[-1.68368]	[6.09821]
				R-squared	0.895927	0.908268	0.493629
				Adj. R-squared	0.867390	0.883116	0.354785
				Sum sq. resids	0.034462	0.037356	0.068271
				S.E. equation	0.023576	0.024546	0.033184
				F-statistic	31.39611	36.11065	3.555281
				Log likelihood	196.4816	193.2569	169.1368
				Akaike AIC	-4.462041	-4.381422	-3.778419
				Schwarz SC	-3.926085	-3.845466	-3.242463
				Mean dependent	0.007400	0.010069	-0.007116
				S.D. dependent	0.064742	0.071797	0.041311
				Determinant resid covariance (dof adj.)		3.68E-10	
				Determinant resid covariance		1.71E-10	
				Log likelihood		557.6263	
				Akaike information criterion		-12.51566	
				Schwarz criterion		-10.81846	
Cointegrating Eq: CointEq1							
PBIURU(-1)	1.000000						
PBIARG(-1)	-0.972082						
	(0.08071)						
	[-12.0447]						
TCR(-1)	-0.276601						
	(0.12238)						
	[-2.26016]						
C	1.116743						
Error Correction: D(PBIURU) D(PBIARG) D(TCR)							
CointEq1	-0.326404	0.000000	0.000000				
	(0.05862)	(0.00000)	(0.00000)				
	[-5.56808]	[NA]	[NA]				
D(PBIURU(-1))	-0.213965	0.124814	-0.187164				
	(0.09430)	(0.09817)	(0.13272)				
	[-2.26909]	[1.27136]	[-1.41022]				
D(PBIURU(-2))	-0.102335	-0.029196	-0.087474				
	(0.09843)	(0.10248)	(0.13854)				
	[-1.03966]	[-0.28489]	[-0.63139]				
D(PBIURU(-3))	-0.270856	0.038807	-0.006004				
	(0.09522)	(0.09914)	(0.13403)				
	[-2.84442]	[0.39144]	[-0.04480]				
D(PBIARG(-1))	-0.018588	0.559086	0.139202				
	(0.11368)	(0.11835)	(0.16000)				
	[-0.16352]	[4.72391]	[0.87002]				
D(PBIARG(-2))	-0.146476	0.020872	0.097538				
	(0.10452)	(0.10881)	(0.14711)				
	[-1.40147]	[0.19182]	[0.66305]				
D(PBIARG(-3))	-0.150039	0.093009	0.070018				
	(0.10412)	(0.10840)	(0.14654)				
	[-1.44106]	[0.85802]	[0.47779]				
D(TCR(-1))	-0.194117	-0.060455	0.397084				
	(0.08669)	(0.09026)	(0.12202)				
	[-2.23922]	[-0.66982]	[3.25438]				
D(TCR(-2))	-0.064221	-0.023196	0.060086				
	(0.07274)	(0.07573)	(0.10238)				
	[-0.88291]	[-0.30629]	[0.58689]				

4 - Diagnóstico de los residuos

Graficos de los Residuos



Test de Autocorrelación LM

VEC Residual Serial Correlation LM
 Tests
 H0: no serial correlation at lag order h
 Date: 01/26/12 Time: 21:50
 Sample: 1990Q1 2010Q4
 Included observations: 80

Lags	LM-Stat	Prob
1	18.38266	0.0310
2	7.979505	0.5362
3	12.62500	0.1803
4	9.497982	0.3926
5	7.687706	0.5659
6	12.41327	0.1910
7	8.258541	0.5083
8	6.128273	0.7270
9	10.27224	0.3289
10	5.686037	0.7709
11	5.653369	0.7740
12	13.70717	0.1331

Probs from chi-square with 9 df.

Test de Normalidad Jarque Bera

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Residual Covariance (Urzua)

H0: residuals are multivariate normal

Date: 01/26/12 Time: 21:51

Sample: 1990Q1 2010Q4

Included observations: 80

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.265045	1.009148	1	0.3151
2	-0.414474	2.467815	1	0.1162
3	-0.164903	0.390637	1	0.5320
Joint		3.867600	3	0.2761

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.078154	2.884951	1	0.0894
2	1.797551	5.110781	1	0.0238
3	2.124939	2.575323	1	0.1085
Joint		10.57106	3	0.0143

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.894099	2	0.1427
2	7.578595	2	0.0226
3	2.965961	2	0.2270
Joint	33.31545	25	0.1234

Test de Heteroscedasticidad de White

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Date: 01/26/12 Time: 21:55

Sample: 1990Q1 2010Q4

Included observations: 80

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
229.2902	186	0.0168

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(31,48)	Prob.	Chi-sq(31)	Prob.
res1*res1	0.534397	1.777167	0.0358	42.75178	0.0779
res2*res2	0.629426	2.629958	0.0013	50.35406	0.0154
res3*res3	0.364229	0.887059	0.6332	29.13829	0.5620
res2*res1	0.513354	1.633365	0.0619	41.06831	0.1067
res3*res1	0.538361	1.805720	0.0321	43.06887	0.0733
res3*res2	0.337551	0.788980	0.7556	27.00405	0.6720

ANEXO B: Análisis empírico Modelo Con Desglose del Tipo de Cambio Real

1 - Vecm sin restricciones

					D(TCRBRA(-1))	0.086983 (0.05538) [1.57076]	-0.036182 (0.05525) [-0.65489]	0.014479 (0.08156) [0.17752]	0.416666 (0.10777) [3.86627]	-0.132520 (0.08533) [-1.55306]	
Vector Error Correction Estimates											
Date: 01/26/12 Time: 09:07											
Sample: 1992Q1 2010Q4											
Included observations: 76											
Standard errors in () & t-statistics in []											
<hr/>											
<hr/>											
Cointegrating Eq:		CointEq1									
<hr/>											
<hr/>											
PBIURU(-1)	1.000000				D(TCRARG(-1))	-0.020882 (0.04697) [-0.44458]	-0.025107 (0.04686) [-0.53577]	-0.249412 (0.06918) [-3.60529]	-0.251706 (0.09141) [-2.75365]	0.361491 (0.07237) [4.99474]	
PBIARG(-1)	-1.937515 (0.31962) [-6.06189]				D(TCRARG(-2))	0.068381 (0.05435) [1.25807]	-0.060770 (0.05423) [-1.12061]	0.133056 (0.08006) [1.66203]	0.045572 (0.10578) [0.43082]	0.191495 (0.08375) [2.28641]	
TCR7(-1)	-0.590681 (0.19173) [-3.08084]				D(TCRARG(-3))	-0.044165 (0.04146) [-1.06536]	-0.063753 (0.04136) [-1.54137]	0.087422 (0.06106) [1.43175]	0.137544 (0.08068) [1.70483]	-0.045770 (0.06388) [-0.71650]	
TCRBRA(-1)	-0.529590 (0.12592) [-4.20587]				C	0.019659 (0.00403) [4.88399]	-0.004713 (0.00402) [-1.17342]	-0.007873 (0.00593) [-1.32803]	-0.009372 (0.00783) [-1.19640]	-0.005855 (0.00620) [-0.94397]	
TCRARG(-1)	-0.643854 (0.17269) [-3.72841]				D(SEAS1)	-0.021574 (0.01468) [-1.46919]	-0.116756 (0.01465) [-7.96946]	0.024097 (0.02163) [1.11415]	-0.047517 (0.02858) [-1.66277]	0.000931 (0.02263) [0.04113]	
C	12.39793				D(SEAS2)	-0.036042 (0.01676) [-2.15097]	0.053493 (0.01672) [3.19977]	0.008268 (0.02468) [0.33502]	-0.039862 (0.03261) [-1.22240]	0.013345 (0.02582) [0.51686]	
<hr/>											
Error Correction:	D(PBIURU)	D(PBIARG)	D(TCR7)	D(TCRBRA)	D(TCRARG)	D(SEAS3)	-0.030200 (0.01716) [-1.75969]	-0.045997 (0.01712) [-2.68621]	0.034563 (0.02528) [1.36732]	-0.020814 (0.03340) [-0.62316]	0.021739 (0.02645) [0.82202]
CointEq1	-0.132405 (0.02650) [-4.99689]	0.041901 (0.02644) [1.58494]	0.097431 (0.03903) [2.49647]	0.098574 (0.05157) [1.91153]	0.007924 (0.04083) [0.19406]	D(I94Q1)	-0.005959 (0.01965) [-0.30320]	0.126606 (0.01961) [6.45705]	-0.016362 (0.02895) [-0.56529]	0.003679 (0.03825) [0.09619]	-0.007706 (0.03028) [-0.25448]
D(PBIURU(-1))	-0.546958 (0.10661) [-5.13034]	0.252333 (0.10637) [2.37224]	-0.153240 (0.15703) [-0.97588]	0.073387 (0.20748) [0.35370]	0.162461 (0.16428) [0.98894]	D(I95Q1)	-0.057707 (0.01844) [-3.12877]	-0.055430 (0.01840) [-3.01219]	-0.003469 (0.02717) [-0.12770]	-0.021133 (0.03589) [-0.58876]	0.005486 (0.02842) [0.19304]
D(PBIURU(-2))	-0.337179 (0.11930) [-2.82638]	0.111598 (0.11903) [0.93760]	0.040719 (0.17571) [0.23174]	0.161490 (0.23217) [0.69557]	0.028557 (0.18382) [0.15535]	D(I99Q1)	-0.029582 (0.02046) [-1.44562]	0.037626 (0.02042) [1.84296]	-0.009233 (0.03014) [-0.30635]	-0.260897 (0.03982) [-6.55126]	0.030716 (0.03153) [0.97415]
D(PBIURU(-3))	-0.433766 (0.11062) [-3.92125]	0.307212 (0.11037) [2.78355]	-0.142277 (0.16293) [-0.87325]	0.138992 (0.21528) [0.64563]	-0.042580 (0.17045) [-0.24981]	D(I02Q1)	-0.036893 (0.02732) [-1.35033]	0.012408 (0.02726) [0.45520]	-0.042165 (0.04024) [-1.04781]	0.097437 (0.05317) [1.83251]	-0.437021 (0.04210) [-10.3807]
D(PBIARG(-1))	-0.184763 (0.13266) [-1.39278]	0.767128 (0.13236) [5.79597]	0.077045 (0.19539) [0.39432]	0.197951 (0.25817) [0.76674]	0.028364 (0.20441) [0.13876]	D(I02Q2)	-0.025040 (0.02964) [-0.84484]	0.073926 (0.02957) [2.49988]	-0.131013 (0.04366) [-3.00109]	0.013982 (0.05768) [0.24240]	-0.609750 (0.04567) [-13.3509]
D(PBIARG(-2))	-0.159010 (0.11279) [-1.40982]	0.143250 (0.11253) [1.27300]	0.084108 (0.16612) [0.50631]	0.351870 (0.21950) [1.60306]	0.147573 (0.17379) [0.84913]	D(I08Q4)	0.002819 (0.01823) [0.15465]	-0.005694 (0.01819) [-0.31312]	0.173096 (0.02685) [6.44748]	-0.080977 (0.03547) [-2.28274]	-0.017452 (0.02809) [-0.62137]
D(PBIARG(-3))	-0.145126 (0.11538) [-1.25781]	0.117909 (0.11512) [1.02426]	-0.019007 (0.16994) [-0.11185]	0.500917 (0.22455) [2.23081]	-0.072095 (0.17779) [-0.40551]	R-squared	0.920289	0.934225	0.767655	0.700274	0.895297
D(TCR7(-1))	-0.119015 (0.07469) [-1.59335]	-0.049642 (0.07452) [-0.66612]	0.520497 (0.11002) [4.73110]	-0.157931 (0.14537) [-1.08644]	-0.089047 (0.11510) [-0.77367]	Adj. R-squared	0.880434	0.901337	0.651482	0.550411	0.842946
D(TCR7(-2))	-0.169475 (0.07290) [-2.32472]	-0.007426 (0.07273) [-0.10210]	-0.037025 (0.10737) [-0.34482]	0.424873 (0.14188) [2.99468]	0.060935 (0.11233) [0.54245]	Sum sq. resids	0.024819	0.024706	0.053842	0.094002	0.058930
D(TCR7(-3))	-0.034746 (0.07105) [-0.48901]	0.196021 (0.07089) [2.76507]	-0.183565 (0.10465) [-1.75402]	0.163132 (0.13828) [1.17972]	0.164581 (0.10949) [1.50321]	S.E. equation	0.022280	0.022229	0.032815	0.043359	0.034331
						F-statistic	23.09079	28.40663	6.607873	4.672758	17.10169
						Log likelihood	197.1816	197.3553	167.7529	146.5772	164.3219
						Akaike AIC	-4.504779	-4.509349	-3.730341	-3.173085	-3.640051
						Schwarz SC	-3.707423	-3.711993	-2.932984	-2.375729	-2.842695
						Mean dependent	0.007445	0.009217	-0.009745	-0.001396	-0.008732
						S.D. dependent	0.064433	0.070769	0.055586	0.064666	0.086628
						Determinant resid covariance (dof adj.)		3.77E-16			
						Determinant resid covariance		4.64E-17			
						Log likelihood		889.9503			
						Akaike information criterion		-19.86711			
						Schwarz criterion		-15.72699			

2 - Test de Johansen

Sample: 1992Q1 2010Q4

Included observations: 76

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: PBIURU PBIARG TCR7 TCRBRA TCRARG

Exogenous series: D(SEAS1) D(SEAS2) D(SEAS3) D(I94Q1) D(I95Q1) D(I99Q1) D(I02Q1) D(I02Q2) D(I08Q4)

Warning: Critical values assume no exogenous series

Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.485860	85.42121	69.81889	0.0017
At most 1	0.236850	34.86149	47.85613	0.4553
At most 2	0.141148	14.31861	29.79707	0.8223
At most 3	0.035234	2.754512	15.49471	0.9769
At most 4	0.000374	0.028444	3.841466	0.8660

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 *	0.485860	50.55972	33.87687	0.0002
At most 1	0.236850	20.54288	27.58434	0.3048
At most 2	0.141148	11.56410	21.13162	0.5910
At most 3	0.035234	2.726068	14.26460	0.9633
At most 4	0.000374	0.028444	3.841466	0.8660

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

3 - VECM Restricto

Vector Error Correction Estimates
 Date: 01/26/12 Time: 09:07
 Sample: 1992Q1 2010Q4
 Included observations: 76
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1, A(2,1)=0, A(4,1)=0, A(5,1)=0
 Convergence achieved after 80 iterations.
 Restrictions identify all cointegrating vectors
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(3) 6.211184
 Probability 0.101776

Cointegrating Eq:	CointEq1
PBIURU(-1)	1.000000
PBIARG(-1)	-1.842042 (0.34851) [-5.28552]
TCR7(-1)	-0.568885 (0.20905) [-2.72123]
TCRBRA(-1)	-0.593386 (0.13730) [-4.32194]
TCRARG(-1)	-0.550667 (0.18829) [-2.92449]
C	11.75097

Error Correction:	D(PBIURU)	D(PBIARG)	D(TCR7)	D(TCRBRA)	D(TCRARG)
CointEq1	-0.143216 (0.02398) [-5.97256]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.104063 (0.03396) [3.06432]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(PBIURU(-1))	-0.568915 (0.10577) [-5.37867]	0.254349 (0.10768) [2.36206]	-0.139056 (0.15797) [-0.88028]	0.081276 (0.21006) [0.38692]	0.160799 (0.16525) [0.97305]
D(PBIURU(-2))	-0.359155 (0.11871) [-3.02550]	0.108354 (0.12085) [0.89659]	0.052812 (0.17729) [0.29789]	0.160367 (0.23575) [0.68024]	0.023720 (0.18546) [0.12790]
D(PBIURU(-3))	-0.451225 (0.10996) [-4.10345]	0.302224 (0.11195) [2.69972]	-0.133634 (0.16422) [-0.81373]	0.133966 (0.21838) [0.61346]	-0.047877 (0.17180) [-0.27868]
D(PBIARG(-1))	-0.215512 (0.13198) [-1.63296]	0.768689 (0.13436) [5.72122]	0.096405 (0.19710) [0.48911]	0.206836 (0.26210) [0.78916]	0.025276 (0.20619) [0.12258]
D(PBIARG(-2))	-0.161297 (0.11081) [-1.45564]	0.129485 (0.11281) [1.14784]	0.079997 (0.16549) [0.48340]	0.328732 (0.22006) [1.49385]	0.138969 (0.17312) [0.80274]
D(PBIARG(-3))	-0.141799 (0.11271) [-1.25809]	0.101272 (0.11474) [0.88260]	-0.027688 (0.16833) [-0.16449]	0.471722 (0.22383) [2.10747]	-0.081695 (0.17609) [-0.46394]

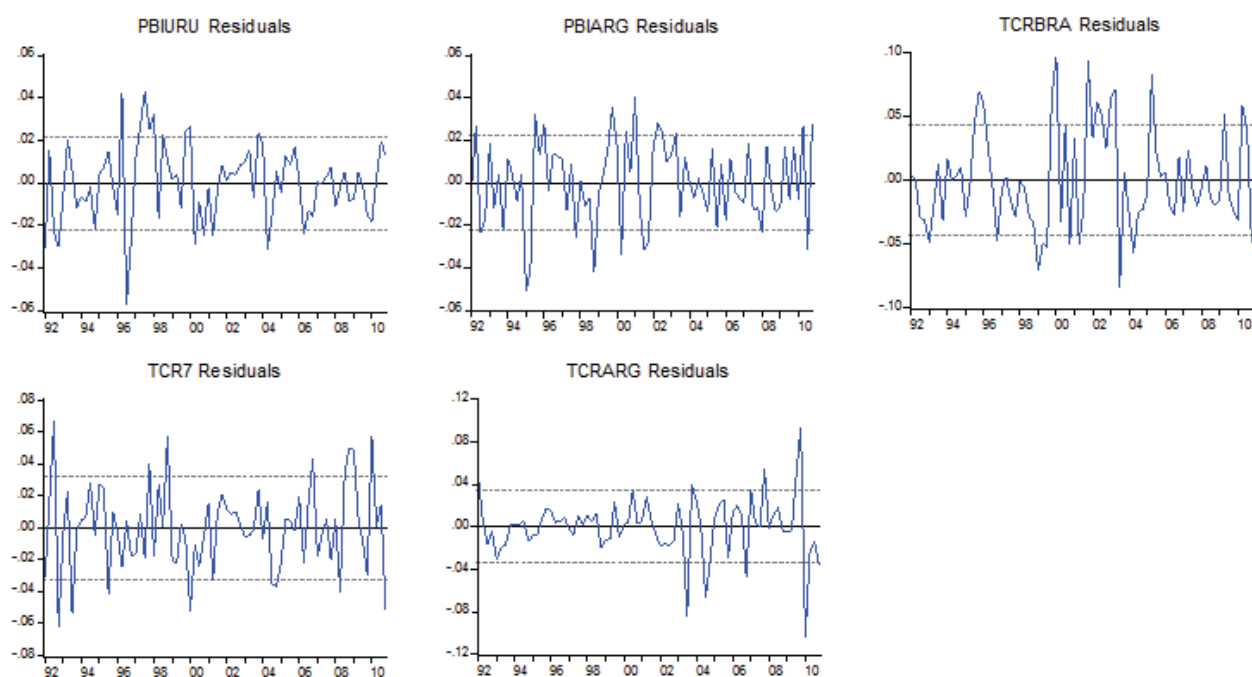
D(TCR7(-1))	-0.122537 (0.07334) [-1.67090]	-0.042962 (0.07466) [-0.57545]	0.525314 (0.10952) [4.79633]	-0.145767 (0.14564) [-1.00087]	-0.085479 (0.11458) [-0.74605]
D(TCR7(-2))	-0.178669 (0.07193) [-2.48393]	-0.004853 (0.07323) [-0.06628]	-0.030394 (0.10742) [-0.28294]	0.431141 (0.14285) [3.01818]	0.061283 (0.11238) [0.54532]
D(TCR7(-3))	-0.046211 (0.07029) [-0.65747]	0.197635 (0.07155) [2.76200]	-0.175934 (0.10497) [-1.67603]	0.168214 (0.13959) [1.20510]	0.164052 (0.10981) [1.49394]
D(TCRBRA(-1))	0.078598 (0.05469) [1.43713]	-0.034299 (0.05568) [-0.61603]	0.020341 (0.08168) [0.24904]	0.421588 (0.10861) [3.88159]	-0.132483 (0.08545) [-1.55050]
D(TCRBRA(-2))	0.007264 (0.04400) [0.16510]	-0.021494 (0.04479) [-0.47985]	-0.028618 (0.06571) [-0.43549]	-0.041898 (0.08738) [-0.47948]	-0.033688 (0.06874) [-0.49005]
D(TCRBRA(-3))	0.056452 (0.04265) [1.32347]	0.020945 (0.04342) [0.48233]	0.011050 (0.06370) [0.17346]	0.077694 (0.08471) [0.91719]	0.016221 (0.06664) [0.24342]
D(TCRARG(-1))	-0.011514 (0.04569) [-0.25203]	-0.031512 (0.04651) [-0.67753]	-0.257681 (0.06823) [-3.77671]	-0.264578 (0.09073) [-2.91618]	0.358855 (0.07138) [5.02770]
D(TCRARG(-2))	0.074425 (0.05375) [1.38456]	-0.060636 (0.05472) [-1.10805]	0.129427 (0.08028) [1.61222]	0.044582 (0.10675) [0.41762]	0.192368 (0.08398) [2.29061]
D(TCRARG(-3))	-0.039510 (0.04087) [-0.96676]	-0.065452 (0.04161) [-1.57312]	0.083906 (0.06104) [1.37470]	0.133691 (0.08116) [1.64720]	-0.046184 (0.06385) [-0.72331]
C	0.020153 (0.00399) [5.04705]	-0.004290 (0.00406) [-1.05526]	-0.008005 (0.00596) [-1.34238]	-0.008747 (0.00793) [-1.10304]	-0.005535 (0.00624) [-0.88728]
D(SEAS1)	-0.019823 (0.01456) [-1.36115]	-0.115365 (0.01483) [-7.78137]	0.023586 (0.02175) [1.08445]	-0.045485 (0.02892) [-1.57272]	0.002000 (0.02275) [0.08788]
D(SEAS2)	-0.037924 (0.01629) [-2.32783]	0.055944 (0.01659) [3.37305]	0.010396 (0.02433) [0.42727]	-0.035278 (0.03235) [-1.09037]	0.014577 (0.02545) [0.57270]
D(SEAS3)	-0.029219 (0.01695) [-1.72358]	-0.045310 (0.01726) [-2.62541]	0.034240 (0.02532) [1.35240]	-0.019835 (0.03367) [-0.58917]	0.022281 (0.02649) [0.84127]
D(I94Q1)	-0.008794 (0.01928) [-0.45612]	0.128310 (0.01963) [6.53726]	-0.013954 (0.02879) [-0.48461]	0.007172 (0.03829) [0.18733]	-0.007050 (0.03012) [-0.23406]
D(I95Q1)	-0.054720 (0.01816) [-3.01349]	-0.056598 (0.01849) [-3.06171]	-0.005756 (0.02712) [-0.21226]	-0.023739 (0.03606) [-0.65831]	0.005173 (0.02837) [0.18235]
D(I99Q1)	-0.029887 (0.02019) [-1.48042]	0.037108 (0.02055) [1.80555]	-0.009255 (0.03015) [-0.30695]	-0.261724 (0.04009) [-6.52805]	0.030364 (0.03154) [0.96269]
D(I02Q1)	-0.037208 (0.02696) [-1.38035]	0.012176 (0.02744) [0.44371]	-0.042066 (0.04026) [-1.04494]	0.097103 (0.05353) [1.81392]	-0.437202 (0.04211) [-10.3815]
D(I02Q2)	-0.025959 (0.02925) [-0.88745]	0.073388 (0.02978) [2.46441]	-0.130668 (0.04369) [-2.99111]	0.013245 (0.05809) [0.22801]	-0.610195 (0.04570) [-13.3521]
D(I08Q4)	0.002326 (0.01796) [0.12952]	-0.004880 (0.01828) [-0.26689]	0.173722 (0.02682) [6.47666]	-0.079481 (0.03567) [-2.22837]	-0.017026 (0.02806) [-0.60676]

R-squared	0.922418	0.933346	0.767494	0.696224	0.895237
Adj. R-squared	0.883627	0.900020	0.651242	0.544336	0.842855
Sum sq. resids	0.024157	0.025036	0.053879	0.095272	0.058964
S.E. equation	0.021980	0.022377	0.032827	0.043651	0.034341
F-statistic	23.77918	28.00592	6.601944	4.583802	17.09070
Log likelihood	198.2101	196.8512	167.7268	146.0672	164.3001
Akaike AIC	-4.531845	-4.496083	-3.729652	-3.159664	-3.639475
Schwarz SC	-3.734489	-3.698727	-2.932295	-2.362308	-2.842119
Mean dependent	0.007445	0.009217	-0.009745	-0.001396	-0.008732
S.D. dependent	0.064433	0.070769	0.055586	0.064666	0.086628

Determinant resid covariance (dof adj.)	3.80E-16
Determinant resid covariance	4.69E-17
Log likelihood	886.8447
Akaike information criterion	-19.78539
Schwarz criterion	-15.64527

4 - Diagnóstico de los Residuos

Gráficos de los Residuos



Test de Autocorrelación LM

VEC Residual Serial Correlation LM Tests
 H0: no serial correlation at lag order h
 Date: 01/26/12 Time: 09:09
 Sample: 1992Q1 2010Q4
 Included observations: 76

Lags	LM-Stat	Prob
1	39.96107	0.0294
2	29.36104	0.2491
3	25.84536	0.4159
4	14.59603	0.9503
5	8.588373	0.9991
6	31.14598	0.1842
7	25.31802	0.4447
8	14.70902	0.9479
9	27.88496	0.3132
10	27.89314	0.3128
11	28.04594	0.3057
12	26.46323	0.3832

Probs from chi-square with 25 df.

Test de Heteroscedasticidad de White

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Date: 01/26/12 Time: 09:10

Sample: 1992Q1 2010Q4

Included observations: 76

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
721.5271	690	0.1966

Individual components:

Dependent	R-squared	F(46,29)	Prob.	Chi-sq(46)	Prob.
res1*res1	0.779947	2.234489	0.0119	59.27598	0.0905
res2*res2	0.671221	1.287067	0.2376	51.01278	0.2831
res3*res3	0.632772	1.086304	0.4133	48.09066	0.3882
res4*res4	0.756106	1.954436	0.0291	57.46404	0.1197
res5*res5	0.772197	2.137017	0.0162	58.68694	0.0993
res2*res1	0.583899	0.884665	0.6517	44.37631	0.5404
res3*res1	0.559652	0.801239	0.7538	42.53354	0.6182
res3*res2	0.502396	0.636505	0.9164	38.18207	0.7869
res4*res1	0.669829	1.278986	0.2433	50.90702	0.2866
res4*res2	0.697050	1.450554	0.1450	52.97583	0.2230
res4*res3	0.584071	0.885293	0.6509	44.38942	0.5399
res5*res1	0.612439	0.996237	0.5146	46.54534	0.4498
res5*res2	0.609208	0.982790	0.5306	46.29984	0.4599
res5*res3	0.610817	0.989459	0.5227	46.42212	0.4549
res5*res4	0.751616	1.907715	0.0338	57.12284	0.1259

Test de Normalidad Jarque Bera

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Covariance (Urzua)
 H0: residuals are multivariate normal
 Date: 01/26/12 Time: 09:08
 Sample: 1992Q1 2010Q4
 Included observations: 76

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.069424	0.066032	1	0.7972
2	-0.282913	1.096582	1	0.2950
3	-0.080986	0.089857	1	0.7644
4	-0.039089	0.020934	1	0.8850
5	-0.240268	0.790907	1	0.3738
Joint		2.064311	5	0.8402

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.571610	7.022355	1	0.0080
2	1.437893	8.481839	1	0.0036
3	1.364234	9.344629	1	0.0022
4	1.297648	10.16053	1	0.0014
5	2.640389	0.305530	1	0.5804
Joint		35.31488	5	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	7.088387	2	0.0289
2	9.578421	2	0.0083
3	9.434486	2	0.0089
4	10.18146	2	0.0062
5	1.096437	2	0.5780
Joint	127.1724	105	0.0695