EL TIPO DE CAMBIO REAL Y LOS PRECIOS RELATIVOS EN UN ENFOQUE DE TRES BIENES

Un análisis de la influencia regional en el largo plazo [1]

Alfonso Capurro Guillermo Davies Pablo Ottonello

Julio 2006

RESUMEN

El objetivo de esta investigación es analizar los determinantes de los precios relativos en el largo plazo en Uruguay entre 1986 y 2005. Se utiliza como marco teórico de referencia el modelo de tres bienes de Bergara, Dominioni y Licandro (1995), que incorpora la demanda regional como un determinante de los precios relativos. La relación entre los precios relativos y los fundamentos se estudió mediante la aplicación de técnicas de cointegración siguiendo la metodología propuesta por Johansen. Los resultados encontrados permiten concluir que el precio relativo de los bienes transables respecto a los bienes no transables está determinado en el largo plazo por la demanda regional, la relación consumo/ingreso y la productividad relativa del sector transable. Por su parte, en el largo plazo el precio relativo de los bienes transables respecto a los bienes regionales se encuentra determinado exclusivamente por la demanda regional. El análisis de la dinámica de corto plazo permite concluir que los precios relativos son las únicas variables que se ajustan ante la ocurrencia de un *shock* en alguno de los fundamentos, en tanto que todos los fundamentos son variables débilmente exógenas. Adicionalmente, el análisis de los *half life indicators* sugiere que el ajuste de los precios relativos permite corregir la mitad de un desequilibrio en menos de tres trimestres. La estimación de la trayectoria de equilibrio de los precios relativos en el largo plazo permitió cuantificar la incidencia de los distintos fundamentos en el período de estudio analizado, poniendo en evidencia la importancia de la demanda regional para explicar la significativa apreciación que registró el precio relativo de los bienes no transables en los primeros años de la década del noventa. Por otro lado, los resultados obtenidos sugieren la existencia de una relación de equilibrio en el largo plazo entre los determinantes de los precios relativos de Argentina y Uruguay que podría explicar el cumplimiento de la PPP con este país.

---

[1] Esta investigación es resultado del Trabajo Monográfico "*Los precios relativos y sus fundamentos de largo plazo: un análisis de la influencia regional desde un enfoque de tres bienes*" presentado para obtener el título de la Licenciatura en Economía en la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de la República.

Los autores agradecen especialmente el apoyo brindado por Adrián Fernández en su carácter de tutor del trabajo monográfico. También agradecen a Umberto Della Mea, Paula Garda, Bibiana Lanzilotta, José Antonio Licandro, Gonzalo Llosa, Ignacio Munyo, Alvaro Salazar y Ernesto Talvi por sus comentarios y aportes en el desarrollo de esta investigación.

Los errores y omisiones que persistan son responsabilidad exclusiva de los autores.

1 - Introducción

El objetivo de esta investigación es analizar los determinantes de los precios relativos en el largo plazo en Uruguay. Se utiliza como marco teórico de referencia un modelo de tres bienes basado en Bergara, Dominioni y Licandro (1995), que permite incorporar a la demanda regional como un determinante de los precios relativos. Adicionalmente, este marco de análisis permite estudiar la influencia de los precios relativos y sus fundamentos en el cumplimiento de la Paridad de Poderes de Compra como teoría de determinación del Tipo de Cambio Real con los principales socios comerciales.

La apreciación que registró el tipo de cambio real en los noventa, así como la evolución posterior a la depreciación de 2002 desencadenaron diversos debates en torno a su valor de equilibrio, tanto en ámbitos académicos como en la discusión de las políticas públicas. El origen de estos debates se vincula a la importancia que tiene el tipo de cambio real como mecanismo de ajuste macroeconómico ante la ocurrencia de *shocks*, a su vinculación con los equilibrios externos y al papel que juega como determinante de la asignación de recursos y de la rentabilidad relativa entre los distintos sectores productivos. Un aspecto clave de estos debates es el rol que desempeñan los fundamentos reales y la política monetario-cambiaria sobre la trayectoria del tipo de cambio real. Esto constituye una primera motivación para realizar un estudio de los determinantes de los precios relativos en el largo plazo, que permita aportar evidencia sobre los aspectos aquí considerados.

La mayor parte de la literatura que analiza la evolución del tipo de cambio real en Uruguay estudia el cumplimiento de la teoría de la Paridad de Poderes de Compra, poniendo en evidencia la estrecha vinculación con la región, en especial con Argentina. Adicionalmente, diversos estudios destacan la importancia de la influencia regional en el desempeño de los distintos sectores productivos y en los precios en Uruguay. Sin embargo, pese a los desarrollos en el campo teórico, no existe ningún antecedente empírico que considere variables regionales como determinantes de los precios relativos de equilibrio. Esto constituye una motivación adicional para realizar un estudio de los fundamentos de los precios relativos en el largo plazo incorporando determinantes que permitan captar la influencia regional.

El resto del trabajo organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se presentan las principales definiciones y teorías de determinación del tipo de cambio real en el largo plazo. En la sección 3 se analiza la relación entre los precios relativos y los fundamentos de largo plazo que surgen de la aplicación de un modelo teórico de tres bienes. Posteriormente, a partir de los resultados obtenidos en la sección anterior, se estudia el vínculo de los precios relativos y sus fundamentos con el cumplimiento de la PPP con los principales socios comerciales de Uruguay. Finalmente, en la sección 5 se concluye.

2 – Definiciones y teorías del Tipo de Cambio Real

El Tipo de Cambo Real (TCR) es un concepto sobre el cual no existe una única definición. Si bien en esencia es un precio relativo entre dos canastas de bienes,[2] la posibilidad de considerar distintas canastas da lugar a diversas definiciones. Siguiendo a Hinkle y Montiel (1999), las definiciones del TCR pueden clasificarse en dos grandes grupos.

Por un lado, el TCR puede ser definido como la relación entre el nivel general de precios de la economía doméstica y el nivel de precios externos, expresados en la misma moneda. Esta relación puede analizarse tanto de forma bilateral como en términos multilaterales. De esta forma, el TCR externo se define de la siguiente manera,

$$TCR_{Ext} = \frac{E\ P^*}{P} \qquad (1)$$

donde TCR_{Ext} es el TCR externo, 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.

Esta es la definición adoptada por la teoría de la Paridad de Poderes de Compra (PPP)[3], que en su versión relativa establece que el arbitraje del comercio internacional determina que la tasa de variación de los precios de dos países expresados en la misma moneda sea la misma, lo que implica que el TCR permanece constante.[4] En el corto plazo en general se admite la existencia de desvíos transitorios como resultado de la distinta velocidad de ajuste de las variables ante la ocurrencia de un *shock*. Este es el enfoque que adoptan la mayoría de los estudios empíricos que analizan el comportamiento del TCR en Uruguay.

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

[2] Se hace referencia a "bienes" en sentido amplio, incluyendo también a los servicios.
[3] *Purchasing Power Parity*.
[4] La versión absoluta de la PPP establece que el arbitraje del comercio internacional determina que el precio de una misma canasta de bienes en distintos países debe ser igual expresado en una misma moneda, lo que implica que el TCR toma un valor unitario y permanece constante en el tiempo. Para una lectura más exhaustiva ver Rogoff (1996).

como lo sugiere la Ley de un Sólo Precio (LOP)[5]. 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 domésticas. En este contexto, se define el TCR interno de la siguiente manera,

$$TCR_{Int} = \frac{P_T}{P_N} \qquad (2)$$

donde TCR_{Int} es el TCR interno, P_T es el precio interno de los bienes transables y P_N es el precio de los bienes no transables.

Esta definición es utilizada en los modelos de variables fundamentales, que consideran al TCR como un mecanismo de ajuste para reestablecer el equilibrio en la economía ante la ocurrencia de *shocks*. De esta forma identifican como determinantes de los precios relativos o fundamentos a las variables que inciden en el equilibrio de la economía.

Los modelos de variables fundamentales se pueden clasificar de acuerdo al horizonte temporal relevante que consideran los agentes al tomar sus decisiones, distinguiéndose los modelos estáticos y los modelos dinámicos. En ambos casos el TCR de equilibrio está determinado por el logro simultáneo del equilibrio interno y externo en la economía. Sin embargo, a diferencia de los modelos estáticos en los que el TCR de equilibrio está determinado únicamente por los valores contemporáneos de sus fundamentos, en los modelos dinámicos el valor de equilibrio de los precios relativos está determinado además por su evolución esperada en el tiempo.[6]

Con el objetivo de analizar las características particulares de algunas economías pueden realizarse desagregaciones adicionales que determinan la distinción de tres tipos de bienes diferenciados. De esta forma, quedan determinados dos precios relativos relevantes, desdibujándose el concepto de un único TCR.

Por un lado, el intento de analizar los efectos de variaciones de la relación de términos de intercambio (RTI) ha conducido al desarrollo de modelos que además de considerar la existencia de bienes no transables, distinguen dos tipos de bienes comercializables: exportables e importables.[7] Por otra parte, con el objetivo de analizar las características propias de algunas economías en las que un sector particular recibe un *shock* diferencial, algunos modelos desagregan la estructura productiva en tres sectores diferenciados siguiendo la tradición de los modelos de *dutch disease y booming sector*.[8] De esta forma, se distinguen el sector productor de bienes transables "tradicional", el sector productor de bienes no transables y un tercer sector (*booming sector*) que recibe un *shock* diferencial de oferta o de demanda. Un caso particular de esta definición de precios relativos es la que surge del modelo

[5] *Law of One Price.*
[6] Ver Dornbusch (1974), Obstfeld y Rogoff (1996) y Vegh (2005).
[7] Ver Edwards (1987).
[8] Ver Corden (1984).

de tres bienes de Bergara, Dominioni y Licandro (de aquí en más BDL), que distingue al sector productor de bienes regionales como un *booming sector* en Uruguay. Este es el enfoque adoptado en la tercera sección de esta investigación, en la que se estudian los determinantes de los precios relativos en el largo plazo en Uruguay.

Desagregando los componentes de la definición del TCR_{Ext} y operando convenientemente, su relación con el TCR_{Int} se puede establecer de la siguiente manera,

$$TCR_{Ext} = \frac{E\ P^*}{P} = \frac{E\ P^*}{P_T^{\alpha}\ P_N^{(1-\alpha)}} = \left(\frac{EP^*}{P_T}\right)\left(\frac{P_T}{P_N}\right)^{(1-\alpha)} \quad (3)$$

$$TCR_{Ext} = DES_{P^*}\ TCR_{Int}^{(1-\alpha)} \quad (4)$$

donde se supone que *P* puede representarse mediante un promedio geométrico de precios, DES_{P^*} representa el desvío del precio interno de los bienes transables respecto al nivel de precios externos expresados en la misma moneda y α es la ponderación de los bienes transables en la canasta de precios internos.

Adicionalmente, como se señala en Hinkle y Montiel (1999), se puede obtener una expresión alternativa de la ecuación (4) desagregando la canasta de *P** entre bienes transables y no transables. De esta manera, se puede reexpresar el TCR_{Ext} bilateral respecto a un país i mediante la siguiente ecuación,

$$TCR_{Ext}\ i = \frac{E\ P^*_T}{P_T}\left(\frac{1}{TCR_{Int}^*}\right)^{(1-\omega)}\ TCR_{Int}^{(1-\alpha)} \quad (5)$$

donde TCR_{Ext} i es el TCR bilateral respecto al país i, TCR_{Int}* es el TCR interno del país i y ω es la ponderación de los bienes transables en la canasta de la economía extranjera.

En la cuarta sección, a partir del vínculo entre los dos grupos de definiciones, se estudia la influencia de los precios relativos y sus fundamentos en el TCR externo y el cumplimiento de la PPP con los principales socios comerciales de Uruguay.

3 – Los precios relativos y sus fundamentos

El análisis empírico de esta sección persigue dos objetivos. En primer lugar, investigar la existencia de una relación de largo plazo entre los precios relativos y los determinantes que surgen del modelo de variables fundamentales utilizado como marco de referencia en esta investigación. En segundo lugar, estudiar las características de las relaciones de largo plazo encontradas y la dinámica de ajuste ante un desequilibrio. Teniendo en cuenta estos objetivos, a continuación se analiza el marco teórico, se describen las variables utilizadas y finalmente se presentan los resultados de las estimaciones econométricas.

3.1 – Marco teórico

El marco teórico de referencia utilizado en esta investigación es un modelo de tres bienes basado en Bergara, Dominioni y Licandro (1995). El modelo BDL es un modelo estático de tres bienes que se inscribe dentro de la tradición de los modelos *booming sector* o *dutch disease* y que incorpora la demanda regional como un determinante de los precios relativos en el largo plazo.

La influencia de la región sobre la economía uruguaya ha sido destacada en numerosas investigaciones. Por un lado, diversos estudios analizan la importancia de la región en el nivel de actividad, el desempeño de los distintos sectores productivos, los mecanismos de formación de precios y el TCR_{Ext} en Uruguay. Entre estos se destacan Favaro y Sapelli (1986), Masoller (1998), Bevilaqua y Talvi (1999), Fernández (2002) y Voelker (2003). Por otro lado, los estudios de la validez de la PPP como teoría de determinación de los precios relativos en Uruguay también ponen en evidencia la estrecha vinculación con la región, en especial con Argentina. Este es el caso de Cancelo *et al* (1999), Goyeneche *et al* (1999), Lorenzo *et al* (2000) y Fernández *et al* (2005). Sin embargo, la única investigación que estima el TCR_{Int} en función de sus fundamentos, Aboal (2002), no incorpora la influencia de la región como un determinante del TCR. Esto constituye una motivación adicional para realizar una aplicación empírica del modelo BDL.

En el caso del modelo BDL, además del sector transable internacionalmente (T) y del no transable (N), se incorpora un tercer sector: el regional (R). El precio de los bienes transables (P_T) está dado en forma exógena por la LOP, en tanto que el precio de los bienes no transables (P_N) se ajusta para corregir los desequilibrios entre la oferta y la demanda domésticas. Los bienes regionales se consumen en el mercado interno, pero se caracterizan además por ser comercializables exclusivamente con la región. Se trata de productos diferenciados, por lo que en este mercado la oferta nacional tiene carácter monopólico. Por lo tanto se trata de bienes comercializables por definición, pero a diferencia de los transables internacionalmente, el precio de los bienes regionales (P_R) no está dado en forma exógena, sino que está determinado por la interacción entre la oferta doméstica, la demanda interna y la demanda proveniente de la región. El concepto de bien regional está estrechamente vinculado a los bienes y servicios asociados al turismo y también a bienes sujetos a tratamiento preferencial como resultado de acuerdos comerciales.

A diferencia de la versión con dos sectores productivos, donde existe un único precio relativo (el TCR_{Int}), en el modelo de tres bienes existen dos relaciones de precios relevantes para determinar las decisiones de consumo y la oferta de cada sector productivo. De esta forma, se definen los precios relativos de la siguiente manera[9],

[9] Con el objetivo de facilitar la comparación con las definiciones más utilizadas del TCR, se optó por definir los precios relativos en forma inversa a la definición adoptada por el modelo BDL.

$$Pn = \frac{P_T}{P_N} \quad (6)$$

$$Pr = \frac{P_T}{P_R} \quad (7)$$

El modelo establece que los precios son las variables que se ajustan para asegurar el equilibrio interno y externo de la economía. De esta forma, los precios relativos de equilibrio están determinados en última instancia por las variables que afectan la oferta y la demanda de cada mercado y el cumplimiento de la restricción presupuestaria de la economía.

Cabe destacar que por tratarse de un modelo teórico de carácter estático, los precios relativos de equilibrio están determinados únicamente por el valor observado de los fundamentos. Desde el punto de vista teórico, la evolución esperada de los fundamentos ha sido incorporada por los modelos intertemporales, aunque su aplicación en la práctica no está exenta de dificultades. Si bien en forma *ex-post* es posible clasificar los shocks en función de su permanencia en el tiempo, establecer la manera en que lo percibieron los agentes *ex-ante* no es una tarea sencilla a la hora de realizar estimaciones empíricas.[10]

Los autores del modelo analizan la incidencia de un *shock* de demanda regional y de un exceso de gasto agregado sobre los precios relativos. Adicionalmente, en esta investigación se decidió incorporar otros determinantes de los precios relativos en función de su relevancia en otros modelos de variables fundamentales. En particular, se considera la incidencia de un aumento exógeno de la productividad relativa del sector transable (conocido en la literatura como efecto Balassa-Samuelson) y de una variación en la relación de términos de intercambio (RTI). A continuación se analizan los efectos de un *shock* en cada uno de los fundamentos sobre la trayectoria de los precios relativos en el largo plazo.

Un aumento exógeno de la demanda proveniente de la región genera un exceso de demanda en el mercado de bienes regionales, presionando P_R al alza. Teniendo en cuenta que se supone que los bienes son sustitutos imperfectos, el aumento de P_R provoca un incremento en la demanda por bienes transables y no transables, produciendo un aumento de P_N y un deterioro del saldo de la cuenta comercial de bienes. Dado que P_T está dado por la LOP y que se supone un sistema de tipo de cambio fijo, se produce una variación en los dos precios relativos que implica un cambio en el costo real del trabajo (factor móvil en el corto plazo). Dado que la oferta de trabajadores es fija, esto determina una reasignación del factor trabajo desde el sector transable hacia los sectores regional y no transable. Esta redistribución de factores productivos provoca una disminución de la oferta de bienes transables, profundizándose el deterioro del saldo de la cuenta comercial de bienes, y un incremento de la oferta de bienes no transables y regionales hasta que se elimina el

[10] Ver Baffes *et al* (1997) y Clark y MacDonalds (1998) para un análisis detallado de las metodologías empíricas utilizadas para estimar los valores de los fundamentos sostenibles en el largo plazo.

exceso de demanda en estos mercados. En definitiva, un *shock* de demanda regional determina una apreciación de los dos precios relativos como mecanismo que permite restablecer el equilibrio de la economía.

Por otra parte, un aumento exógeno del nivel de gasto agregado por encima del ingreso (provocado por ejemplo por una entrada exógena de capitales) provoca un aumento de la demanda de todos los bienes, dado que se trata de bienes normales y que los individuos tienen preferencias homotéticas. El exceso de demanda se traduce en un aumento de P_R y P_N, lo que implica un descenso de los dos precios relativos, provocando una reasignación del factor trabajo hacia los sectores regional y no transable. De esta forma, se reduce la oferta de bienes transables, en tanto que se incrementa la oferta de bienes no transables y regionales hasta que se restablece el equilibrio en estos mercados. Al igual que en el caso de un *shock* de demanda regional, se produce una apreciación de los dos precios relativos como respuesta de equilibrio ante un exceso de gasto.

En el marco del modelo BDL, un aumento exógeno de la productividad del sector transable (provocado por ejemplo por un *shock* tecnológico) produce un cambio en la productividad marginal del factor trabajo en el sector. Por un lado se produce un efecto ingreso (ya que la economía produce una mayor cantidad de bienes y servicios para una misma dotación de recursos) que aumenta la capacidad de gasto de la economía provocando un aumento de la demanda de los tres tipos de bienes que presiona P_R y P_N al alza. Por otro lado, se genera un incremento de la demanda de trabajo del sector transable que presiona los salarios al alza, desplazando el factor trabajo desde los sectores regional y no transable hacia el sector transable. La disminución en la oferta de bienes regionales y no transables provoca un exceso de demanda en estos mercados, generando una presión adicional sobre P_R y P_N. De esta manera, el ajuste de los precios relativos produce un aumento de la oferta y una disminución en la demanda de bienes regionales y no transables hasta que se restablece el equilibrio de la economía. En definitiva, el descenso de los precios relativos en el largo plazo es el resultado de equilibrio de un aumento exógeno de la productividad relativa del sector transable.

Finalmente, se pueden analizar las consecuencias de una mejora de la RTI provocada por ejemplo por una disminución en el precio internacional de los bienes importables (P_M). En este caso, se produce un efecto ingreso que genera un aumento del nivel general de gasto e incrementa la demanda por los tres tipos de bienes, y un efecto sustitución cuyo signo dependerá del carácter sustituto o complementario de los bienes importables respecto a los bienes regionales y no transables. Si son complementarios, la disminución en P_M provoca un aumento en la demanda de no transables y regionales, por lo que tanto el efecto ingreso como el efecto sustitución provocan un aumento de P_R y P_N. Si los bienes son sustitutos, la disminución en P_M provoca una caída en la demanda de no transables y regionales, por lo que el efecto total sobre la demanda y los precios relativos depende de la interrelación entre el efecto ingreso y el efecto sustitución. Por lo tanto, desde el punto de vista teórico las

consecuencias de un cambio en la RTI sobre los precios relativos son indeterminadas debido a la posible existencia de dos efectos contrapuestos.

Si bien en largo plazo los precios relativos convergen al valor sugerido por los fundamentos, en el corto plazo los precios relativos pueden diferir de sus valores de equilibrio por la influencia de otro tipo de variables como las rigidices de precios y la incidencia de las variables monetario-cambiarias. Dominioni y Licandro (1996) incorporan la existencia de un mercado de dinero al modelo BDL con el objetivo de analizar la incidencia de la política monetario-cambiaria. Los autores concluyen que la devaluación nominal afecta los precios relativos en el corto plazo mientras se procesa el ajuste en el mercado monetario, aunque no tiene incidencia en el largo plazo.

En síntesis, el marco teórico adoptado en esta investigación plantea la existencia de una relación de equilibrio en el largo plazo entre los precios relativos y un *set* de fundamentos que conforman un sistema de ecuaciones que se puede representar a través de las siguientes expresiones,

$$Pn^* = f\left(g^{-}, Ra^{-}, \delta^{-}, RTI^{+/-}\right) \quad (8)$$

$$Pr^* = f\left(g^{-}, Ra^{-}, \delta^{-}, RTI^{+/-}\right) \quad (9)$$

donde Pn* y Pr* representan los precios relativos de equilibrio, g es la relación gasto/ingreso, Ra representa la demanda regional y δ representa la productividad relativa del sector transable.

3.2 – Descripción de las variables utilizadas

En este apartado se presentan las series utilizadas como *proxies* de las variables identificadas en el marco teórico. El período de estudio se definió desde el segundo trimestre de 1986 hasta el segundo trimestre de 2005, utilizando datos trimestrales.

3.2.1 - Precios relativos

Los precios de los bienes transables, no transables y regionales se calcularon a partir de la serie de IPC desagregada por artículos publicada por el INE, en base a la clasificación establecida en Bergara, Dominioni y Licandro (1995).[11] La construcción de las series de precios en los primeros años de la muestra se realizó utilizando las ponderaciones que surgen de la metodología de 1985, en tanto que a partir de 1997 se

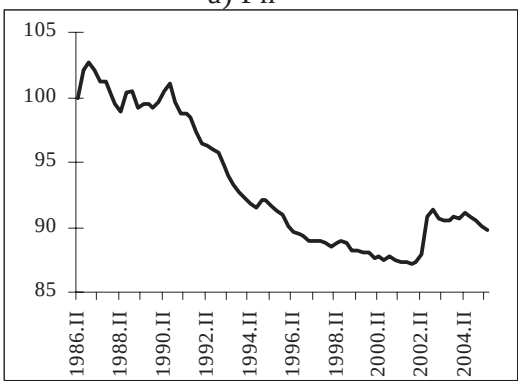
[11] Estos autores clasifican los artículos de la canasta del IPC vigente desde diciembre de 1985 hasta marzo de 1997. La adopción de un período de estudio más amplio implicó la necesidad de realizar el empalme de los rubros y artículos considerados en esta clasificación con los que surgen de la nueva metodología de marzo de 1997. Los rubros introducidos en la nueva metodología fueron clasificados en base a su naturaleza económica y los mercados donde se comercializan.

utilizaron las ponderaciones de la nueva canasta. En el cuadro A.1 del anexo se detallan los rubros incluidos dentro de cada categoría.

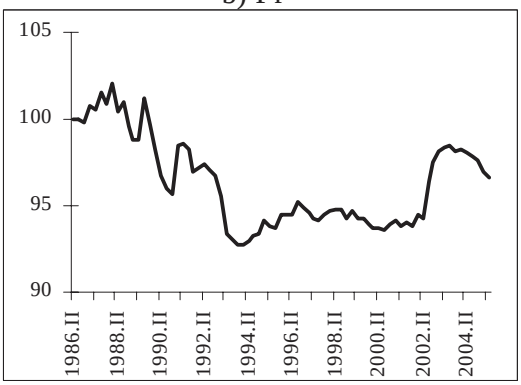
A continuación se presentan los gráficos de los precios relativos, donde se puede apreciar que los dos precios relativos tuvieron un comportamiento similar durante buena parte del período de estudio, lo que se refleja en una correlación de 76%.

Gráfico 1 - Precios Relativos
(variables en logaritmos, 1986.III=100)

a) Pn



b) Pr



3.2.2 - Demanda regional

Siguiendo a los autores del modelo BDL, en esta investigación se realizó el supuesto simplificador que los bienes regionales son exclusivamente bienes y servicios asociados al turismo.[12] Este supuesto es consistente con la clasificación de los rubros del IPC utilizada, donde la canasta de bienes regionales está conformada esencialmente por bienes y servicios vinculados al turismo. De esta forma el concepto de demanda proveniente de la región (Ra) se asocia a la demanda de bienes y servicios turísticos.

Cabe destacar que en el modelo teórico los efectos de la demanda regional sobre los precios relativos se analizan mediante un ejercicio de estática comparada, en el que se supone la ocurrencia de un *shock* de demanda regional al tiempo que la oferta permanece constante. Sin embargo, al realizar un análisis dinámico en base a series de tiempo, es necesario tener en cuenta la evolución de la oferta local de estos bienes, ya que la variable relevante para determinar la presión ejercida sobre los precios relativos es la variación de la demanda en relación a la oferta *ex-ante*. A modo de ejemplo, partiendo de una situación de equilibrio, si en un determinado período todas las variables del mercado regional (oferta local, demanda local y demanda regional) se incrementan en igual proporción, el mercado permanece equilibrado por lo que no existe ningún efecto sobre los precios relativos. De esta manera, en esta

[12] En este sentido, los autores señalan que "el sector de bienes cuyo mercado relevante es el regional se supuso integrado por la Construcción (dado el peso de esta actividad en la zona turística) y el rubro Comercio, restaurantes y hoteles" (Bergara, Domioni y Licandro (1995), pág. 63).

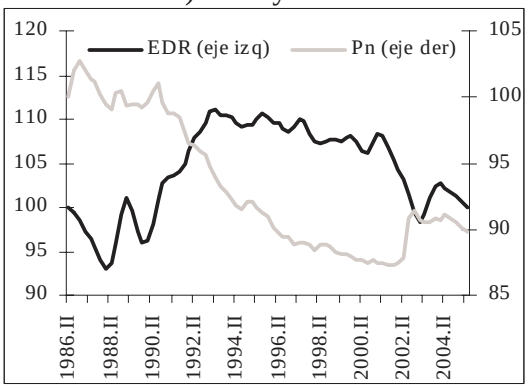
investigación se definió la variable *Exceso de Demanda Regional* (EDR) como el cociente entre la demanda proveniente de la región y la oferta *ex-ante* en el sector.

La demanda regional se aproximó mediante al ingreso al país de turistas argentinos, en base a datos mensuales proporcionados por la Dirección Nacional de Migraciones.[13] Por su parte, la oferta *ex-ante* del sector regional se midió mediante el componente de tendencia del producto bruto del sector "Comercio, restaurantes y hoteles" como indicador de la capacidad instalada del sector regional.[14]

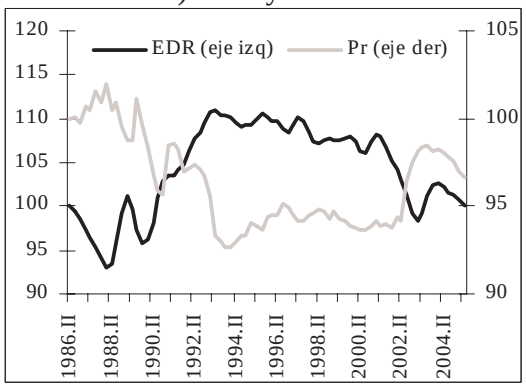
En síntesis, la variable *EDR* se estimó como el cociente entre la cantidad de turistas argentinos ingresados al país y el componente de tendencia del producto bruto de "Comercio, restaurantes y hoteles" en base a datos de Cuentas Nacionales.

Gráfico 2 - EDR y Precios Relativos
(variables en logaritmos, 1986.II=100; componente tendencia-ciclo de *EDR*)

a) EDR y Pn



b) EDR y Pr



El análisis gráfico sugiere una relación inversa entre los precios relativos y la variable *EDR*, tal como se desprende del marco teórico. El coeficiente de correlación entre *EDR* y los precios relativos toma un valor de -0,88 respecto a *Pr* y -0,63 respecto a *Pn*.

3.2.3 - Relación gasto/ingreso

Como aproximación de la relación gasto / ingreso se utilizó el ratio consumo / ingreso (CY) calculado a partir del cociente entre el consumo total de la economía y el PIB en base a datos trimestrales de Cuentas Nacionales.

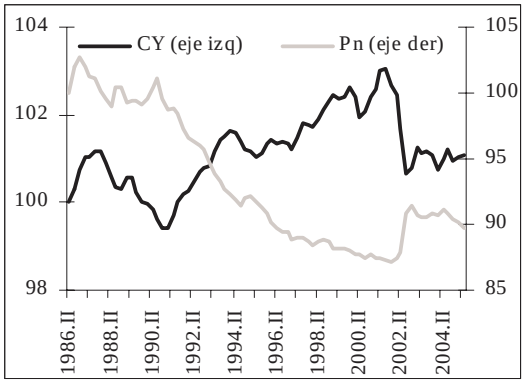
El análisis gráfico sugiere una relación inversa entre *CY* y los precios relativos. El coeficiente de correlación es de -0,80 y -0,61 respecto a *Pn* y *Pr* respectivamente.

[13] Si bien este indicador no considera los turistas brasileños, los turistas argentinos representaron aproximadamente el 90% del total regional en el período 1992-2003, por lo que la variable utilizada representa una amplia proporción de la región. Por otra parte, si bien hubiera sido más apropiado considerar el gasto agregado de los turistas en términos reales, estos datos se encuentran disponibles para todo el período de estudio.

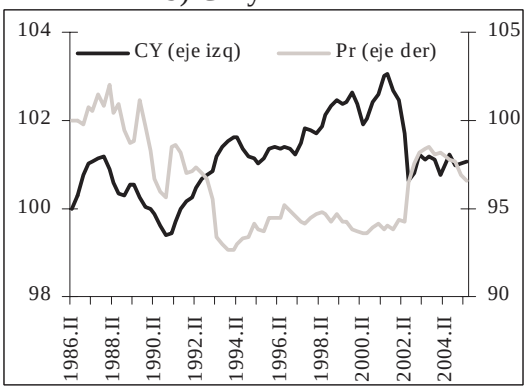
[14] Para calcular el componente de tendencia-ciclo del producto bruto del sector "Comercio, restaurantes y hoteles" se utilizó el programa Demetra 2.0. Posteriormente se aplicó el filtro de Hodrick-Prescott en el programa Eviews 5.0.

Gráfico 3 - Relación Consumo / Ingreso y Precios Relativos
(variables en logaritmos, 1986.II=100; componente tendencia ciclo de *CY*)

a) CY y Pn



b) CY y Pr



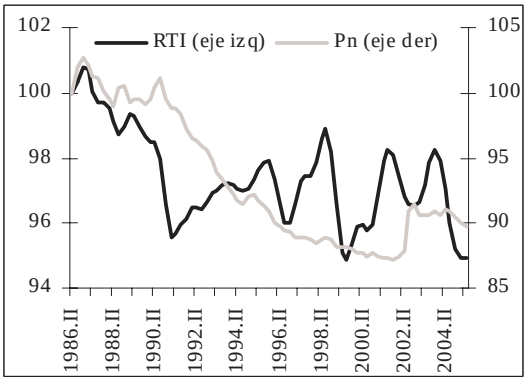
3.2.4 - Relación de Términos de Intercambio

La *RTI* se midió como el cociente entre el precio de las exportaciones y el de las importaciones. La serie de precios de exportación se construyó a partir de los datos trimestrales publicados por el BCU. Los precios de importación se elaboraron a partir de los datos publicados por el INE para el período 1986-1992 y en base a la serie publicada por el BCU de 1993 en adelante.[15]

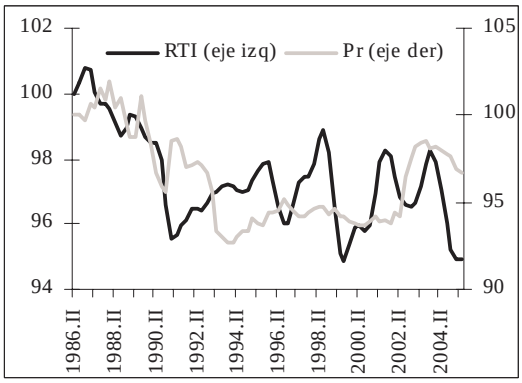
Del análisis gráfico no se desprende una relación clara entre la *RTI* y los precios relativos, en particular a partir de comienzos de la década del noventa. El coeficiente de correlación toma un valor de 0,56 respecto a *Pn* y de 0,50 en el caso de *Pr*.

Gráfico 4 - RTI y Precios Relativos
(variables en logaritmos, 1986.II=100; componente tendencia ciclo de RTI)

a) RTI y Pn



b) RTI y Pr



[15] Una limitante de los datos utilizados es que a diferencia de los datos proporcionados por el BCU, la serie elaborada por el INE considera los aranceles a las importaciones.

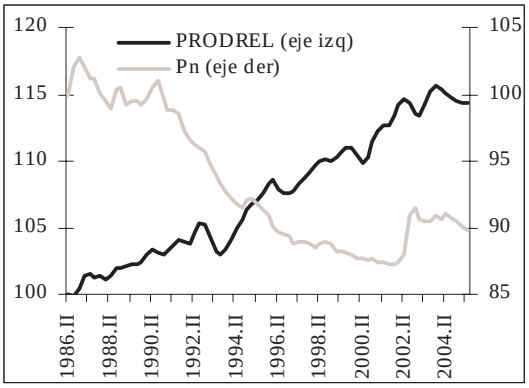
3.2.5 - Productividad relativa del sector transable

Con el objetivo de captar los efectos de la productividad relativa del sector transable sobre los precios relativos, se elaboró un indicador a partir del cociente entre la productividad de la Industria Manufacturera y la productividad de la economía (PRODREL), similar al utilizado en Aboal (2002).[16]

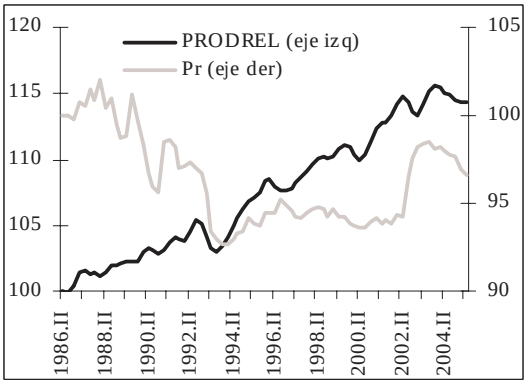
La productividad del sector transable se aproximó a partir de la productividad del trabajo en la industria, medida como el cociente entre el producto bruto manufacturero en base a datos de Cuentas Nacionales y el promedio trimestral del Índice de Personal Ocupado de la Industria Manufacturera publicado por el INE. Por otra parte, la productividad de la economía se calculó como el cociente entre el PIB en base a los datos de Cuentas Nacionales y el empleo total en el país urbano calculado en base a las series de Población en Edad de Trabajar y Tasa de Empleo publicada por el INE.

Gráfico 5 - Productividad Relativa y Precios Relativos
(variables en logaritmos, 1986.II=100; componente tendencia ciclo de *PRODREL*)

a) PRODREL y Pn



b) PRODREL y Pr



El análisis gráfico y los coeficientes de correlación sugieren que existe una relación estrecha entre *PRODREL* y *Pn*, mientras que el vínculo con *Pr* no es tan claro. La correlación entre las dos primeras es de -0,83, al tiempo que este coeficiente toma un valor de -0,38 entre *PRODREL* y *Pr*.

[16] El ratio utilizado probablemente subestima el aumento de la productividad relativa del sector transable respecto al conjunto de los sectores no transable y regional. Sin embargo, la falta de datos sobre la evolución del empleo por sector de actividad para todo el período de estudio impidió calcular la productividad de los sectores regional y no transable.

3.2.6 - Síntesis de las variables utilizadas

En el cuadro 1 se resumen las variables utilizadas en el estudio empírico.

Cuadro 1 - Síntesis de las variables utilizadas

Variable	Descripción
Pr	Precio relativo de los bienes transables respecto a los regionales
Pn	Precio relativo de los bienes transables respecto a los no transables
EDR	Relación entre la cantidad de turistas argentinos ingresados al país y el componente de tendencia del producto bruto del sector "Comercio, restaurantes y hoteles"
CY	Relación entre el consumo total y el PIB
RTI	Relación entre el precio de las exportaciones de bienes y las importaciones de bienes
PRODREL	Relación entre la productividad del trabajo en la Industria Manufacturera y la productividad del trabajo de la economía

De esta forma, teniendo en cuenta los indicadores construidos para aproximar las variables identificadas en el marco teórico, es posible reexpresar las relaciones de largo plazo planteadas en las ecuaciones (8) y (9) de la siguiente manera,

$$Pn^* = f\overset{\;\;-\;\;-\;\;-\;\;\pm}{(CY\;,\;EDR\;,\;PRODREL\;,\;RTI)} \qquad (10)$$

$$Pr^* = f\overset{\;\;-\;\;-\;\;-\;\;\pm}{(CY\;,\;EDR\;,\;PRODREL\;,\;RTI)} \qquad (11)$$

Las ecuaciones (10) y (11) constituyen el punto de referencia a partir del cual se estimó el modelo empírico.

3.3 – Especificación del modelo y metodología econométrica

Asumiendo que la relación de largo plazo entre la transformación logarítmica de los precios relativos de equilibrio y los fundamentos adopta una forma lineal, las ecuaciones (10) y (11) se pueden reexpresar en forma matricial de la siguiente manera,

$$\Gamma_t^* = \beta' F_t \qquad (12)$$

donde $\Gamma_t^{*\prime} = (pr_t^*, pn_t^*)$ es el vector de precios relativos de equilibrio, β representa el vector de parámetros de largo plazo y $F_t' = (cy_t, edr_t, rti_t, prodrel_t)$ es el conjunto de variables utilizadas para aproximar los fundamentos que se desprenden del marco teórico. Las minúsculas representan el logaritmo de las variables originales.

La estimación de β requiere un modelo empírico consistente con la ecuación (12) pero que contenga variables observables. Teniendo en cuenta que la teoría establece

que los precios relativos convergen a su valor de equilibrio en el largo plazo, esta relación se puede expresar de la siguiente manera,

$$\Gamma_t = \beta' F_t + u_t \qquad (13)$$

donde $\Gamma_t' = (pr_t, pn_t)$ es el vector de precios relativos observados y $u_t' = (u_{1t}, u_{2t})$ es un vector de perturbaciones aleatorias estacionarias de media cero.

La elección de las técnicas econométricas aplicadas en el estudio de los determinantes de los precios relativos depende de las propiedades de las series analizadas. Dado que las variables utilizadas en esta investigación son no estacionarias,[17] el estudio de las relaciones de largo plazo se realizó mediante técnicas de cointegración. El análisis de cointegración se llevó a cabo mediante la metodología propuesta por Johansen, que es la técnica recomendada cuando se estudia la relación entre tres y más variables ya que permite analizar la presencia de más de un vector cointegrador.

El procedimiento planteado por Johansen (1988) considera un conjunto de *n* variables que admiten una representación de Vectores Autorregresivos (VAR). La representación del VAR mediante un Vector de Mecanismo de Corrección de Error (VECM) puede expresarse de la siguiente manera,

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + u_t \qquad (14)$$

donde $\pi = -(I - \sum_{i=1}^{p} A_i)$ y $\pi_i = -\sum_{j=i+1}^{p} A_j$ donde x_t es el vector $(x_{1t}, x_{2t}, \ldots, x_{nt})'$; u_t es el vector $(u_{1t}, u_{2t}, \ldots, u_{nt})'$ y A_i es una matriz (n x n) de parámetros.

En la ecuación (14) rango (π) = r es el número de vectores de cointegración independientes en los casos en que $0 < r < n$. El *test* de Johansen someta a prueba la hipótesis nula de que existen como máximo r vectores cointegradores ($0 \leq r \leq n-1$) independientes mediante la utilización de dos estadísticos: el estadístico de la traza (λ_{trace}) y el estadístico de máximo valor propio ($\lambda_{máx}$).

Cuando existe al menos una relación de cointegración entre un conjunto de variables, los residuos del modelo de largo plazo son estacionarios. Esto implica que los desvíos respecto a la relación de equilibrio son transitorios, o en otras palabras, existe un mecanismo en el sistema de ecuaciones que asegura el retorno al equilibrio. En este sentido, se puede afirmar que el concepto económico de equilibrio estable tiene una correspondencia con el concepto estadístico de equilibrio estacionario.

El Teorema de Representación de Granger asegura que si existe al menos una relación de cointegración, x_t admite una representación mediante un VECM. Si rango (π) = r < n, pueden definirse dos matrices α y β de dimensión (n x r) y rango completo, tal que $\pi = \alpha \beta'$. La matriz β contiene los vectores de cointegración que

[17] Los resultados de los *test* de raíces unitarias se presentan en el apartado 3.4.

representan las relaciones de largo plazo. Por otra parte, la matriz α contiene los coeficientes que miden la reacción de cada variable en el corto plazo ante un desequilibrio en la relación de largo plazo. La magnitud del coeficiente α_{ij} indica el ajuste porcentual del desvío respecto al equilibrio que x_i realiza en cada período ante un desvío en la relación de cointegración *j*. En términos del análisis de Engle, Hendry y Richard (1983), el hecho de que $\alpha_{ij} = 0$ determina la exogeneidad débil de la variable x_i respecto al *set* de parámetros de la relación de cointegración *j*.

3.4 – Resultados econométricos

En este apartado se exponen primer lugar los resultados de los *test* ADF de raíces unitarias. Posteriormente se presentan los resultados del análisis de cointegración y la interpretación de los resultados obtenidos.

3.4.1 - Orden de integración de las series [18]

El orden de integración de las series se analizó mediante los *test Augmented Dickey-Fuller (*ADF*)* aplicados sobre la transformación logarítmica de las variables originales.

Los dos elementos fundamentales a determinar para llevar a cabo el *test* son la especificación univariante de cada serie y la cantidad de rezagos de la variable dependiente. Con respecto al primer elemento, se adoptó el procedimiento recomendado por Enders (2004), basado en el método propuesto por Dolado, Jenkinson y Sosvilla-Rivero (1990), que consiste en ir de lo general a lo particular. Se comienza testeando la existencia de una raíz unitaria en una especificación que incluye una constante y una tendencia determinística y posteriormente se analiza la conveniencia de llevar a cabo el *test* en especificaciones más simples. Por otra parte, la cantidad de rezagos a incluir en la especificación del *test* se determinó a partir de los criterios de información. Se utilizó el Criterio de Akaike (AIC) debido a que el Criterio Bayesiano de Schwarz (SBC) tiende a elegir modelos más parsimoniosos, que en algunos casos presentan problemas de autocorrelación de los residuos.

Siguiendo el procedimiento planteado por Enders (2004) en base a las recomendaciones de Dickey y Pantula (1987), se aplicó en primer lugar el *test* ADF a la primera diferencia de las series para someter a prueba la hipótesis de existencia de dos raíces unitarias en el proceso generador de datos de las series. En todos los casos se rechaza la hipótesis nula de que la primera diferencia de las series es un proceso integrado de orden uno, es decir que se rechaza la hipótesis de existencia de dos raíces unitarias en el proceso generador de datos. Los resultados de estos *test* se presentan en el cuadro A.2 del anexo.

Posteriormente se procedió a aplicar el *test* a la serie en niveles, sometiendo a prueba la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria. Los resultados del *test* ADF indican que las variables utilizadas son procesos integrados de orden uno, a

[18] Los *test* ADF se llevaron a cabo utilizando el programa Eviews 5.0.

excepción de *prodrel*, en la no se pudo rechazar la hipótesis de existencia de una tendencia determinista en el proceso generador de datos.

Cuadro 2 - *Test* ADF - Serie en niveles

	Modelo a				Modelo b				Modelo c			Conclusión
	Lags	ADF	τ_β	Conclusión	*Lags*	ADF	τ_Y	Conclusión	*Lags*	ADF	Conclusión	
pn	2	-0,57	0,43	Reestimar	1	-1,95	1,85	Reestimar	1	-1,94	Existe RU	I(1)
pr	6	-2,18	-0,20	Reestimar	6	-2,51	2,50	Reestimar	7	-0,80	Existe RU	I(1)
cy	9	-2,03	1,37	Reestimar	9	-1,55	1,55	Reestimar	7	0,06	Existe RU	I(1)
edr	11	-1,03	-1,31	Reestimar	12	-1,79	1,78	Reestimar	11	-0,13	Existe RU	I(1)
prodrel	5	-3,95 *	3,89 **	Tend Det.	-	-	-	-	-	-	-	Tend Det.
rti	1	-3,20	-1,83	Reestimar	0	-2,75	2,74 **	Existe RU	-	-	-	I(1)

ADF: estadistico de la prueba ADF

τ_β: estadístico de significación de β

τ_μ: estadístico de significación de μ

Nota: ** (*) se rechaza la hiótesis nula al 1% (5%) de significación

El resultado del *test* ADF en el caso de *prodrel* debe ser tomado con cautela, ya que como señala Enders (2004), la distinción entre un proceso con tendencia determinista y un *random walk* con *drift* no es una tarea sencilla en muestras pequeñas. A efectos de disponer de más elementos de análisis se realizó el *test* ADF en la serie sin aplicar la transformación logarítmica.

Cuadro 3 - *Test* ADF - PRODREL

	Modelo a				Modelo b				Modelo c			Conclusión
	Lags	ADF	τ_β	Conclusión	*Lags*	ADF	τ_Y	Conclusión	*Lags*	ADF	Conclusión	
PRODREL	7	-2,01	2,16	Reestimar	7	0,54	0,38	Reestimar	7	3,27	Existe RU	I(1)

ADF: estadistico de la prueba ADF

τ_β: estadístico de significación de β

τ_μ: estadístico de significación de μ

Nota: ** (*) se rechaza la hiótesis nula al 1% (5%) de significación

Como se observa en el cuadro 3, la aplicación del *test* ADF sobre la variable *PRODREL* permite concluir que el proceso generador de la serie es integrado de orden uno. Esto sugiere que la trayectoria de la serie original se ve afectada en forma permanente ante la ocurrencia de un *shock*. Dado que desde el punto de vista teórico la transformación logarítmica de la serie no debería modificar el carácter permanente de los *shocks*, las diferencias entre los resultados del *test* ADF pueden atribuirse a las dificultades empíricas señaladas en Enders (2004). Teniendo en cuenta además que la modelización de esta variable como un proceso con tendencia determinista no tiene una interpretación clara desde el punto de vista económico, a los efectos del análisis de cointegración se consideró el resultado obtenido en la aplicación del *test* ADF sobre la serie original.

En síntesis, el análisis del orden de integración de las series sugiere que todas las variables involucradas en esta investigación no tienen una propensión a revertir a una media y que los *shocks* que reciben afectan su trayectoria en forma permanente.

3.4.2- Cointegración y dinámica de los precios relativos y sus fundamentos[19]

En este apartado se presenta en primer lugar el *test* de Johansen, que permite analizar la cantidad de relaciones de cointegración que existen entre los precios relativos y sus fundamentos de largo plazo. En segundo lugar se exponen los resultados de la estimación de un VECM, que permite estudiar las características de las relaciones de largo plazo así como la dinámica de ajuste ante un desequilibrio.

Test de Johansen

Para realizar el *test* de Johansen debe determinarse previamente la especificación del VAR entre las variables involucradas, lo que implica definir los regresores determinísticos y el número de rezagos del modelo.

Con respecto a los regresores determinísticos, se incluyó una constante en la relación de cointegración y tres variables deterministas estacionales centradas (ortogonalizadas), siguiendo lo recomendado en Johansen (1995). Por lo tanto, la especificación utilizada para realizar el *test* se puede representar de la siguiente manera,

$$\Delta x_t = \pi^* x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi^*_i \Delta x_{t-i} + \varphi S_t + u_t \qquad (15)$$

donde $x_t' = (\Gamma_t', F_t', 1) = (pr_t, pn_t, cy_t, edr_t, rti_t, prodrel_t, 1)$, φ es un vector de parámetros, $S_t' = (S_{1t}, S_{2t}, S_{3t})$ es un vector de *dummies* estacionales centradas, $u_t' = (u_{1t} \ldots\ldots u_{6t})$ y la matriz π^* queda definida de la siguiente manera,

$$\pi^* = \begin{pmatrix} \pi_{11}\ldots\ldots\pi_{16} & c_1 \\ \pi_{21}\ldots\ldots\pi_{26} & c_2 \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots & \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots & \\ \pi_{61}\ldots\ldots\pi_{66} & c_6 \end{pmatrix}$$

Por otro lado, la cantidad de rezagos a incluir en el VAR se definió mediante las pruebas de exclusión de rezagos y los criterios de información, teniendo en cuenta además las propiedades de los residuos. Las pruebas de exclusión de rezagos contrastan la pertinencia de reducir el número de rezagos mediante una prueba *F*, en tanto que la elección del número de rezagos mediante los criterios de información implica seleccionar el modelo que minimice el valor de los estadísticos AIC y SBC.

Tanto las pruebas de exclusión de rezagos como los criterios de información sugieren la estimación de modelos con un número reducido de rezagos. Las pruebas *F* de exclusión indican la especificación de un VAR con dos rezagos, mientras que el AIC

[19] Las estimaciones presentadas en esta sección se llevaron a cabo mediante el programa PcFiml 9.0.

y el SBC sugieren una especificación del VAR con un rezago (ver cuadros A.3 y A.4 del anexo). Sin embargo, en la estimación de modelos VAR con menos de cuatro rezagos se rechaza la hipótesis nula de normalidad conjunta de los residuos (ver cuadro A.5 del anexo). Por lo tanto, se seleccionó una especificación del VAR con 4 rezagos, que es el modelo más parsimonioso que cumple con las propiedades deseables de los residuos.

En función de los resultados obtenidos, se procedió a realizar el *test* de Johansen en un VAR con una constante, *dummies* estacionales y 4 rezagos. Como se observa en el cuadro 4, los dos estadísticos utilizados indican que el rango de la matriz π^* es igual a dos, lo que implica la existencia de dos relaciones de cointegración independientes entre las variables estudiadas. Esto indica que existen dos combinaciones linealmente independientes de las variables analizadas que determinan un equilibrio de largo plazo. Este resultado es consistente con lo establecido en el marco teórico a través las ecuaciones (8) y (9).

Cuadro 4 - *Test* de Johansen

Ho: Rango = r	*Trace test*	*P-value*	*Max test*	*P-value*
r = 0	134,88	[0,000]**	46,41	[0,008]**
r ≤ 1	88,47	[0,004]**	36,15	[0,030]*
r ≤ 2	52,32	[0,070]	26,72	[0,084]
r ≤ 3	25,6	[0,369]	11,83	[0,676]
r ≤ 4	13,77	[0,313]	8,11	[0,546]
r ≤ 5	5,66	[0,226]	5,66	[0,226]

Nota: ** (*) se rechaza la hipótesis nula al 1% (5%).
Los valores entre paréntesis indican el *p-value*

Cabe destacar que los resultados obtenidos no se verían alterados significativamente ante cambios en la especificación del VAR. El estadístico de la traza para formulaciones del VAR con menos de cuatro rezagos indica la existencia de dos relaciones de cointegración, en tanto que la formulación con 5 y 6 rezagos sugiere la presencia de tres relaciones linealmente independientes en el largo plazo (ver cuadro A.6 del anexo). Esto último podría estar indicando que algunos de los fundamentos comparten una tendencia común en el largo plazo. Sin embargo, teniendo en cuenta que se analiza una muestra pequeña y un elevado número de variables, este resultado también puede estar reflejando la sensibilidad del *test* de Johansen ante la pérdida de observaciones.

Estimación del Vector de Mecanismo de Corrección de Error

Una vez realizado el *test* de Johansen, se estimó el VECM planteado en la ecuación (15), imponiendo la condición de que existen dos relaciones de cointegración. Por lo tanto, el modelo estimado queda definido de la siguiente manera,

$$\Delta x_t = \alpha \beta` x_{t-1} + \sum_{i=1}^{3} \pi^*_i \Delta x_{t-i} + \in_t \qquad (16)$$

$$\text{donde} \quad \alpha\,\beta`\,x_{t-1} = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} \\ \alpha_{61} & \alpha_{62} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{21} & \beta_{31} & \beta_{41} & \beta_{51} & \beta_{61} & \beta_{71} \\ \beta_{12} & \beta_{22} & \beta_{32} & \beta_{42} & \beta_{52} & \beta_{62} & \beta_{72} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} pr_{t-1} \\ pn_{t-1} \\ edr_{t-1} \\ cy_{t-1} \\ rti_{t-1} \\ prodrel_{t-1} \\ 1 \end{pmatrix}$$

Los resultados de la estimación del VECM de aquí en adelante se presentan utilizando la representación triangular de Phillips. Esta transformación suele utilizarse con el objetivo de facilitar la interpretación de los coeficientes estimados en aquellos casos en que el rango de la matriz π es mayor a uno. Dado que el objeto de estudio de esta investigación es estimar los precios relativos de equilibrio, se normalizaron los vectores de cointegración en los precios relativos. De esta forma, la matriz original $\beta`$ pude representarse alternativamente de la siguiente manera,

$$\beta^{*}` = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \beta^{*}_{31} & \beta^{*}_{41} & \beta^{*}_{51} & \beta^{*}_{61} & \beta^{*}_{71} \\ 0 & 1 & \beta^{*}_{32} & \beta^{*}_{42} & \beta^{*}_{52} & \beta^{*}_{62} & \beta^{*}_{72} \end{pmatrix}$$

donde $\beta^{*}_{1j} = (\beta_{1j} - \beta_{12}\,\beta^{*}_{2j})\,(1 / \beta_{11})$ y $\beta^{*}_{2j} = (\beta_{2j}\,\beta_{11} - \beta_{1j}\,\beta_{21}) / (\beta_{22}\,\beta_{11} - \beta_{12}\,\beta_{21})$

Dado que los residuos del VECM inicialmente estimado presentan problemas de normalidad, se procedió a realizar el análisis de intervención del modelo con el objetivo de corregir los efectos de posibles observaciones atípicas (*outliers*). Se consideró como *outlier* una observación en la que el valor absoluto de su residuo supera los 2,5 desvíos estándar.[20] De acuerdo a este criterio, existen únicamente dos observaciones que pueden ser consideradas como atípicas: el primer trimestre del año 2002 para la variable *edr* y el tercer trimestre del año 2002 para la variable *pn*, que pueden asociarse a los efectos la crisis argentina sobre el flujo de turistas y al abandono del régimen cambiario vigente en el Uruguay respectivamente. Se intentó corregir el efecto de estos acontecimientos de carácter no sistemático mediante variables cualitativas, identificando en ambos casos el efecto de las observaciones atípicas como un impulso. En los cuadros A.7, A.8 y A.9 del anexo se presenta el VECM inicialmente estimado, las pruebas de normalidad de los residuos y el conjunto de observaciones cuyo residuo supera en valor absoluto los 2 desvíos estándar. A continuación se presenta el modelo estimado luego de corregir las observaciones atípicas, así como las propiedades de los residuos del modelo.

[20] Se optó en una primera instancia por utilizar una medida más exigente (3 desvíos estándar), lo que conducía a considerar únicamente la existencia de una observación atípica (tercer trimestre de 2002). Sin embargo la intervención de esta observación no permitió solucionar el problema de no normalidad de los residuos, por lo que fue necesaria la adopción de una medida menos exigente (2,5 desvíos estándar).

Cuadro 5 – VECM irrestricto con intervenciones

	Coeficientes beta		Coeficientes alfa	
pr	1,00	0,00	-0,19	-0,18
	-	-	(0,09)	(0,07)
pn	0,00	1,00	-0,05	-0,21
	-	-	(0,05)	(0,04)
edr	0,32	0,43	-0,14	-0,28
	(0,05)	(0,05)	(0,38)	(0,28)
cy	0,41	1,38	0,08	0,01
	(0,35)	(0,36)	(0,08)	(0,06)
rti	-0,35	0,29	0,08	-0,11
	(0,22)	(0,22)	(0,13)	(0,10)
prodrel	0,06	0,51	-0,47	-0,12
	(0,07)	(0,07)	(0,12)	(0,09)
Constante	-6,80	-16,73	-	-
	(1,70)	(1,73)		

Nota: Desvíos estándar entre paréntesis

Cuadro 6 – *Test* de normalidad de los residuos
VECM irrestricto con intervenciones

H_0: Normalidad de los residuos	
pr	Chi^2(2) = 1,196 [0,5499]
pn	Chi^2(2) = 2,318 [0,3138]
edr	Chi^2(2) = 2,339 [0,3106]
cy	Chi^2(2) = 4,892 [0,0866]
rti	Chi^2(2) = 2,164 [0,3389]
prodrel	Chi^2(2) = 3,395 [0,1831]
Prueba conjunta	Chi^2(12) = 11,969 [0,4481]

Nota: ** (*) se rechaza la hipótesis nula al 1% (5%).
Los valores entre paréntesis indican el *p-value*

Como se observa en el cuadro 6, luego de corregidas las observaciones atípicas, los contrastes realizados no permiten rechazar la hipótesis nula de normalidad de los residuos.

A partir del VECM estimado se contrastó la hipótesis de nulidad de cada uno de los elementos de las matrices α y β. El contraste de nulidad de un elemento de la matriz α permite probar la exogeneidad débil de la variable correspondiente frente a los desequilibrios de la relación de largo plazo considerada. Por otra parte, el contraste de nulidad de un elemento de la matriz β permite testear la pertinencia de excluir una variable de una de las relaciones de largo plazo.

Las pruebas de nulidad de los coeficientes se llevaron a cabo a través del estadístico de razón de verosimilitud entre el modelo restricto y sin restringir. En primer lugar se testeó la restricción de nulidad para cada uno de los elementos de α y β individualmente considerados. Posteriormente, se volvió a testear en etapas sucesivas la hipótesis de nulidad, dada la información obtenida en las etapas anteriores hasta llegar a la especificación final del modelo, en la que se incluyen

únicamente las variables cuyos coeficientes resultaron estadísticamente significativos en todas las etapas. En el cuadro A.10 del anexo se especifican las pruebas de hipótesis involucradas en cada etapa y los coeficientes para los que no se rechazó la hipótesis de nulidad. En el cuadro 7 se incluyen los estadísticos que permiten concluir acerca de la significación de cada coeficiente.

Cuadro 7 – Estadísticos de las pruebas de nulidad de coeficientes

	Coeficientes beta		Coeficientes alfa	
pr	-	-	22430 [0.0490]*	17454 [0.1794]
pn	-	-	0,4781 [0,4893]	52551 [0.0000]**
edr	29950 [0.0048]**	38748 [0.0002]**	0,1076 [0,7429]	14.570 [0.2030]
cy	1,0794 [0,2988]	28778 [0.0172]*	1,3700 [0,2418]	0,0658 [0,7976]
rti	0,9097 [0,3402]	1,1306 [0,2876]	0,2082 [0,6482]	14.805 [0.1916]
prodrel	0,3704 [0,5428]	27067 [0.0122]*	23668 [0.0502]	1,0942 [0,2955]
Constante	32703 [0.0019]**	28984 [0.0066]**	-	-

Nota: ** (*) se rechaza la hipótesis nula al 1% (5%).
Los valores entre parentesis indican el *p-value*

Una vez realizadas las pruebas de nulidad de los coeficientes, se volvió a estimar el VECM imponiendo la restricción de nulidad de todos los coeficientes que no resultaron estadísticamente significativos. En el cuadro 8 se presentan los componentes de las matrices α y β para el modelo finalmente estimado.

Cuadro 8 – VECM restricto con intervenciones

	Coeficientes beta		Coeficientes alfa	
Pr	1,00	0,00	-0,37	0,00
	-	-	(0,09)	-
Pn	0,00	1,00	0,00	-0,20
	-	-	-	(0,03)
EDR	0,39	0,42	0,00	0,00
	(0,04)	(0,05)	-	-
CY	0,00	1,28	0,00	0,00
	-	(0,39)	-	-
RTI	0,00	0,00	0,00	0,00
	-	-	-	-
ProdRel	0,00	0,45	0,00	0,00
	-	(0,07)	-	-
Constante	-6,56	-14,72	-	-
	(0,21)	(1,56)		

Nota: Desvíos estándar entre paréntesis

3.4.3 - Interpretación de los resultados

Teniendo en cuenta la representación del VECM planteado en la ecuación (16), los resultados expuestos en el cuadro 8 pueden expresarse en forma matricial de la siguiente manera,

$$\alpha\,\beta`\,x_{t-1} = \begin{pmatrix} -0{,}37 & 0 \\ 0 & -0{,}2 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0{,}39 & 0 & 0 & 0 & -6{,}56 \\ 0 & 1 & 0{,}42 & 1{,}28 & 0 & 0{,}45 & -14{,}72 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} pr_{t-1} \\ pn_{t-1} \\ edr_{t-1} \\ cy_{t-1} \\ rti_{t-1} \\ prodrel_{t-1} \\ 1 \end{pmatrix}$$

De esta forma, los resultados encontrados implican que las dos relaciones de equilibrio de largo plazo pueden expresarse mediante las siguientes ecuaciones,

$$pr_t = 6{,}56 - 0{,}39\, edr_t + u_t \qquad (17)$$

$$pn_t = 14{,}72 - 0{,}42\, edr_t - 1{,}28\, cy_t - 0{,}45\, prodrel_t + u_t \qquad (18)$$

Con respecto a las variables que integran las relaciones de equilibrio, como se desprende de las ecuaciones (17) y (18), algunos de los fundamentos sugeridos por el marco teórico no están relacionados en el largo plazo con los precios relativos. En particular, el precio relativo de los bienes regionales mantiene una relación de equilibrio en el largo plazo únicamente con el exceso de demanda regional. Por otra parte, en el caso del precio relativo de los bienes no transables, la única variable que no integra la relación de largo plazo es la relación de términos de intercambio.

En cuanto a los coeficientes estimados en el modelo final, se destaca que todas las variables que integran las dos relaciones de cointegración mantienen una relación inversa con los precios relativos en el largo plazo, en forma consistente con lo sugerido por el marco teórico.

Por otra parte, se puede afirmar que la evidencia empírica encontrada en Aboal (2002) es captada adecuadamente por el modelo desarrollado en esta investigación. [21] Por un lado, las estimaciones de la elasticidad del precio relativo de los bienes no transables respecto a la relación consumo/ingreso arrojan resultados similares. En el caso de Aboal (2002) el parámetro estimado es 1,21 mientras que en el modelo estimado en esta investigación toma un valor de 1,28. Por otro lado, con respecto al coeficiente de la productividad relativa del sector transable, la elasticidad estimada del precio relativo de los bienes no transables respecto a *prodrel* es -0,45, mientras que la elasticidad estimada en Aboal (2002) equivale aproximadamente a -0,49 en términos de la variable utilizada en esta investigación.[22] Finalmente, en ambas

[21] Es importante destacar que la comparación se debe realizar con cautela debido a que la clasificación de rubros del IPC utilizada para la construcción de las series de precios relativos es diferente en los dos trabajos. Aboal (2002) utiliza la clasificación establecida en Cancelo *et al* (1994) para descomponer la canasta del IPC entre bienes transables y no transables.

[22] Aboal (2002) utiliza el ratio entre la productividad media la economía respecto a la productividad de la industria, mientras que en esta investigación se define el indicador en forma inversa, como es habitual en la literatura que estudia el efecto Balassa-Samuleson.

investigaciones la evidencia empírica permite concluir que la relación de términos de intercambio no está relacionada en el largo plazo con el precio relativo de los bienes no transables.

En cuanto a la dinámica de corto plazo, el análisis de los coeficientes de la matriz α indica que la evidencia encontrada no permite rechazar la hipótesis nula de que todos los fundamentos de los precios relativos son débilmente exógenos, en forma consistente con el supuesto establecido en el marco teórico. Asimismo, los precios relativos son las únicas variables que se ajustan ante los desequilibrios respecto a la relación de largo plazo. Dado que los coeficientes de ajuste son negativos en ambos casos, se puede afirmar que los precios relativos son las dos variables endógenas que permiten el retorno al equilibrio, asegurando así la estabilidad del sistema.

Por otra parte, la magnitud de los coeficientes de la matriz α determina la velocidad de ajuste de las variables endógenas ante un desequilibrio. Como se desprende del cuadro 8, ante la ocurrencia de un *shock* que produce un desvío respecto al equilibrio, en el período siguiente *pr* se ajusta corrigiendo el 37% del desequilibrio de la primera relación de cointegración, mientras que *pn* corrige el 20% del desequilibrio de la segunda relación de largo plazo. El estudio de la velocidad de ajuste se puede realizar alternativamente recurriendo a los *half life indicators*. Este análisis permite concluir que *pr* corrige la mitad de un desequilibrio en la primera relación de cointegración en un trimestre y medio, mientras que *pn* elimina la mitad de un desequilibro de la segunda relación de largo plazo en el transcurso de tres trimestres.

La evidencia encontrada permite concluir que el enfoque regional adoptado en el modelo de tres bienes constituye un aporte relevante para el estudio de la evolución de los precios relativos en el largo plazo. Por un lado, la desagregación en tres bienes es pertinente desde el punto de vista empírico, ya que las dos relaciones de cointegración encontradas determinan la existencia de un conjunto de fundamentos diferenciados para cada uno de los precios relativos. Por otro lado, la introducción de la demanda regional como un determinante adicional de los precios relativos resulta significativa desde el punto de vista empírico. De todas maneras corresponde realizar algunas aclaraciones respecto a la evidencia encontrada y las relaciones teóricas implícitas en el modelo BDL.

En primer lugar, en cuanto a la importancia de la demanda doméstica, de acuerdo a las relaciones establecidas en el marco teórico, la demanda interna es una variable relevante en el mecanismo de formación de precios de los bienes regionales. Sin embargo, la evidencia encontrada en esta investigación sugiere que la relación consumo/ingreso no está relacionada en el largo plazo con la evolución del precio relativo de los bienes regionales. Como se desprende de la ecuación (17), la evolución de *pr* en el largo plazo está determinada únicamente por *edr*.

En segundo lugar, con respecto a la importancia de la demanda regional, tal como se desprende de las ecuaciones (17) y (18), la elasticidad respecto a *edr* es similar para los dos precios relativos. En este sentido, no se pudo rechazar la hipótesis nula de

que los coeficientes estimados en las dos ecuaciones son iguales[23]. Sin embargo, de acuerdo a lo establecido en el modelo BDL, el efecto de la demanda regional sobre los dos precios relativos es cualitativa y cuantitativamente diferente. Ante un incremento de la demanda regional el precio de los bienes regionales aumenta como consecuencia directa del crecimiento de la demanda en este mercado, mientras que el precio de los bienes no transables aumenta como resultado del efecto indirecto producto del carácter de sustitutos imperfectos que tienen los bienes en esta economía. Cabe destacar que en Bergara, Dominioni y Licandro (1995) se demuestra formalmente que la variación de *Pr* ante un *shock* regional es mayor que la de *Pn*.

La similitud de las elasticidades de los dos precios relativos respecto a la demanda regional encontrada en esta investigación podría tener dos interpretaciones alternativas. Una primera hipótesis es que exista un elevado grado de sustitución entre los bienes regionales y los no transables que determina en la demanda doméstica por bienes no transables. Esta hipótesis implicaría que el efecto directo de una variación de la demanda regional sobre P_R no difiere significativamente del efecto indirecto sobre P_N. Otra posible interpretación de este resultado es que los bienes clasificados como no transables, en realidad también sean demandados por la región, lo que implicaría que los *shocks* de demanda regional tienen un efecto directo sobre P_N. Si bien esta hipótesis invalidaría la denominación de este grupo de bienes como "no transables" (dado que serían bienes comercializables a nivel regional), el hecho de que los dos precios relativos estén determinados por un *set* de fundamentos diferenciado justifica la validez de la distinción en tres bienes tanto desde el punto de vista teórico como empírico.

3.5 – Los precios relativos de equilibrio

3.5.1 – El equilibrio de largo plazo y los desalineamientos

El hecho de que *Pr* y *Pn* sean las únicas variables endógenas del sistema, permite estimar la trayectoria de equilibrio de los precios relativos consistente con la evolución de los fundamentos. De esta forma, la relación estimada entre los precios relativos de equilibrio y los fundamentos de largo plazo se pueden expresar de la siguiente manera,

$$pr^*_t = 6{,}56 - 0{,}39\ edr_t \qquad (19)$$

$$pn^*_t = 14{,}72 - 0{,}42\ edr_t - 1{,}28\ cy_t - 0{,}45\ prodrel_t \qquad (20)$$

Por otra parte, como se mencionó en el marco teórico, en el largo plazo los precios relativos observados convergen al valor de equilibro determinado por los fundamentos, aunque en el corto plazo pueden existir desalineamientos por la influencia de otro tipo de variables. En este sentido, puede definirse el

[23] El estadístico de razón de verosimilitud adopta el siguiente valor (*p-value* entre paréntesis):
LR test of restrictions: Chi^2(16) = 24.073 [0.0879]

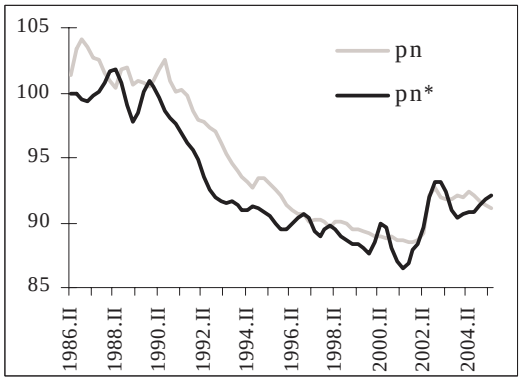
desalineamiento respecto al equilibrio como la diferencia entre el valor observado y el valor de equilibrio de los precios relativos, que se puede representar de la siguiente manera,

$$u_t = \Gamma_t - \Gamma_t^* \qquad (21)$$

A continuación se presenta gráficamente la evolución comparada de los precios relativos observados y de equilibrio, así como el desalineamiento en el corto plazo. Los precios relativos de equilibrio se calcularon a partir de las ecuaciones (19) y (20). Cabe destacar que como es habitual en la literatura, se consideró que el valor de equilibrio de los precios relativos no está afectado por las variaciones estacionales e irregulares de las variables involucradas, por lo que los precios relativos de equilibrio se estimaron a partir del valor de tendencia-ciclo de los fundamentos.[24]

Gráfico 6 – Precios relativos observados y precios relativos de equilibrio
(pn* y pr* 1986.II=100)

a) pn* y pn



b) pr* y pr

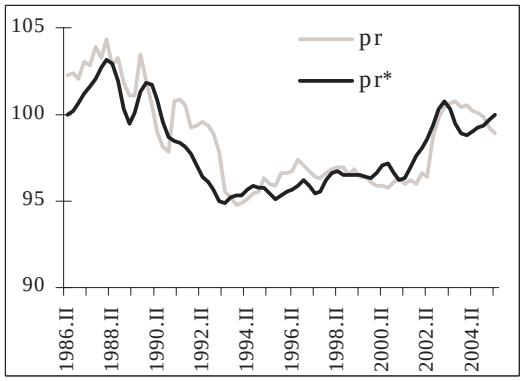
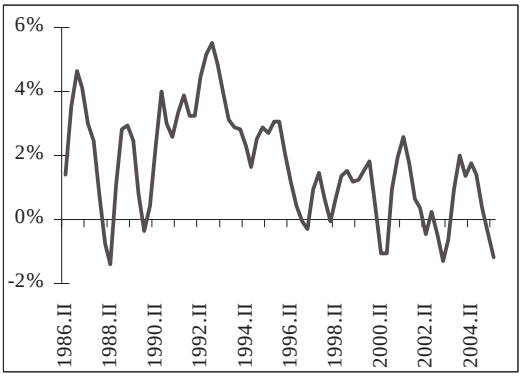
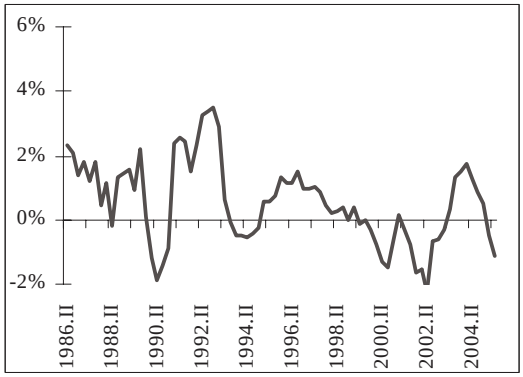


Gráfico 7 – Desalineamientos de los precios relativos
(en % respecto al equilibrio)

a) pn



b) pr



Como se observa en los gráficos 6 y 7, los precios relativos observados registraron un comportamiento similar al sugerido por la trayectoria de los fundamentos en el largo

[24] Para calcular el componente de tendencia-ciclo de los fundamentos se utilizó el programa Demetra 2.0

plazo. Esto se refleja en la magnitud de los desalineamientos, que en ningún caso superan el 5,5% del valor de equilibrio.

Estos desequilibrios se vinculan en parte a la velocidad de ajuste de los precios relativos y a la frecuencia y magnitud de los *shocks* de los fundamentos de largo plazo. A modo de ejemplo, el desequilibrio más significativo de los precios relativos se registra en la primera mitad de la década del noventa, cuando la demanda regional registra el mayor crecimiento del período de estudio. Durante este período se registra un desalineamiento particularmente persistente en el precio relativo de los bienes no transables, lo que podría vincularse en parte a la menor velocidad de ajuste ante la ocurrencia de un desequilibrio.

Por otra parte, tal como se estableció en el marco teórico, los desvíos respecto al equilibrio podrían estar asociados a otras variables como la política monetario-cambiaria, que no son relevantes en el largo plazo. El estudio empírico de la influencia de estas variables excede los objetivos de esta investigación.

3.5.2 – La incidencia de los fundamentos en el largo plazo

La evolución de los precios relativos en el largo plazo puede comprenderse analizando la incidencia de los fundamentos sobre el valor de equilibrio. Las variaciones del valor de equilibrio del precio relativo de los bienes no transables se pueden descomponer en función de la contribución de los tres fundamentos que integran la relación de largo plazo: la relación consumo/ingreso, el exceso de demanda regional y la productividad relativa del sector transable. Por otro lado, el valor de equilibrio del precio relativo de los bienes regionales en el largo plazo depende únicamente del exceso de demanda regional.

Como se observa en el gráfico 2, el exceso de demanda regional se caracterizó por una elevada volatilidad en los primeros años del período de estudio que se reflejó en la trayectoria de los precios de equilibrio entre 1986 y 1990.

A partir del cuarto trimestre de 1989 comenzó a registrarse un importante crecimiento del flujo de turistas proveniente de la región. La cantidad de turistas argentinos ingresados en el país se incrementó de 700 mil en 1990 a prácticamente 1,5 millones en 1993, lo que implica una tasa de crecimiento acumulativo anual de 28%. Este fenómeno se manifestó en un significativo aumento del exceso de demanda regional, determinando una apreciación del valor de equilibrio del precio relativo de los bienes regionales a una tasa anual de 8,7% en el período. Por otro lado, la productividad relativa del sector transable continuó con la tendencia creciente que venía registrando, por lo que a partir del cuarto trimestre de 1989 también comenzó a apreciarse el precio relativo de equilibrio de los bienes no transables. Posteriormente, a partir de 1991, se revirtió la caída que venía registrando la relación consumo/ingreso, por lo que todos los fundamentos de largo plazo comenzaron a operar en la misma dirección determinando una fuerte apreciación del valor de equilibrio del precio relativo de los bienes no transables, a una tasa anual de 11,5%

entre el cuarto trimestre de 1989 y el segundo trimestre de 1993. Si bien en este período los tres fundamentos contribuyeron a la apreciación del precio relativo de equilibrio de los bienes no transables, se destaca la fuerte incidencia del exceso de demanda regional, que explicó el 81% de su variación.

Posteriormente, a partir del tercer trimestre de 1993 el exceso de demanda regional comenzó a registrar una leve tendencia descendente. Esto se tradujo en un cambio en la trayectoria del precio relativo de equilibrio de los bienes regionales, que comenzó a depreciarse levemente a una tasa anual de 0,9%. Por su parte, el precio relativo de equilibrio de los bienes no transables continuó con su trayectoria descendente ya que la relación consumo/ingreso y la productividad relativa del sector transable continuaron aumentando. Sin embargo, el cambio en la trayectoria del exceso de demanda regional se reflejó en una desaceleración del ritmo de apreciación que se redujo a una tasa anual de 2,8%.

El desencadenamiento de la crisis financiera en Argentina en 2001 y el posterior abandono del Plan de Convertibilidad incidieron en una drástica reducción del flujo de turistas argentinos, que alcanzaron los 800 mil visitantes en el 2002, el mínimo desde 1990. La reducción en el flujo de turistas se reflejó en una significativa caída del exceso de demanda regional que se tradujo en un aumento del ritmo de depreciación del precio relativo de equilibrio de los bienes regionales (alcanzando una tasa anual de 11,6% entre el segundo trimestre de 2001 y el primer trimestre de 2003) y en un quiebre en la tendencia descendente que venía registrando el valor de equilibrio del precio relativo de los bienes no transables. Adicionalmente, a partir del tercer trimestre del 2001 se registra un pronunciado descenso de la relación consumo/ingreso a un ritmo anual de 4,7%, reflejando en parte la significativa salida de capitales que la economía registró en el período. Si bien la productividad relativa del sector transable continuó aumentando, el descenso conjunto del exceso de demanda regional y de la relación consumo/ingreso produjo un significativo aumento del precio relativo de equilibrio de los bienes no transables a una tasa anual de 18,9%. En este subperíodo el principal factor de depreciación fue la reducción del exceso de demanda regional, que explicó dos tercios de los factores que presionaron al aumento del precio relativo de equilibrio de los bienes no transables.

Finalmente, el descenso de la relación consumo/ingreso y del exceso de demanda regional se detienen en el último trimestre de 2002 y el primer trimestre de 2003 respectivamente, por lo que los dos precios relativos de equilibrio detienen su tendencia creciente a inicios de 2003. El aumento del exceso de demanda regional y de la productividad relativa del sector transable, contrarrestados en parte por una leve caída de la relación consumo/ingreso, determinaron una apreciación del valor de equilibrio del precio relativo de los bienes no transables a un ritmo de 2,1% anual entre el primer trimestre de 2003 y el segundo trimestre de 2005.

A modo de resumen, en el cuadro 9 se presenta la variación del precio relativo de equilibrio de los bienes no transables y sus determinantes en los distintos períodos analizados anteriormente.

Cuadro 9 – Incidencia de los fundamentos en las variaciones de Pn* [25]

Período		Presiones a la apreciación			Presiones a la depreciación			Pn*
		EDR	CY	ProdRel	EDR	CY	ProdRel	
86.III / 89.IV	Variación	-	-	13,9%	-20,5%	-0,7%	-	4,9%
	Variación anualizada	-	-	4,1%	-6,8%	-0,2%	-	1,5%
	Contribución a la variación de Pn*	-	-	-123%	203%	20%	-	100%
	Contribución a la apreciación / depreciación	-	-	100%	91%	9%	-	-
90.I / 93.II	Variación	126,3%	5,0%	4,5%	-	-	-	-34,8%
	Variación anualizada	26,3%	1,4%	1,3%	-	-	-	-11,5%
	Contribución a la variación de Pn*	81%	15%	5%	-	-	-	100%
	Contribución a la apreciación / depreciación	81%	15%	5%	-	-	-	-
93.III / 01.II	Variación	-	9%	54,2%	-16,7%	-	-	-20,2%
	Variación anualizada	-	1,0%	5,6%	-2,3%	-	-	-2,8%
	Contribución a la variación de Pn*	-	47%	87%	-34%	-	-	100%
	Contribución a la apreciación / depreciación	-	35%	65%	100%	-	-	-
01.III / 03.I	Variación	-	-	3,1%	-38,9%	-8,1%	-	35,4%
	Variación anualizada	-	-	1,8%	-24,5%	-4,7%	-	18,9%
	Contribución a la variación de Pn*	-	-	-5%	69%	36%	-	100%
	Contribución a la apreciación / depreciación	-	-	100%	66%	34%	-	-
03.II / 05.II	Variación	9,0%	-	3,9%	-	-0,5%	-	-4,6%
	Variación anualizada	3,9%	-	1,7%	-	-0,2%	-	-2,1%
	Contribución a la variación de Pn*	76%	-	37%	-	-13%	-	100%
	Contribución a la apreciación / depreciación	68%	-	32%	-	100%	-	-

[25] La contribución se calculó de la siguiente forma. Se define y_t de la siguiente manera,

$$y_t = a + \sum_{i=1}^{n} b_i x_{it}$$

En el período *t+1* se cumple la siguiente relación,

$$y_t (1+\Delta y_t) = a + \sum_{i=1}^{n} b_i x_{it} (1 + \Delta x_{it})$$

donde Δy_t y Δx_{it} representan la tasa de variación de y de x entre *t* y *t+1*.
Operando adecuadamente se obtiene la siguiente relación,

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^{n} (b_i x_{it} / y_t) \Delta x_i$$

Por lo que se define la contribución la variable xi a la variación de y entre el período *t* y *t+1* de la siguiente forma,

$$x_{it} = [(b_i x_{it} / y_t) \Delta x_i] / \Delta y_t$$

El análisis de la incidencia de los fundamentos tiene diversas implicancias desde el punto de vista de la rentabilidad sectorial. En particular, a diferencia de las consecuencias de un aumento del gasto y un *shock* de demanda regional, la apreciación de los precios relativos generada por un aumento de la productividad relativa del sector transable (efecto Balassa-Samuelson) produce un aumento de la rentabilidad del capital en el sector. Los resultados encontrados en esta investigación permiten concluir que las variaciones de la productividad relativa del sector transable fueron significativas para explicar la evolución del precio relativo de los bienes no transables en el período de estudio. Esta evidencia estaría sugiriendo que parte de la apreciación de los precios relativos durante los noventa no determinó una reducción de la rentabilidad relativa del sector transable, en especial en la segunda mitad de la década. Sin embargo el estudio formal de la incidencia de los precios relativos sobre la rentabilidad sectorial requeriría la construcción de indicadores de rentabilidad, lo que excede los alcances de esta investigación.

4 – Los precios relativos y la PPP

El cumplimiento de la PPP implica que el TCR_{Ext} es una variable estacionaria, lo que significa que los *shocks* que recibe tienen un efecto transitorio. De esta manera, el TCR_{Ext} tendría una tendencia a revertir a un valor medio en el largo plazo. Los resultados encontrados en esta investigación permiten concluir que los precios relativos son variables no estacionarias que están cointegradas con los fundamentos establecidos en el marco teórico, lo que implica que su trayectoria se ve afectada en forma permanente ante la ocurrencia de un *shock* en alguno de los fundamentos. El objetivo de esta sección es compatibilizar las distintas conclusiones que se obtienen a partir de la aplicación de estos dos enfoques teóricos alternativos.

Como punto de partida de este análisis se considera la relación entre el TCR_{Int} y el TCR_{Ext} establecida en las ecuaciones (3), (4) y (5). Reexpresando la ecuación (4) en términos de los tres tipos de bienes definidos en el modelo BDL se obtiene la siguiente expresión,

$$TCR_{Ext} = \frac{EP^*}{(P_T^{\alpha} P_R^{\beta} P_N^{(1-\alpha-\beta)})} = \left(\frac{EP^*}{P_T}\right)\left(\frac{P_T}{P_R}\right)^{\beta}\left(\frac{P_T}{P_N}\right)^{(1-\alpha-\beta)} = DES_{P^*} Pr^{\beta} Pn^{(1-\alpha-\beta)} \qquad (22)$$

Aplicando logaritmos en la ecuación (22) se obtiene la siguiente expresión alternativa,

$$tcr_{ext} = des_{p^*} + [\ \beta pr + (1-\alpha-\beta)pn\ ] \qquad (23)$$

Esta ecuación implica que el tipo de cambio real externo puede representarse como una combinación lineal de los dos precios relativos definidos en el modelo BDL y del desvío del precio interno de los bienes transables respecto al nivel general de precios externos expresados en la misma moneda.

El estudio del orden de integración de los distintos componentes de la ecuación (23) permite realizar un análisis integrado del cumplimiento de la PPP y de la evolución de los precios relativos internos de la economía doméstica.

Con este objetivo, se realizaron los contrastes ADF de raíces unitarias a la combinación lineal de los dos precios relativos [βpr + (1-α-β)pn] y a las variables TCR_{Ext} y DES_{P^*} en cuatro casos distintos. El análisis fue realizado para el TCR multilateral (TCR_{MULT}) y los TCR bilaterales respecto a Argentina (TCR_{Arg}), Brasil (TCR_{Bra}) y Estados Unidos (TCR_{EEUU})[26]. Para la selección del número de rezagos a utilizar en la especificación de los *test* ADF se optó por utilizar el criterio de AIC, a excepción del caso del TCR_{Bra} en el que los problemas de autocorrelación de los residuos determinaron la necesidad de realizar el *test* en una especificación con un mayor número rezagos.

Cuadro 10 – *Test* ADF – Series en niveles

	Modelo a				Modelo b				Modelo c			Orden de Integración
	Lags	ADF	τ_β	Conclusión	*Lags*	ADF	τ_γ	Conclusión	*Lags*	ADF	Conclusión	
tcr_{mult}	4	-1,81	-0,69	Reestimar	4	-1,75	0,84	Reestimar	4	-1,54	Existe RU	I (1)
tcr_{eeuu}	1	-1,06	0,73	Reestimar	1	-1,46	0,86	Reestimar	1	-1,26	Existe RU	I (1)
tcr_{arg}	0	-2,15	-0,24	Reestimar	0	-2,19	-0,84	Reestimar	0	-2,03 *	No Existe RU	I (0)
tcr_{bra}	0	-2,47	0,50	Reestimar	0	-2,46	-1,30	Reestimar	5	-1,86	Existe RU	I (1)
des_{p^*mult}	4	-2,86	1,09	Reestimar	4	-2,65	-0,54	Reestimar	4	-2,71 **	No Existe RU	I (0)
des_{p^*eeuu}	1	-1,10	1,07	Reestimar	1	-1,11	0,91	Reestimar	1	-0,64	Existe RU	I (1)
des_{p^*arg}	0	-1,75	0,14	Reestimar	0	-1,85	-0,91	Reestimar	0	-1,61	Existe RU	I (1)
des_{p^*bra}	0	-2,27	1,01	Reestimar	0	-2,11	-1,03	Reestimar	0	-2,01 *	No Existe RU	I (0)
βpr + (1-α-β)pn	1	-0,95	0,09	Reestimar	1	-1,91	1,85	Reestimar	1	-1,75	Existe RU	I (1)

ADF: estadistico de la prueba ADF

τ_β: estadístico de significación de β

τ_γ: estadístico de significación de γ

Nota: ** (*) se rechaza la hiótesis nula al 1% (5%) de significación

Los resultados presentados en el cuadro 10 permiten concluir que la combinación lineal de los precios relativos [βpr + (1-α-β)pn] es integrada de orden uno. Por lo tanto, la estacionariedad del tcr_{ext} y el cumplimiento de la PPP con un determinado país, está determinada por la estacionariedad de la variable des_{p^*} y su relación en el largo plazo con los precios relativos. A continuación se analizan individualmente los resultados encontrados en los distintos casos considerados y sus implicancias.

En el caso del análisis multilateral y bilateral con Brasil, los TCR son variables integradas de orden uno, por lo que se puede afirmar que la PPP no es una teoría válida para explicar la evolución del TCR_{Ext}. Por otra parte, los desvíos del precio interno de los bienes transables respecto al nivel general de precios externos expresados en dólares (des_{p^*}) son variables estacionarias en ambos casos. Teniendo en cuenta estos resultados, las propiedades de los procesos integrados permiten

[26] Para el TCR multilateral se utilizó el Indicador de Capacidad de Competencia (ICC) elaborado por el BCU. Siguiendo la metodología utilizada en este indicador, los TCR bilaterales respecto a Argentina y Brasil fueron elaborados a partir de los índices de precios al consumo de cada país. Al igual que en el ICC, el TCR bilateral respecto a Estados Unidos se construyó en base al índice de precios mayoristas de ese país, aunque la utilización del índice de precios al consumo no afecta los resultados obtenidos.

asegurar que la no estacionariedad del TCR proviene únicamente de la no estacionariedad de los precios relativos de la economía doméstica. [27] En este sentido, puede afirmarse que la PPP no se cumple en el largo plazo como resultado de los *shocks* de carácter permanente que reciben los precios relativos.

De todas maneras, esto no implica que la variable des_{p^*} no sea significativa para explicar las variaciones del TCR en algunos períodos particulares. A modo de ejemplo el 61% de la depreciación registrada entre fines de 2001 e inicios de 2004 fue explicada por el aumento de DES_{P^*}.

En el caso del análisis bilateral con respecto a Estados Unidos, los resultados del *test* ADF permiten concluir que tanto el tcr_{eeuu} como el des_{p^*eeuu} son variables integradas de orden uno. En consecuencia, al igual que en los dos casos anteriores, se puede afirmar que no se cumple la PPP con Estados Unidos. Sin embargo en este caso, la no estacionariedad del TCR es resultado de los *shocks* de carácter permanente que reciben tanto los precios relativos de la economía doméstica como el término des_{p^*eeuu}, que no tendría una tendencia a revertir a un valor medio en el largo plazo.

Finalmente, en el caso del análisis bilateral con Argentina, la variable des_{p^*arg} es integrada de orden uno. Sin embargo, en este caso el tcr_{arg} es una variable estacionaria, lo que implica que se cumpliría la PPP con Argentina. Estos resultados son consistentes con buena parte de los antecedentes que consideran un período de estudio similar al analizado en esta investigación.[28]

Dado que la combinación lineal entre los dos precios relativos $[\beta pr + (1-\alpha-\beta)pn]$ es una variable integrada de orden uno, la PPP solo puede cumplirse si el término $[des_{p^*arg} + \beta pr + (1-\alpha-\beta)pn]$ representa una relación de cointegración.

Para obtener una mejor interpretación de este resultado, puede desagregarse el índice de precios de Argentina entre bienes transables y no transables. De esta forma, reexpresando la ecuación (5) en términos de los tres bienes definidos en esta investigación se obtiene la siguiente expresión,

$$TCR_{Arg} = \frac{E\, P_{TArg}}{P_T} \left(\frac{1}{TCR_{Int\ Arg}}\right)^{(1-\omega)} Pr^{\beta}\, Pn^{(1-\alpha-\beta)} \qquad (24)$$

donde P_{TArg} es el precio interno de los bienes transables en Argentina, ω es la ponderación de los bienes transables en el IPC argentino y TCR_{IntArg} es cociente entre el precio interno de los bienes transables y no transables de la economía argentina.

La transformación logarítmica de la ecuación (24) permite obtener la siguiente expresión,

---

[27] Las propiedades de los procesos integrados aseguran que si $x_t \sim I(0)$ y $y_t \sim I(1)$ entonces $[ax_t + by_t] \sim I(1)$

[28] Al respecto ver Goyeneche *et al* (1999) y Lorenzo *et al* (2000).

$$tcr_{arg} = (ep_{Targ} - p_T) - (1- \omega)\, tcr_{intarg} + [\, \beta pr + (1-\alpha-\beta)pn\,] \qquad (25)$$

Si se supone que los precios de los bienes transables de los dos países cumplen la PPP, es decir que $(ep_{Targ} - p_T)$ es estacionario, entonces la no estacionariedad de des_{p^*arg} se debe a que tcr_{intarg} es una variable integrada de orden uno.

De esta forma, el cumplimiento de la PPP con Argentina requiere la condición de que la expresión $[\, -(1- \omega)\, tcr_{intarg} + \beta pr + (1-\alpha-\beta)pn\,]$ represente una relación de cointegración. Esto implicaría la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre los precios relativos internos de las dos economías, sugiriendo que los precios relativos están de alguna forma interrelacionados o tienen variables causales comunes, tal como se sugiere en Lorenzo *et al* (2000).

Este análisis puede interpretarse a la luz de los modelos teóricos de determinación del TCR, suponiendo que los precios relativos en Argentina se comportan de manera consistente con lo que sugieren los modelos de variables fundamentales.[29] En este sentido, se pueden plantear dos hipótesis no excluyentes. Una primera hipótesis es que los precios relativos de ambos países tienen fundamentos comunes. En particular, un aumento del gasto en Argentina produce una apreciación del TCR_{IntArg}, en tanto que provoca un aumento de la demanda externa por bienes regionales en Uruguay, presionando *Pr* y *Pn* a la baja. Una segunda hipótesis es que los fundamentos tienen variables causales comunes. En particular, los movimientos de capitales sistémicos a la región tienen efectos simultáneos sobre la relación consumo/ingreso de Argentina y Uruguay, provocando en las dos economías variaciones de los precios relativos en la misma dirección. Este análisis estaría sugiriendo que se cumple la PPP porque los precios relativos de Argentina y Uruguay reaccionan en la misma dirección ante la ocurrencia de un *shock* como consecuencia de la existencia de un fundamento en común y/o del vínculo existente entre los fundamentos. Si bien estas hipótesis podrían contrastarse formalmente a partir de la construcción de un indicador del TCR_{IntArg}, su realización escapa a los objetivos de esta investigación.

5 – Conclusiones

La evidencia encontrada en esta investigación permite concluir que existen dos relaciones de cointegración entre los precios relativos y el *set* de fundamentos que surge del marco teórico. La estimación de un VECM indica que el precio relativo de los bienes regionales mantiene una relación de equilibrio de largo plazo con el exceso de demanda regional, mientras que el precio relativo de los bienes no transables está cointegrado con el exceso de demanda regional, la relación consumo/ingreso y la productividad relativa del sector transable. Los coeficientes estimados indican que todos los fundamentos que integran las relaciones de cointegración tienen una relación inversa con los precios relativos en el largo plazo, tal como sugiere la teoría.

[29] Ver Gay y Pellegrini (2003).

El análisis de la dinámica de corto plazo permite concluir que todos los fundamentos son débilmente exógenos y que los precios relativos son las únicas variables que se ajustan ante la ocurrencia de un *shock* en alguno de los fundamentos, asegurando el retorno del sistema al equilibrio. El carácter endógeno de los dos precios relativos y la exogeneidad débil de los fundamentos permiten interpretar las relaciones de largo plazo como ecuaciones de determinación de los precios relativos de equilibrio.

Si bien en el largo plazo los precios relativos observados convergen al valor determinado por los fundamentos, en el corto plazo existen desalineamientos respecto al equilibrio. El análisis de la velocidad de ajuste de los precios relativos ante un desequilibrio sugiere que el precio relativo de los bienes regionales corrige la mitad de un desequilibrio en un trimestre y medio, en tanto que el ajuste del precio relativo de los bienes no transables permite eliminar la mitad de un desequilibrio en el transcurso de tres trimestres. Por su parte, la estimación de los desalineamientos en el período de estudio permitió concluir que los desvíos que registraron los precios relativos observados en ningún caso superaron el 5,5% del valor de equilibrio. Estos desvíos podrían estar asociados a la velocidad de ajuste de los precios relativos y a la magnitud y frecuencia de los *shocks* en los fundamentos. Adicionalmente, los desalineamientos podrían vincularse a la influencia de otras variables, como la política monetario-cambiaria.

La estimación de la trayectoria de equilibrio de los precios relativos en el largo plazo permitió además cuantificar la incidencia de los distintos fundamentos en el período de estudio analizado. Este análisis es particularmente relevante en el caso del estudio de la evolución del precio relativo de los bienes no transables, ya que la trayectoria del precio relativo de los bienes regionales en el largo plazo está determinada únicamente por el exceso de demanda regional. En particular, este análisis revela que la significativa apreciación del precio relativo de los bienes no transables en los primeros tres años de la década del noventa se explicó principalmente por la evolución del exceso de demanda regional, que explicó el 81% de la apreciación. Posteriormente, el descenso del precio relativo de los bienes no transables entre 1993 y 2001 estuvo incidido en mayor medida por el aumento de la productividad relativa del sector transable, que explicó dos tercios de las presiones a la apreciación. Finalmente, el incremento del precio relativo de los bienes no transables en 2002 estuvo determinado principalmente por el descenso de la demanda regional, que explicó dos tercios de las presiones a la depreciación.

Por otra parte, el estudio de las propiedades de los distintos componentes del TCR externo permitió analizar el cumplimiento de la PPP y su vínculo con las principales conclusiones que se derivan del análisis de los precios relativos de equilibrio. La evidencia encontrada permitió concluir que la PPP no sería una teoría válida para explicar la evolución del TCR externo con respecto al conjunto de los principales socios comerciales, a Brasil y a Estados Unidos. En los dos primeros casos, los resultados sugieren que la PPP no se cumple debido a los *shocks* permanentes que reciben los precios relativos de los bienes regionales y de los bienes no transables. Por su parte, la no estacionariedad del TCR bilateral respecto a Estados Unidos

responde además a los desvíos de carácter permanente del precio interno de los bienes transables expresados en dólares respecto al nivel general de precios en Estados Unidos.

El análisis del TCR bilateral con Argentina sugiere que se cumple la PPP con este país, en línea con los resultados obtenidos en los principales antecedentes sobre el tema. El estudio de los componentes del TCR bilateral pone en evidencia la importancia de este resultado, ya que podría estar sugiriendo que existe una relación de cointegración entre los precios relativos internos de las dos economías. Este análisis estaría indicando que los precios relativos de ambos países tienen fundamentos comunes y / o que los fundamentos tienen variables causales comunes.

La evidencia encontrada permite concluir que el enfoque regional adoptado en el modelo de tres bienes constituye un aporte relevante para el estudio de la evolución de los precios relativos en el largo plazo. La existencia de un *set* de fundamentos diferenciado para cada uno de los dos precios relativos destaca la relevancia de la desagregación en tres bienes. Por otro lado, la importancia del exceso de demanda regional para explicar la trayectoria de equilibrio de los dos precios relativos, pone en evidencia el aporte del modelo BDL frente a otros modelos de variables fundamentales. Cabe destacar que, a diferencia de lo establecido en el marco teórico, las relaciones de largo plazo estimadas sugieren que no existe una diferencia estadísticamente significativa entre las elasticidades de los precios relativos ante un *shock* regional. Este resultado podría estar sugiriendo que existe un elevado grado de sustitución entre los bienes regionales y los no transables en la demanda doméstica, o alternativamente que los bienes clasificados como "no transables" en esta investigación serían en realidad bienes comercializables a nivel regional. Finalmente, la consideración de la demanda regional como un determinante adicional de los precios relativos incorpora un fundamento que depende en última instancia del nivel de gasto argentino, sustentando la hipótesis de que los determinantes de los precios relativos de ambos países están interrelacionados. De esta forma, el modelo BDL constituye un marco teórico que permite compatibilizar la aplicación de un modelo de variables fundamentales para explicar la trayectoria de los precios relativos de Uruguay con la validez de la PPP como teoría de determinación del TCR bilateral respecto a Argentina.

A partir de los resultados obtenidos pueden establecerse nuevas líneas de investigación. En primer lugar, estudiar los determinantes de los desalineamientos de corto plazo, en particular la incidencia de la política monetario-cambiaria. En segundo lugar, profundizar el estudio de los efectos de la demanda regional sobre el precio relativo de los bienes no transables. En particular, resulta relevante estudiar el grado de transabilidad a nivel regional de los bienes clasificados como "no transables" en el modelo BDL. En tercer lugar, profundizar el análisis de la relación entre los fundamentos de los precios relativos y las rentabilidades sectoriales. Por último, analizar formalmente el vínculo existente entre los determinantes de los precios relativos internos en Uruguay y Argentina.

Bibliografía

Aboal, D. (2002), *"Tipo de cambio real de equilibrio en Uruguay"*.

Baffes, J., Elbadawi, I. y O´Connell, S. (1997), *"Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate"*.

Bergara, M., Dominioni, D. y Licandro, J.A. (1995), "*Un modelo para comprender la Enfermedad Uruguaya*", Banco Central del Uruguay, Revista de Economía, Vol. II, Nº2, 39-75.

Bevilaqua, A., Catena, M. y Talvi, E. (1999), "*Integration, Interdependence, and Regional Goods: An Application to Mercosur*", CERES.

Bevilaqua, A. y Talvi, E. (1999), "*Macroeconomic Interdependence in Mercosur*", World Bank Project Report.

Calderón, C. (2004). *"Un análisis del comportamiento del tipo de cambio real en Chile"*, Banco Central de Chile, Documento de Trabajo 266.

Cancelo, J.R., Fernández, A. y Rodríguez, Silvia (1999), "*El comportamiento a largo plazo de los tipos de cambio real en el Mercosur*".

Cancelo, J.R., Fernández, A., Grosskoff, R., Selves, R., Villamonte, G. (1994), "*Precios transables y no transables, un enfoque ARIMA-IA*", Instituto de Estadística, Universidad de la República, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración.

Capurro, A., Davies, G. y Ottonello, P. (2006), "*Los precios relativos y sus fundamentos de largo plazo: un análisis de la influencia regional desde un enfoque de tres bienes*", Trabajo Mongráfico, Licenciatura en Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.

Cerda, R., Donoso, A. y Lema, A. (2000), *"Tipo de Cambio Real en Chile: Fundamentos y Desalineamientos"*, Centro de Investigación en Economía y Finanzas, Universidad Andrés Bello.

Chiang, A. (1999), *Métodos fundamentales de economía matemática*, Tercera Edición, McGraw Hill.

Clark, P. y MacDonald, R. (2000), *"Filtering the BEER: A Permanent and Transitory Decomposition"*, IMF WP / 00 / 144.

Corden, W. y Neary J.P. (1982), *"Booming Sector and De-Industrialization in a Small Open Economy"*, Institute for International Economic Studies, University of Stockholm, Seminar Paper 195.

Dickey, D. y Pantula, S. (1987), "*Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes*", Journal of Business and Economic Statistics, 15.

Dolado, J., Jenkinson, T. y Sosvilla-Rivero, S. (1990), "*Cointegration and Unit Roots*", Journal of Economic Surveys.

Dominioni, D. y Licandro, J.A. (1996), "*Shock regional y devaluación compensatoria-Un enfoque de equilibrio general con tres bienes*", Banco Central del Uruguay, Revista de Economía, Vol. III, Nº1, 37-66.

Dornbusch, R. (1974), "*Real and monetary aspects of the effects of exchange rate changes*", en *National monetary policies and the international financial system*, University of Chicago Press.

Dornbusch, R. (1993), *La macroeconomía de una economía abierta*, Antoni Bosch.

Edwards, S. (1987), "*Tariffs, Terms of Trade, and Real Exchange Rate in an Intertemporal Optimizing Model of the Current Account"*, NBER, WP 2175.

Edwards, S. (1988), "*Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behaviour: Theory and Evidence from Developing Countries*", UCLA WP 506.

Edwards, S. (2001), *"Does the current account matter?"*, NBER, WP 8275.

Edwards, S. y Savastano, M. (1999), *"Exchange Rates in Emerging Economies: What do we know? What do we need to know?"*, NBER, WP 7228

Edwards, S. y Rigobon, R. (2005), *"Capital Controls, exchange rate volatility and external vulnerability"*, NBER, WP 1134.

Elbadawi, I. y Soto, R. (1994), *"Capital Flows and Long-Term Equilibrium Real Exchange Rates in Chile"*, World Bank, Policy Research WP 1306.

Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, Second Edition, John Wiley & Sons Inc.

Engle, R. y Granger, C. (1987), "*Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*", Econometrica, 55(2), 251-276.

Engle, R., Hendry, D. y Richard, J. (1983), "*Exogeneity*", Econometrica, 51(2), 277-304.

Favaro, E. y Sapelli, C. (1986), *Shocks Externos, grado de apertura y política doméstica*, Banco Central del Uruguay.

Fernández, A., Ferreira, M., Garda, P., Lanzilotta, B., Mantero, R. (2005), "*TCR "competitivo" y otras soluciones desajustadas*", CINVE.

Fernández, R. (2002), "*Dos modelización de la formación de precios en Uruguay*", Banco Central del Uruguay, Revista de Economía, Vol. IX, Nº1, 93-144.

Fossati, S. y Rodríguez, C. (2002), "*Transmisión de señales de precios internacionales a precios domésticos: un análisis de la integración espacial de los mercados agropecuarios uruguayos*", Trabajo Mongráfico, Licenciatura en Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.

Gay, A. y Pellegrini, S. (2003), *"The equilibrium Real Exchange Rate of Argentina"*.

Goyeneche, J.J., Rodríguez, S. y Urrestarazú, I. (1999). *"El comportamiento de los tipos de cambio reales bilaterales entre Argentina, Brasil, Uruguay y Estados Unidos"*, Instituto de Estadística, Universidad de la República, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración.

Granger, C. y Newbold, P. (1974), "*Spurious Regressions in Econometrics"*, Journal of Econometrics, 26, 1045-1066.

Hinkle, L. y Montiel, P. (1999), *Exchange rate misalgnments: concepts and measurement for developing countries*, First Edition, Oxford University Press.

Johansen, S. (1988), "*Statistical Analysis of Cointegration Vectors*", Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 231-254.

Johansen, S. (1995), "*Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*", Oxford University Press.

La Marca, M. (2004), "*Real Exchange Rate, Competitiveness and Policy Implications: a formal analysis of alternative macro models*".

Licandro, J.A. y Vaz, D. (1993), "*Una Visión sobre la Inflación en el Uruguay, Análisis y Perspectivas*".

Lorenzo, F., Noya, N. y Daude, C. (2000), "*Tipos de cambio reales bilaterales y volatilidad: la experiencia uruguaya con los socios del Mercosur*", CINVE.

Lorenzo, F., Aboal, D. y Osimani, R. (2005), "*The Elasticity of Substitution in Demand for Non-Tradable Goods in Uruguay*", CINVE, Inter-American Development Bank, Research Network Working paper R-480.

Masoller, A. (1998), "*Shocks regionales y el comportamiento de la economía uruguaya entre 1974 y 1997*", Banco Central del Uruguay, Revista de Economía, Vol. V, Nº1, 141-214.

Morero, H. y Rosselli, P. (1995), "*La evolución reciente del tipo de cambio real en Uruguay*".

Obstfeld, M. y Rogoff, K (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press.

Rebelo, S. y Végh, C. (1995), "*Real Effects of exchange rate based stabilization: an analysis of competing theories"*, NBER, WP 5197.

Rogoff, K. (1996), "*The purchasing Power Parity Puzzle"*, Journal of Economic Literature, Vol. XXXIV, 647-668.

Sjaastad, L. (1996), "*Recent evolution of the chilean real exchange rate"*, Pontificia Universidad Católica de Chile, Cuadernos de Economía, Año 33, Nº 98, 109-131.

Végh, C. (2005), *Open Macroeconomics in Developing Countries*, MIT Press (versión preliminar).

Voelker, J. (2003), "*Shocks regionales, dependencia comercial y desempeño sectorial de la economía uruguaya*".

Anexo

Cuadro A.1 - IPC desagregado por tipo de bienes

Base Dic 85=100		Base Mar 97=100	
No Transables	**49,62%**		**54,47%**
	Pan y cerales	Panes y cereales	
	Azúcar, mermeladas y dulces	"Azúcar", "dulce de leche", "mermeladas" y "cocoa"	
	Bebidas sin alcohol	Bebidas no alcohólicas	
	Reparación de calzados	Reparación de calzado	
	Mercería, telas, hilados y servicios	Tela, hilados y servicios de confecc.	
	Alquiler e impuestos	Alquileres brutos	
	Combustible y alumbrado	"Electricidad", "Gas", "Combustible" y "Servicio telefónico"	
	Otros gastos de vivienda	"Gastos comunes e impuestos municipales", "Agua corriente" y "Servicios y materiales para reparación"	
	Servicio doméstico	Servicio doméstico	
	Servicios médicos y odontológicos	Servicios médicos	
	Utilización y mantenimiento transportes	Mantenimiento y utilización de equipos de transporte	
	Servicio de transporte	Transporte terrestre	
	Servicio de comunicaciones	Servicio de comunicaciones	
	Matrículas y otros gastos	Matrículas y cuotas de enseñanza curricular y extracurricular	
	Cuidados personales	Servicios personales	
	Bienes y servicios no incluídos en otra partida	Servicios Diversos	
	Cuota de vivienda B.H.U.	Alfombras y revestimientos**	
		Objetos de arte y decoración**	
		Servicios para el hogar excluído servicio doméstico**	
Regionales	**15,14%**		**16,61%**
	Frutas y verduras	"Verduras, legumbres y tubérculos" y "Frutas"	
	Comidas fuera del hogar	"Comidas fuera del hogar" y "Comidas elaboradas"	
	"Vestimenta de hombre"*, "Vestimenta de mujer"* y "Vestimenta de niños"*	"Vestimenta exterior"*, "Vestimenta interior"* y "Vestimenta de bebe"*	
	"Calzado de hombre"*, "Calzado de mujer"* y "Calzado de niños"*	Calzado*	
	Servicio de esparcimientos, recreativo y cultural	"Servicos de Esparcimiento" y "turismo y Alojamineto"	
	Libros y material de lectura	Libros, periódicos y revistas	
		Comidas semielaboradas**	
Transables	**35,24%**		**28,96%**
	Carne, aves y pescado	Carnes y derivados	
	Aceites y grasas	Aceites y grasas	
	Leche, queso y huevos	Lácteos y huevos	
	Alimentos no clasificados en otra partida	"Café", "Yerba", "Te", "Confituras", "Especias" y "Alimentos no especificados"	
	Bebidas alcohólicas	Bebidas alcohólicas	
	"Vestimenta de hombre"*, "Vestimenta de mujer"* y "Vestimenta de niños"*	"Vestimenta exterior"*, "Vestimenta interior"* y "Vestimenta de bebe"*	
	"Calzado de hombre"*, "Calzado de mujer"* y "Calzado de niños"*	Calzado*	
	Muebles	Muebles, accesorios fijos	
	Textiles para el hogar y otros accesorios	Tejidos para el hogar y otros accesorios	
	Electrodomésticos	Electrodomésticos	
	Mantenimiento del hogar	Cristalería, vajilla, utensilios domésticos	
	Productos medicinales y farmaceúticos	Productos medicinales y farmaceúticos	
	Aparatos y equipos terapeúticos	Aparatos y equipos terapeúticos	
	Equipos y accesorios de esparcimiento y diversión	Equipos accesorios y reparaciones	
	Textos y material escolar	Libros y materiales de enseñanza	
	Efectos y otros artículos personales	"Artículos para cuidado personal" y "Otros efectos personales"	
	Tabaco y cigarrillos	Tabaco	
		Transporte aéreo**	
		Equipos de transporte personal**	

* Rubros considerados parcialmente en los transables y en los regionales.

**Rubros de la canasta de 1997 no considerados en la canasta de 1985

Cuadro A.2 - *Test* ADF - Primera diferencia de la serie

	Modelo b					Modelo c			Conclusión
	Lags	ADF	τ_γ		Conclusión	*Lags*	ADF	Conclusión	
Δpn	1	-6,71	-2,12		Reestimar	0	-6,67 **	No Existe RU	no I(2)
Δpr	6	-2,93	-0,74		Reestimar	6	-2,87 **	No Existe RU	no I(2)
Δcy	6	-4,22	0,07		Reestimar	6	-4,25 **	No Existe RU	no I(2)
Δedr	7	-2,99	0,45		Reestimar	7	-2,97 **	No Existe RU	no I(2)
Δprodrel	6	-4,93 **	3,32	**	No Existe RU	-	-	-	no I(2)
Δrti	0	-9,51	-0,63		Reestimar	0	-9,53 **	No Existe RU	no I(2)

ADF: estadistico de la prueba ADF

τ_μ: estadístico de significación de μ

Nota: ** (*) se rechaza la hiótesis nula al 1% (5%) de significación

Cuadro A.3 - Pruebas de exclusión de rezagos

Hipótesis: Redución del número de rezagos			Estadístico
6 rezagos	→	5 rezagos	F(36,116)= 0,57582 [0,9705]
5 rezagos	→	4 rezagos	F(36,143)= 0,98799 [0,4972]
4 rezagos	→	3 rezagos	F(36,169)= 0,85727 [0,7003]
3 rezagos	→	2 rezagos	F(36,195)= 1,2855 [0,1439]
2 rezagos	→	1 rezago	F(36,222)= 1,6008 [0,0221]*

Nota: ** (*) se rechaza la hipótesis nula al 1% (5%).
Los valores entre paréntesis indican el *p-value*

Cuadro A.4 - Criterios de Información

Rezagos	SC	AIC
6	-11,997	-19,646
5	-13,442	-19,943
4	-14,629	-19,983
3	-16,057	-20,263
2	-17,287	-20,347
1	-18,436	-20,349

Cuadro A.5 - Propiedades de los residuos del VAR

Rezagos	**Autocorrelación**	**Normalidad**
4	F(180,67)= 1.0156 [0.4819]	Chi^2(12)= 18.464 [0.1023]
3	F(180,102)= 0.85198 [0.8251]	Chi^2(12)= 23.759 [0.0219]*
2	F(180,138)= 1.0963 [0.2859]	Chi^2(12)= 26.143 [0.0102]*
1	F(180,173)= 1.0679 [0.3319]	Chi^2(12)= 34.079 [0.0007]**

Nota: ** (*) se rechaza la hipótesis nula al 1% (5%).
Los valores entre paréntesis indican el *p-value*

Cuadro A.6 - *Test* de Johansen bajo formulaciones alternativas del VAR

P-values del estadístico de la traza

Rezagos	Ho: Rango = r					
	r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2	r ≤ 3	r ≤ 4	r ≤ 5
6	[0.000]**	[0.001]**	[0.026]*	[0.296]	[0.487]	[0.314]
5	[0.000]**	[0.001]**	[0.013]*	[0.261]	[0.368]	[0.308]
3	[0.002]**	[0.013]*	[0.066]	[0.258]	[0.226]	[0.246]
2	[0.001]**	[0.009]**	[0.067]	[0.128]	[0.255]	[0.365]
1	[0.000]**	[0.026]*	[0.385]	[0.369]	[0.319]	[0.499]

Nota: ** (*) se rechaza la hipótesis nula al 1% (5%).

Cuadro A.7 – VECM irrestricto

	Coeficientes beta		Coeficientes alfa	
pr	1,00	0,00	-0,32	-0,15
	-	-	(0,10)	(0,06)
pn	0,00	1,00	-0,19	-0,18
	-	-	(0,07)	(0,05)
edr	0,33	0,46	0,44	-0,51
	(0,04)	(0,06)	(0,43)	(0,28)
cy	0,22	1,65	0,15	0,01
	(0,28)	(0,42)	(0,09)	(0,06)
rti	-0,50	0,63	0,17	-0,15
	(0,17)	(0,26)	(0,13)	(0,08)
prodrel	-0,01	0,52	-0,52	-0,04
	(0,05)	(0,08)	(0,13)	(0,08)
Constante	-4,97	-19,75	-	-
	(1,35)	(2,01)	-	-

Nota: Desvíos estándar entre paréntesis

Cuadro A.8 – *Test* de normalidad de los residuos

VECM irrestricto

H_0: Normalidad de los residuos	
pr	Chi^2(2) = 0,572 [0,7512]
pn	Chi^2(2) = 19,572 [0,0001]**
edr	Chi^2(2) = 3,334 [0,1889]
cy	Chi^2(2) = 6,931 [0,0313]*
rti	Chi^2(2) = 1,735 [0,4201]
prodrel	Chi^2(2) = 4,315 [0,1156]
Prueba conjunta	Chi^2(12) = 23,452 [0,0241]*

Nota: ** (*) se rechaza la hipótesis nula al 1% (5%).
Los valores entre paréntesis indican el *p-value*

Cuadro A.9 – Residuos que exceden 2 desvíos estándar

Fecha	Residuo	Desvíos estándar	Variable
1990(4)	-0,0563	-2,3539	pn
1996(2)	-0,0867	-2,0921	prodrel
2000(1)	0,0949	2,2311	rti
2000(2)	-0,0936	-2,2588	prodrel
2002(1)	-0,3587	-2,5627	edr
2002(3)	0,0812	3,3978	pn
2002(3)	-0,0667	-2,1967	cy
2003(2)	0,2874	2,0533	edr
2004(1)	-0,0852	-2,0012	rti

Cuadro A.10 – Procedimiento aplicado en las pruebas de nulidad de coeficientes

	Hipótesis nula	Coeficientes estadísticamente no significativos	
Primera etapa	H_0: $\beta_{ij} = 0$	β_{cy1} β_{rti2}	β_{rti1} $\beta_{prodrel1}$
	H_0: $\alpha_{ij} = 0$	α_{pn1} α_{cy1} $\alpha_{prodrel2}$	α_{edr1} α_{cy2} α_{rti1}
Segunda etapa	H_0: $\beta_{ij} = 0$ / $\beta_{cy1} = \beta_{rti1} = \beta_{prodrel1} = \beta_{rti2} = \alpha_{pn1} = \alpha_{edr1} = \alpha_{cy1} = \alpha_{rti1} = \alpha_{cy2} = \alpha_{prodrel2} = 0$	-	
	H_0: $\alpha_{ij} = 0$ / $\beta_{cy1} = \beta_{rti1} = \beta_{prodrel1} = \beta_{rti2} = \alpha_{pn1} = \alpha_{edr1} = \alpha_{cy1} = \alpha_{rti1} = \alpha_{cy2} = \alpha_{prodrel2} = 0$	α_{edr2}	α_{rti2}
Tercera etapa	H_0: $\beta_{ij} = 0$ / $\beta_{cy1} = \beta_{rti1} = \beta_{prodrel1} = \beta_{rti2} = \alpha_{pn1} = \alpha_{edr1} = \alpha_{cy1} = \alpha_{rti1} = \alpha_{cy2} = \alpha_{prodrel2} = \alpha_{edr2} = \alpha_{rti2} = 0$	-	
	H_0: $\alpha_{ij} = 0$ / $\beta_{cy1} = \beta_{rti1} = \beta_{prodrel1} = \beta_{rti2} = \alpha_{pn1} = \alpha_{edr1} = \alpha_{cy1} = \alpha_{rti1} = \alpha_{cy2} = \alpha_{prodrel2} = \alpha_{edr2} = \alpha_{rti2} = 0$	α_{pr2}	
Cuarta etapa	H_0: $\beta_{ij} = 0$ / $\beta_{cy1} = \beta_{rti1} = \beta_{prodrel1} = \beta_{rti2} = \alpha_{pn1} = \alpha_{edr1} = \alpha_{cy1} = \alpha_{rti1} = \alpha_{cy2} = \alpha_{prodrel2} = \alpha_{edr2} = \alpha_{rti2} = \alpha_{pr2} = 0$	-	
	H_0: $\alpha_{ij} = 0$ / $\beta_{cy1} = \beta_{rti1} = \beta_{prodrel1} = \beta_{rti2} = \alpha_{pn1} = \alpha_{edr1} = \alpha_{cy1} = \alpha_{rti1} = \alpha_{cy2} = \alpha_{prodrel2} = \alpha_{edr2} = \alpha_{rti2} = \alpha_{pr2} = 0$	$\alpha_{prodrel1}$	