

Probando la condición de Marshall-Lerner y el efecto Curva-J: Evidencia empírica para el caso peruano¹

Rafael Bustamante²

Fedor Morales³

Resumen

La condición de Marshall-Lerner establece que las depreciaciones reales incrementan las exportaciones netas. Sin embargo, existe evidencia empírica de que una depreciación real puede conducir al deterioro de las cuentas externas en el corto plazo, situación que al revertirse en el tiempo forma una Curva J. En este trabajo se analiza la evidencia empírica de la Condición de Marshall-Lerner y la Curva-J en la economía peruana durante el período 1991-2008 usando datos trimestrales. Las variables consideradas son: Balanza comercial, el tipo de cambio real bilateral, el producto bruto interno y; las importaciones mundiales, como variable aproximada del ingreso del resto del mundo. Siguiendo a Breitung (2000) y Juselius (2006), la metodología utilizada es la de VAR Cointegrados (CVAR), que se emplea con la finalidad de conocer si existe alguna relación de largo plazo entre las series en estudio y al mismo tiempo estudiar los mecanismos de transmisión entre dichas series. Se encuentra que se satisface la condición de Marshall-Lerner y se rechaza la existencia de la Curva-J para la economía peruana. Finalmente, se encuentra que los determinantes a largo plazo de la balanza comercial peruana son: el tipo de cambio real y las importaciones mundiales, excluyéndose de dicha relación el producto bruto interno.

Clasificación **JEL:** F11, F14

Palabras Clave: VAR Cointegrados, Condición Marshall-Lerner, Curva-J, Balanza Comercial, Tipo de Cambio Real, Política Económica.

¹ Este trabajo fue presentado en el XXV Encuentro de Economistas del Banco Central de Reserva del Perú, de diciembre de 2007. Los autores agradecen los comentarios vertidos por Gabriel Rodríguez (Editor de la Revista de Estudios Económicos), Raúl Jiménez, Miguel Pisfil Capuñay, Luis Gonzáles Cubas. Los comentarios y conclusiones de la presente investigación son entera responsabilidad de los autores.

² Economista Investigador de la UNMSM. Actualmente se encuentra realizando investigaciones para el Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES). Correo electrónico: r.bustamante.ro@gmail.com

³ Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Instituto de Matemática Pura e Aplicada (IMPA). Correo electrónico: fedormorales@gmail.com



1. Introducción

En el Perú, la balanza comercial ha jugado un papel protagónico en el desempeño económico. Particularmente, es a partir del año 2002 en que empieza a registrar superávits, alcanzando en el 2006, un record histórico de 8,934 millones de US\$. Para el año 2007, el superávit registrado fue 8,356 millones de US\$, y al primer trimestre del 2008, dicho superávit asciende a 1,478 millones de US\$. Este dinamismo que ha impregnado el comercio internacional en términos de diversificación de producción de mercados de destino y de generación de empleo, mantiene al comercio exterior como uno de los principales motores de la economía. Se puede añadir a la importancia de la balanza comercial, su representatividad de las cuentas externas, toda vez que para muchas economías en desarrollo el sector de servicios y el mercado de capitales se encuentran escasamente desarrollados.

Dado este contexto cabe preguntarse acerca del comportamiento de tales cuentas en relación con uno de sus principales determinantes, el tipo de cambio real. En general se suele argumentar que las depreciaciones reales son expansivas en tanto favorecen la competitividad internacional e incrementan las exportaciones netas. Esta dinámica descansa en la *Condición de Marshall-Lerner*, la cual expresa que la balanza comercial es elástica (mayor a uno) con respecto al tipo de cambio real. No obstante, evidencia empírica ha mostrado que una depreciación del tipo de cambio real puede conducir al deterioro de las cuentas externas, fenómeno que se ha identificado con un comportamiento en forma de J de tales saldos.

Estudiar los múltiples fenómenos de retroalimentación entre la balanza comercial, el tipo de cambio real y el ingreso es de gran importancia para las economías en desarrollo como el Perú. En esencia, el escaso desarrollo de nuestro del mercado de capitales interno, la tendencia decreciente en los términos de intercambio, lo que nos obliga a exportar cada vez más para obtener una misma cantidad de importaciones, son entre otros, factores que incentivan el estudio de la dinámica del comercio internacional para una economía como la peruana. Así, en general; la evolución de la balanza en cuenta corriente depende básicamente de la balanza comercial.

La discusión entre los mecanismos de ajuste frente a desequilibrios internacionales es usualmente difícil porque no es un debate precisamente entre dos posiciones coherentes. La mirada estándar del problema generalmente es cuestionada por una serie de posiciones adversas. Lo que propone la corriente tradicional en resumen es: en primer lugar, los desequilibrios en la balanza comercial son generalmente causados por divergencias entre la absorción interna y el producto. En segundo lugar,



estas divergencias en la absorción se presentan básicamente por desequilibrios del gasto público, los cuales implican perturbaciones en la balanza comercial vía crecimiento en el precio relativo de bienes domésticos y factores de producción, es decir, apreciación del tipo de cambio real. Por último, para corregir dichos desequilibrios se requiere un movimiento contractivo en la política fiscal y una depreciación nominal de la moneda doméstica⁴.

El efecto de tipo de cambio real sobre el nivel de producción ha sido sujeto de distintas consideraciones, si bien existe una amplia literatura que sustenta su efecto expansivo debido a que una depreciación mejora la balanza comercial. Existen otros efectos, asociados por ejemplo al canal comercial (Curva-J, en el corto plazo), que puede disminuir e incluso contraer la actividad económica⁵. Es decir, dada ciertas características propias de cada economía, se puede encontrar potenciales efectos favorables o nocivos asociados a los mecanismos por los cuales actúa en la economía, que deben sopesarse⁶.

Muchas veces se suele argumentar que las devaluaciones son expansivas, en tanto favorecen la competitividad internacional e incrementan las exportaciones netas y por ende el producto, conforme al análisis de elasticidades realizado por Marshall-Lerner. En esta línea, una devaluación disminuye los precios relativos de nuestras exportaciones, lo cual mejora la competitividad de nuestros productos, por lo que se le considera como positiva para la economía. Por otro lado, las importaciones se encarecen comparativamente, lo que se traduciría en una disminución del volumen importado.

La evidencia empírica nos muestra que una depreciación del tipo de cambio tiene dos efectos sobre la balanza comercial. El primero es el efecto precio; el cual implica que las importaciones se vuelvan más caras valoradas en moneda doméstica y que las exportaciones se vuelvan más baratas para los compradores foráneos, al menos en el corto plazo. El segundo es el efecto volumen asociado con la disminución de las importaciones y el incremento en las exportaciones. Dado que el volumen de los flujos comerciales podría no cambiar en el corto plazo -por las restricciones temporales que entrañan la ampliación de la capacidad instalada de la economía y los nuevos canales de distribución- el efecto precio tiende en el corto plazo a dominar sobre el efecto volumen,

⁴ Posiciones alternativas a este enfoque niegan que la política fiscal afecte la balanza comercial, que la tasa de cambio real tenga algo que hacer con respecto a los desequilibrios en la balanza comercial, o que movimientos en la tasa de cambio nominal afecten la tasa de cambio real.

⁵ Dornbusch y Krugman (1976) señalan que una devaluación en presencia de Curva-J puede tener efectos perversos sobre la balanza comercial, esta puede tener efectos deflacionarios para la economía e incluso, producir más inflación en el corto plazo (Ahmad y Yang, 2004).

⁶ Saldaña y Velásquez (1994).



por consiguiente, una depreciación de la moneda doméstica deteriora la balanza comercial en el corto plazo. Pero en el largo plazo, si la condición Marshall-Lerner se mantiene, es decir, si la suma de la elasticidad precio de la demanda de exportaciones más la elasticidad precio de la demanda de importaciones es suficientemente grande (sumen más que uno), el efecto volumen domina sobre el efecto precio y la balanza comercial mejora ante una depreciación. Cuando se grafica el efecto total, tomando en el eje de las abscisas el tiempo y en el eje de las ordenadas la balanza comercial, la senda temporal de la balanza comercial describirá una curva en forma de J⁷.

En tal sentido el propósito de la presente investigación es mostrar la evidencia empírica de la condición Marshall-Lerner y el efecto Curva-J para la economía peruana. Para ello se analiza las relaciones existentes entre la balanza comercial, el tipo de cambio real, el ingreso doméstico y el ingreso del resto del mundo. Un matiz importante a este respecto es que la teoría económica no se encuentra en capacidad de establecer unanimidad en lo que se refiere a los mecanismos de transmisión y la secuencia temporal de los efectos entre una y otra variable. Por tanto, para la estimación econométrica de las relaciones existentes entre las variables mencionadas se utilizan esquemas multivariados de series de tiempo, tal como el modelo VECM (Vector Error Correction Model), en el cual, todas las variables tienen la particularidad de ser endógenas. La muestra empleada en el presente análisis será tomada con una frecuencia trimestral para el período 1991:1 a 2008:1.

Este documento está organizado de la siguiente manera: en la sección segunda se muestra la literatura relacionada sobre el tema, así como, un breve marco teórico. En la sección tercera se expondrá la metodología econométrica, en la sección cuatro se mostrará los principales resultados de la estimación y las implicaciones de política económica. Para finalizar, se enunciarán las principales conclusiones.

⁷ En literatura reciente basada en modelos dinámicos de equilibrio general se ha encontrado que la balanza comercial está negativamente correlacionada con valores corrientes y futuros de los términos de intercambio, los cuales son medidos por el tipo de cambio real, pero positivamente correlacionados con movimientos pasados. Este fenómeno se le ha denominado la Curva-S debido a la forma asimétrica de la función de correlación intertemporal para la balanza comercial y la tasa de cambio real. (Backus et al., 1994).



2. Marco teórico

Con respecto a la literatura relacionada, éstas en general no han podido corroborar la hipótesis de la condición Marshall-Lerner y más aún, el efecto Curva-J. Los análisis clásicos realizados por: Houthanker y Magee (1969), Khan (1974), Goldstein y Khan (1978), Wilson y Takaes (1979), Warner y Kreinin (1983), Krugman y Baldwin (1987), en general han concluido en contra de la condición Marshall-Lerner. Sin embargo, dichos análisis se han basado en estimaciones mediante la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS), técnica que presenta problemas de regresiones espurias cuando la muestra contiene series no estacionarias⁸. Conforme las técnicas econométricas se han ido desarrollando, se ha insistido en realizar nuevas estimaciones de los problemas antiguamente concebidos y la condición Marshall-Lerner no ha sido la excepción. Bahmani-Oskooee y Niroomand (1998) y Coparale y Chui (1999) han utilizado procedimientos de cointegración. Rose y Yellen (1989) concluyeron que el fenómeno Curva-J no se mantenía para los países pertenecientes al G-7. Rose (1990) realizó el mismo ejercicio con una muestra de países en desarrollo y nuevamente rechazó la presencia del fenómeno Curva-J. Bahmani-Oskooee y Alse (1994) examinaron la relación entre el ratio importaciones-exportaciones y el tipo de cambio real para muchos países usando un modelo de corrección de errores. Estos investigadores encontraron que para los países que estimaron la Curva-J, había poca evidencia de una relación de largo plazo entre el ratio importaciones-exportaciones y el tipo de cambio real⁹. Onafowora (2003), constituye un ejemplo del caso contrario. En efecto, utilizando métodos de cointegración y datos del comercio bilateral hacia los Estados Unidos y Japón, este autor encuentra evidencia a favor de la existencia de Curva-J en los algunos países del este asiático¹⁰.

Para el caso latinoamericano, se destacan las contribuciones de Rincón (1999), Rendón y Ramírez (2005), Robledo (2008) para el caso colombiano y Moura y Da Silva (2005) para el caso brasileño. Estos autores, utilizando métodos de cointegración y, en el último caso, modelos de cambio de régimen (Markov Switching Models) rechazan la existencia de una Curva-J para los países mencionados.

El teorema o condición de Marshall-Lerner demuestra que para llevar a cabo la devaluación de una divisa y que ésta tenga un impacto positivo en la balanza comercial, la suma de las elasticidades precios de las importaciones y las exportaciones ha de ser, en valor absoluto, superior a 1. El efecto

⁸ Además, para verificar la evidencia en contra de la Curva-J no involucró en el modelo el ingreso foráneo, puesto que el objetivo del autor era verificar los tres enfoques para la determinación de la cuenta corriente y no específicamente la condición Marshall-Lerner y el efecto Curva-J.

⁹ Ramírez y Rendón (2005).

¹⁰ Indonesia, Malasia y Tailandia.



neto en la balanza comercial dependerá de las elasticidades de los precios, si los bienes exportados son elásticos su demanda experimentará un aumento proporcionalmente mayor a la disminución de los precios, y el total de los ingresos por exportaciones aumentarán en la balanza comercial, y si los bienes importados también son elásticos el importe total por importaciones decrecerá. Ambas variaciones mejoraran el saldo de la balanza comercial. Empíricamente, se ha demostrado que los bienes tienden a ser inelásticos a corto plazo, ya que tarda cierto tiempo cambiar los patrones de consumo, por tanto la condición de Marshall-Lerner no se cumpliría y una devaluación empeoraría inicialmente la balanza comercial. A largo plazo los consumidores se ajustarían a los nuevos precios y el saldo de la balanza comercial debería mejorar.

Por tanto, una depreciación del tipo de cambio real tendrá efecto positivo sobre las exportaciones netas si la diferencia de las elasticidades-precio de la demanda de exportaciones y de importaciones es mayor que la unidad, esta es precisamente la condición de Marshall-Lerner¹¹. De hecho, en la práctica una depreciación genera primero un efecto negativo y luego uno positivo si se cumple la condición de Marshall-Lerner (Curva-J).

2.1 El modelo

Generalmente en la literatura macroeconómica moderna, los determinantes de la balanza comercial de una economía pequeña, tal como la peruana, se derivan de modelos en los cuales se asumen dos países con agente representativo¹². En dichos modelos se obtienen las funciones de demanda de importaciones y demanda de exportaciones, y por ende, la balanza comercial, por medio de un proceso de optimización dinámica, en el cual, el agente representativo deriva su utilidad intertemporal del consumo de dos clases de bienes, uno producido domésticamente -no transable- cnt_t y otro bien importado -transable- ct_t , sujeto a una restricción presupuestaria también de carácter intertemporal.

El problema que enfrenta el agente representativo del país doméstico –asumiendo una economía pequeña-, es el siguiente:

$$\max_{\{ct_t, cnt_t\}} \int_0^{+\infty} e^{-\beta t} u(ct_t, cnt_t) dt \quad (1)$$

¹¹ Para una prueba general de éstas condiciones véase Obstfeld y Rogoff (1996).

¹² Ramírez y Rendon, op. cit.



donde $0 < \beta < 1$ representa una tasa constante de descuento, dado que todos los argumentos de la función de utilidad están medidos en términos reales. La restricción presupuestaria, está dada por:

$$g_t = d_t + x_t \left(\frac{p^x}{p^f} \right)_t + g_t \left(\frac{p}{p^f} \right)_t - ct_t \left(\frac{p^m}{p^f} \right)_t - cnt_t \quad (2)$$

La ecuación (2) nos indica que la restricción presupuestaria está determinada por la variación del presupuesto, cuyos movimientos se deben a la diferencia entre un presupuesto inicial g_t , una dotación de bienes producidos internamente d_t y las exportaciones domésticas X_t , menos los gastos de consumo interno en bienes no transables cnt_t y transables ct_t . Además, observamos que tanto las exportaciones como las importaciones son deflactadas por el nivel de precios foráneo; el ratio entre el precio de las exportaciones y el nivel de precios foráneo $(p^x / p^f)_t$ y el ratio entre el precio de las importaciones y el nivel de precio foráneo $(p^m / p^f)_t$ miden respectivamente, el poder adquisitivo de las exportaciones e importaciones domésticas en términos de moneda foránea, donde:

$$p_t^f = \delta p_t^{n,f} + (1 - \delta) p_t^{m,f} \quad (3)$$

Así, δ y $1 - \delta$ son respectivamente, la ponderación de los bienes de consumo no transables y transables al interior del índice de precios foráneo, tenemos $0 < \delta < 1$. Además, $p_t^{n,f}$ es el nivel de precios de bienes no transables en el país foráneo y $p_t^{m,f}$ es el nivel de precios de las importaciones foráneas –exportaciones domésticas–.

Asumiendo una función de utilidad del tipo CES¹³, como la siguiente:

$$u(ct_t, cnt_t) = -\frac{1}{\rho} \ln(\theta cnt_t^{-\rho} + (1 - \theta) ct_t^{-\rho}) \quad (4)$$

tenemos específicamente el siguiente problema de optimización dinámica¹⁴:

¹³ Donde θ es el parámetro de distribución, tenemos $0 < \theta < 1$. Además, ρ es el parámetro de sustitución con $-1 < \rho \neq 0$.

¹⁴ El problema que trabaja Misas, Ramírez y Silva (2001) es desarrollado bajo una función de utilidad Cobb-Douglas.

$$\max_{\{c_t, cnt_t\}} \int_0^{+\infty} e^{-\beta t} \left\{ -\frac{1}{\rho} \ln(\theta cnt_t^{-\rho} + (1-\theta)ct_t^{-\rho}) \right\} dt$$

st.

$$\dot{g} = d_t + x_t \left(\frac{p^x}{p^f} \right)_t + g_t \left(\frac{p}{p^f} \right)_t - ct_t \left(\frac{p^m}{p^f} \right)_t - cnt_t$$
(5)

el cual, puede ser resuelto aplicando el *Principio del Máximo de Pontryagin* (Pontryagin et al., 1962). Las variables de control son: la demanda por bienes no transables y la demanda de importaciones; además, la variable de estado es el presupuesto y la variable de coestado es el multiplicador dinámico de Lagrange asociado al problema (5).

Resolviendo el problema anterior¹⁵, obtenemos una ecuación estimable (21), la cual podemos describir de la siguiente manera:

$$BC_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 Y_t^f + \beta_4 t + \varepsilon_t$$
(6)

donde: R_t es el tipo de cambio real, Y_t es el producto doméstico, Y_t^f es el producto foráneo, la tendencia captura efectos de los términos de intercambio (por ejemplo, para productores de productos primarios), mejoras inmedibles de calidad, nuevos canales de distribución o tendencias de liberalización.

La teoría económica considera que una devaluación real de la moneda doméstica tiende a empeorar el estado inicial de la balanza comercial debido a que el efecto precio tiende a dominar sobre el efecto volumen en el corto plazo, luego de este proceso, el comportamiento se revierte y unos meses más tarde el efecto volumen domina sobre el efecto precio y como resultado la balanza comercial empieza a presentar mejores resultados.

El efecto precio domina en primera instancia el proceso, puesto que el primer impacto de una depreciación sobre la balanza comercial consiste en un aumento del valor de las importaciones expresadas en producto interno; que fueron formalizadas previamente a la depreciación. Dado que las exportaciones expresadas en producto interno no varían y las importaciones expresadas en

¹⁵ Véase el Anexo A para la resolución breve de este problema.



producto interno aumentan, el resultado en el corto plazo es el empeoramiento de la balanza comercial¹⁶.

El efecto volumen reacciona más lentamente ante las devaluaciones de la moneda doméstica por varias causas: en primera instancia por el lado de la producción, ampliar la capacidad instalada de la economía doméstica para acondicionarse a las nuevas estructuras de demanda requiere cierto lapso de tiempo. Las empresas exportadoras requieren contratar nuevos empleados y ampliar las instalaciones, mientras que las empresas importadoras deben encontrar productores domésticos que estén en capacidad de sustituir los pedidos procedentes del extranjero. En segunda instancia, por el lado del consumo, el aumento de la demanda foránea de productos domésticos requiere de nuevos canales de distribución que necesitan tiempo para ser establecidos en el mercado internacional.

En conclusión, los efectos negativos sobre la balanza comercial que se presentan en el corto plazo por causa del efecto precio, se compensan en el mediano plazo a medida que la capacidad instalada de la economía doméstica se acopla al cambio estructural, finalmente, en el largo plazo, se observa una mejora en el estado de la balanza comercial en comparación al estado inicial de esta (antes de la devaluación real), dicho efecto tiende a desvanecerse en el tiempo a medida que el proceso de ajuste se completa.

3. Análisis de los resultados

3.1 Los datos

La metodología usada consiste en la aplicación de los VAR Cointegrados¹⁷ con la finalidad de conocer si existe alguna relación de largo plazo entre las series en estudio y a la vez estudiar los mecanismos de transmisión de dichas series.

El sistema de variables a utilizar será¹⁸: Balanza comercial (BC), expresado como el ratio de exportaciones sobre importaciones¹⁹; el índice del tipo de cambio real bilateral (TCRB94), como variable proxy del tipo de cambio real multilateral; el producto bruto interno (PBIMA) y; las

¹⁶ Un resultado empírico que corrobora dicho acontecimiento es el hecho que los contratos de exportación e importación son realizados con varios meses de antelación, luego la balanza comercial expresada en producto interno puede deteriorarse luego de una depreciación real.

¹⁷ Para más detalles sobre esta metodología consúltese Breitung (2000) y Juselius (2006).

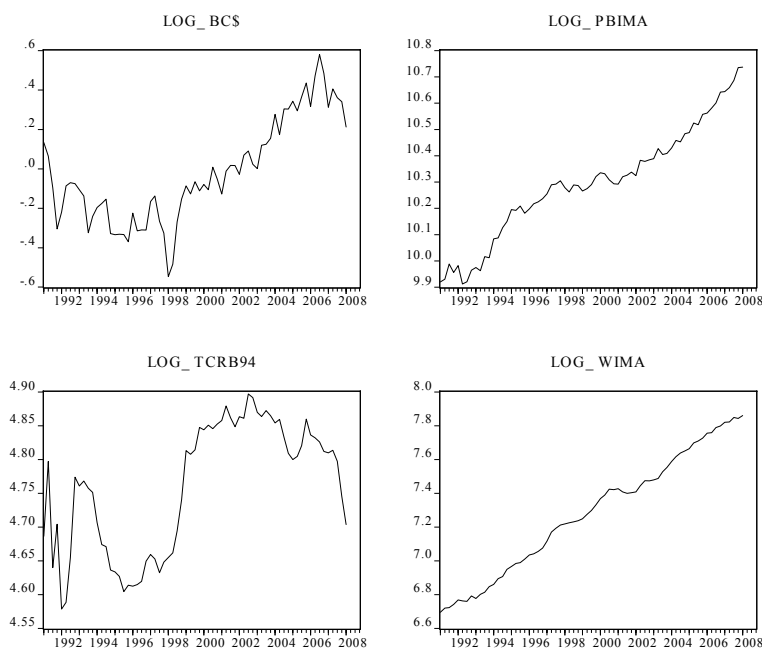
¹⁸ Los datos fueron obtenidos del Banco Central de Reserva del Perú y del IMF International Financial Statistics.

¹⁹ Este ratio, posee ventajas como indicador de la Balanza Comercial. Por ejemplo: (i) pueden tomarse logaritmos y obtener así tasas de crecimiento, (ii) Este indicador permanece constante a los cambios en las unidades de medida. Por tanto, representa la Balanza Comercial real o nominal.

importaciones mundiales (WIMA), como variable proxy del ingreso del resto del mundo (Moura y Da Silva, 2005). El tamaño de muestra para el análisis del ejercicio econométrico comprende datos trimestrales correspondientes al período 1991:01 a 2008:01²⁰.

Dado el modelo teórico adoptado y la necesidad de estimar elasticidades, las series se encuentran en logaritmos, transformación que corrige problemas de varianza. La primera aproximación que se tiene con las series en cuestión es el análisis gráfico (Ver Gráfico 1) en el cual aparentemente se observan series no estacionarias, por lo cual es necesario aplicar el test de raíz unitaria para confirmar los resultados.

Gráfico 1: Gráfica de las series en estudio.



Fuente: BCRP e IMF – Internacional Financial Statistics.

En el Cuadro 1, se resume los resultados de la prueba de raíz unitaria propuesta por Elliot, Rothenberg y Stock (1996)²¹. En ningún caso se rechaza la hipótesis nula de presencia de raíz

²⁰ El índice del tipo de cambio real bilateral fue sometido a un cambio de base (de 2001 a 1994), mientras que el PBI y las importaciones mundiales (WI), son variables desestacionalizadas utilizando el método de promedios móviles (MA), por esto, dichas variables, poseen el sufijo MA.

²¹ Es conocido que las pruebas tradicionales de raíces unitarias tienen poco poder para rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad. Esta prueba conocida como DF-GLS (ERS) es similar a la prueba ADF, sin embargo, posee el mejor rendimiento global en términos de tamaño muestral y potencia, dominando sobre la prueba ADF. Adicionalmente, estos autores demuestran que dicha prueba tiene la misma potencia asintótica como las pruebas de punto óptimo.



unitaria para las variables en niveles. Sin embargo, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria de las variables en primeras diferencias, por tanto, las series en cuestión son integradas de orden uno²². Luego de comprobar el orden de integración de las series en cuestión, la tarea es especificar el número de rezagos apropiados para la estimación, al igual que los componentes determinísticos que participan en la estimación, puesto que el test de cointegración depende en gran medida de la especificación del modelo.

Cuadro 1: Prueba de Raíz Unitaria DF-GLS, (ERS).

Variable	Modelo	Rezagos	DF-GLS Stat.
log_bc	C	0	-1.392075
log_pbima	C,T	0	-1.803451
log_tcrb94	C,T	1	-1.664124
log_wima	C	2	0.751556

C=Constante, T=Tendencia lineal.

El número de rezagos se eligió de acuerdo al Criterio de Información Bayesiano (BIC).

* Significancia al 5%.

3.2 Análisis de cointegración

Una relación de equilibrio se alcanza automáticamente cuando las series empleadas son estacionarias, puesto que, cualquier combinación lineal de las mismas siempre resultará otra serie estacionaria. Sin embargo, el equilibrio que nos interesa es aquel generado por series no estacionarias. Utilizando la metodología de Johansen (1988, 1995) se observan diferentes resultados dependiendo si se incluye una constante y tendencia en la ecuación de cointegración, así como el número de rezagos utilizados en el modelo. El número de rezagos a utilizar se determinó con el estadístico LR, en este caso se incluyó cinco rezagos.

Basado en lo anterior, la prueba de la traza y del máximo valor propio; son consistentes y detectan la presencia de un vector de cointegración entre las variables analizadas (Ver Cuadro 2), es decir, existe una relación de largo plazo estacionaria entre variables no estacionarias. La selección del

²² Adicionalmente a las series se les sometió a las pruebas de quiebre estructural de Zivot y Andrews, no se encontró evidencia de quiebre estructural dentro del período muestral.



modelo para el análisis de cointegración, se basó en el hecho de que algunas de las variables consideradas en dicho vector presentan tendencia en sus niveles, por esta razón es necesario considerar una relación cointegrante que permita captar dicha característica, además, la especificación del modelo plantea la posibilidad de una tendencia que influye sobre la balanza comercial.

Cuadro 2: Prueba de cointegración de Johansen.

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Max-Eigen Statistic
$r = 0$	0.485058	80.46863**	41.81313**
$r \leq 1$	0.276020	38.65549	20.34849
$r \leq 2$	0.160223	18.30701	11.00101
$r \leq 3$	0.109496	7.305999	7.305999

Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

** Significancia al 1%.

Una vez se tiene la cointegración, es necesario realizar pruebas de exogeneidad débil y pruebas de exclusión sobre el vector encontrado, para determinar si las variables involucradas en el estudio hacen parte fundamental de la relación de largo plazo de equilibrio²³. El modelo seleccionado bajo las anteriores premisas es el que posee intercepción y tendencia lineal en el vector cointegrante.

En el Cuadro 3, se resume los resultados de las pruebas de exogeneidad débil y exclusión de parámetros. En el panel (a), encontramos que sólo para el caso de la balanza comercial y el tipo de cambio real bilateral se rechaza la hipótesis nula de exogeneidad débil. Lo anterior indica que, son éstas variables las que se ajustan en el corto plazo para equilibrar la relación en el largo plazo. Por tanto, para dichas variables, existe un vector de corrección de errores. En el panel (b), se muestran los resultados de las pruebas de exclusión para la identificación del vector de cointegración. La conclusión principal de dicho panel es que, la hipótesis nula de exclusión del PBI en el vector de

²³ Un modelo es descartado, en su orden, por: (i) Signos no esperados en el vector de cointegración, (ii) Modelación inadecuada (Pruebas de exclusión), (iii) Rechazo en la exogeneidad débil en lo referente a la variable balanza comercial, (iv) comportamiento inadecuado de los residuales del modelo (autocorrelación y no normalidad a nivel multivariado) y (v) factores de ajuste inadecuados (signo contrario al esperado). Ver Misas, Ramírez y Silva (2001).



cointegración no puede ser rechazada. Así, podemos concluir que a largo plazo, sólo el tipo de cambio real y las importaciones mundiales son los determinantes de la balanza comercial.

Cuadro 3: Restricciones sobre la matriz Π .

(a) Prueba de exogeneidad débil.

Coefficiente (Variable)	Chi-Cuadrado Stat.
$\alpha_1=0$ (log_bc)	6.34224*
$\alpha_2=0$ (log_pbima)	2.71040
$\alpha_3=0$ (log_tcr94)	6.02788*
$\alpha_4=0$ (log_wima)	0.15145
$\alpha_2=0, \alpha_4=0$	2.72623

(b) Prueba de exclusión de parámetros.

Coefficiente (Variable)	Chi-Cuadrado Stat.
$\beta_1=0$ (log_bc)	4.31137*
$\beta_2=0$ (log_pbima)	1.26113
$\beta_3=0$ (log_tcr94)	5.50892*
$\beta_4=0$ (log_wima)	2.85134
$\beta_1=\beta_3=0$	20.02829**
$\beta_2=\beta_4=0$	2.85457
$\alpha_2=\alpha_4=\beta_2=\beta_4=0, \beta_1=1$	10.01779*
$\alpha_2=\alpha_4=\beta_4=0, \beta_1=1$	9.52731*
$\alpha_2=\alpha_4=\beta_2=0, \beta_1=1$	4.57971

** , * Significancia al 1% y 5% respectivamente.

El vector de cointegración normalizado se muestra en el Cuadro 4, dicho vector presenta el signo adecuado para el tipo de cambio real, es decir, una depreciación del tipo de cambio real tiene un impacto positivo sobre la balanza comercial, dicha ecuación de cointegración es la siguiente:

$$\ln bc_t = 17.08305 + 1.838382 \ln tcrb94_t - 3.953108 \ln wima_t + 0.082685 t + \varepsilon_t \quad (7)$$

(t=2.86150)
(t=-2.18069)
(t=2.48748)

Cuadro 4: Vector de cointegración, $\alpha_2=\alpha_4=\beta_2=0, \beta_1=1$.

log_bc	log_pbima	log_tcrb94	log_wima	trend
1.000000	0.000000	-1.838382	3.953108	-0.082685



	(0.00000)	(0.00000)	(0.64245)	(1.81278)	(0.03324)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(log_bc)	-0.168749	(0.05602)			
D(log_pbima)	0.000000	(0.00000)			
D(log_tcrb94)	0.041750	(0.01302)			
D(log_wima)	0.000000	(0.00000)			

Notemos que, la elasticidad de la balanza comercial con respecto a la tasa de cambio real es mayor que uno, lo cual significa que la condición Marshall-Lerner se mantiene para la economía peruana en el largo plazo²⁴. Sin embargo, la interpretación de estos coeficientes es incompleta sin el análisis del coeficiente de ajuste asociado, ya que éste determina la dinámica de corto plazo. En efecto, en esta misma tabla podemos observar el coeficiente de ajuste asociado a la ecuación de la balanza comercial, el hecho que éste sea negativo ($\alpha_1 = -0.168749$) y significativo confirma la existencia de una relación estable de largo plazo, esto es, la dinámica de corto plazo de la balanza comercial garantiza que las desviaciones respecto a esta relación de equilibrio se corrijan.

Esta evidencia empírica sugiere que una depreciación del tipo de cambio real mejora la balanza comercial en el largo plazo. Cabe señalar que, el efecto del tipo de cambio real puede estar subestimado toda vez que se está comparando un dato agregado (balanza comercial) versus uno bilateral (tipo de cambio real) ya que para un mismo período, una moneda se puede estar apreciando/depreciando en términos reales respecto a otras monedas de nuestros socios comerciales²⁵. Estos resultados son similares a los encontrados por Moura y Da Silva (2005) y Akbostanci (2002) para el caso brasileño y turco respectivamente²⁶.

En el Cuadro 5, Cuadro 6 y Cuadro 7 se muestran los resultados de las pruebas de autocorrelación residual, heteroscedascidad y normalidad de los residuos del modelo estimado respectivamente.

²⁴ Ver comentario en la sección 3.3.

²⁵ Moura y Da Silva (2005) y Akbostanci (2002), construyen para sus respectivas investigaciones variables proxy del tipo de cambio real en base a la información de sus principales socios comerciales. Sin embargo, la escasa información estadística desagregada disponible para el Perú no hizo posible la construcción de una variable similar para este documento.

²⁶ Con respecto al signo de las importaciones mundiales, una posible explicación a este resultado sería la sustitución que tienen nuestras exportaciones en el mercado internacional. En efecto, como el resto del mundo está importando más, las exportaciones necesarias para satisfacer esta mayor demanda sustituyen nuestras exportaciones, deteriorando así nuestra balanza comercial.



Estas tablas nos muestran que nuestro modelo no se pueden rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación, no heteroscedasticidad y normalidad de los residuos.

Cuadro 5: Prueba de Correlación Serial.

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

H0: no serial correlation at lag order h

Sample: 1991Q1 2008Q4

Included observations: 63

Lags	LM-Stat	Prob
1	20.35622	0.2046
2	18.77103	0.2807
3	16.08152	0.4473
4	16.07684	0.4476
5	18.14476	0.3155
6	19.51745	0.2427

Probs from chi-square with 16 df.

Cuadro 6: Prueba de Heteroscedasticidad.

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

Joint test:		
Chi-sq	Df.	Prob.
393.2019	420	0.8217

Cuadro 7: Prueba de Normalidad de los residuos.

	D(log_bc)	D(log_pbima)	D(log_tcrb94)	D(log_wima)



Jarque-Bera	1.142772	1.967299	2.115191	1.181171
Prob.	0.564742	0.373944	0.347290	0.554003

3.3 Función de Impulso-Respuesta y descomposición de la varianza

La función de impulso-respuesta mide el efecto del choque en un punto en el tiempo sobre el valor esperado de las variables del sistema dinámico a través del tiempo. Un VAR puede ser representado como un vector de innovaciones, los coeficientes de dicha representación son denominados *multiplicadores de impacto* y éstos pueden ser usados para medir la interacción entre las variables del sistema. Tradicionalmente, la función de impulso-respuesta utiliza el impulso-respuesta ortogonalizado cuando los choques subyacentes al VAR están ortogonalizados utilizando la descomposición de Cholesky. El problema con este enfoque es la no unicidad de la función de impulso-respuesta y no es invariante respecto del ordenamiento de las variables en el VAR²⁷.

Koop et al. (1996) y Pesaran y Shin (1998) sugieren el uso de la *función generalizada* de impulso-respuesta como método alternativo en que dicha función puede ser única e invariante respecto del ordenamiento de las variables.

Asimismo, Lutkepohl (1993) muestra que la interpretación de los coeficientes del vector de cointegración como elasticidades de largo plazo es completamente inadecuada, ya que en esta interpretación se ignora la dinámica del sistema. Propone llevar a cabo sobre el sistema, un análisis de impulso respuesta y asociar, la respuesta de largo plazo al concepto de elasticidad. De forma análoga, estas funciones permiten identificar la dirección y el grado de respuesta de la balanza comercial ante cambios en la tasa de cambio real y en los ingresos domésticos y extranjeros. La respuesta de la balanza comercial ante cambios en las variables antes mencionadas, es decir, como responde a balanza comercial a un impulso positivo sobre las demás variables analizadas.

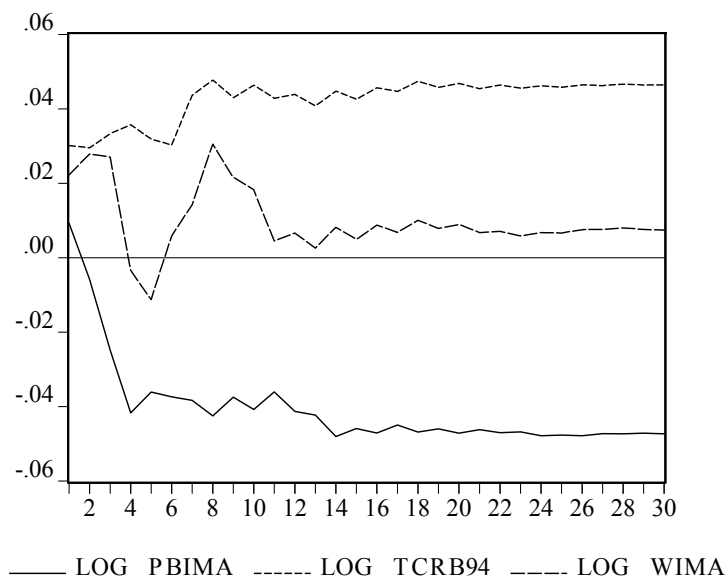
En la Gráfico 2, se muestran los resultados de la función generalizada de impulso-respuesta. En dicha figura, podemos observar que a corto plazo, el PBIMA tiene un impacto negativo sobre la balanza comercial, estabilizándose este impacto a partir del quinto trimestre. Con respecto a

²⁷ Este problema puede ser tratado por la imposición de restricciones a priori tal que la matriz de covarianzas sea diagonal. Estas restricciones estructurales puede tener justificación teórica en algunos casos, sin embargo, no siempre es posible justificar un conjunto particular de restricciones.



TCR94, este posee un impacto positivo a lo largo del tiempo, estabilizándose casi de inmediato, este resultado, descarta la posibilidad de la existencia de una Curva-J para el caso peruano.

Gráfico 2: Función Generalizada de Impulso-Respuesta.



En el Cuadro 8, se muestra la descomposición de la varianza de la balanza comercial. En dicha tabla podemos apreciar que, hasta el quinto trimestre, el 49 por ciento de la varianza es atribuible a sus propios choques aleatorios, mientras que el porcentaje restante es atribuido al resto de las variables. En este sentido, las perturbaciones del tipo de cambio real (TCRB94) explican el 27 por ciento de la varianza; seguido por las importaciones mundiales (WIMA), que explican el 12 por ciento; mientras que el producto bruto interno (PBIMA) sólo explica el 11 por ciento de la misma. Conforme aumenta el horizonte de proyección, el tipo de cambio real explica hasta el 55 por ciento de la varianza; mientras que el 21 por ciento es atribuido al producto; el 17 por ciento a sus propios choques aleatorios y, el 6 por ciento a las importaciones mundiales²⁸.

²⁸ Este incremento de la contribución del producto en la varianza de la balanza comercial, se centra en el hecho que el empleo de horizontes temporales reducidos (mensuales o trimestrales) produce un efecto de dispersión en la información, que en última instancia puede subestimar (sobrestimar) el poder explicativo de la trayectoria de una variable (bc) por parte de otra (pbi), lo anterior fue analizado en detalle por Fama (1990).

**Cuadro 8: Descomposición de la varianza.**

Period	LOG_BC\$	LOG_PBIMA	LOG_TCRB94	LOG_WIMA
1	74.67638	8.09977	10.33029	6.893561
5	49.11743	11.4357	27.23932	12.20755
10	32.7035	15.15645	39.56775	12.57231
15	26.18479	17.75522	46.95467	9.105321
20	21.76556	19.67858	51.20285	7.35301
25	19.07817	21.03372	53.75733	6.130774
30	17.25211	21.90626	55.46264	5.378985

Cabe señalar que, la dinámica que exhibe la balanza comercial respecto del producto es únicamente de corto plazo, debido a que esta última variable no está incluida en el vector de cointegración, pero sí en el vector de corrección de errores estimado; lo anterior, permite la existencia de una función de impulso-respuesta y una descomposición de la varianza distintas de cero de la balanza comercial con respecto al producto.

4. Conclusiones

La evidencia bajo esta metodología econométrica ha mostrado que el fenómeno Curva-J no está presente en la economía peruana (situación que caracteriza las economías en desarrollo) y además, se observa el cumplimiento de la condición de Marshall-Lerner. Esto indica que los agentes partícipes del comercio internacional peruano son altamente sensibles a las variaciones en el tipo de cambio real. Un factor explicativo de dichos acontecimientos, se centran en la estructura productiva del comercio exterior peruano que se basa en esencia en productos con bajo contenido de valor agregado, es decir, los productos de exportación peruanos no incorporan un componente tecnológico significativo, esto trae como consecuencia, la incapacidad de competir en el mercado internacional con calidad y productividad, y la única salida a la competencia internacional es mediante la depreciación del tipo de cambio real. Esto también se podría ver en cuanto al uso de la capacidad instalada en el momento de darse una depreciación, es decir, si una se encuentra en niveles bajos en el uso de su capacidad instalada el efecto positivo de una depreciación del tipo de cambio real sobre la balanza comercial va a ser inmediata, de estar al borde de su PBI potencial es necesario hacer el reajuste señalado y por tanto se estaría más propenso a encontrar la Curva-J en el comportamiento de la balanza comercial inmediatamente después de ocurrida la depreciación.



La evidencia encontrada tiene también importantes implicancias de política económica. En esencia, una política fiscal restrictiva claramente emprendida por el gobierno, es un factor determinante para alcanzar un tipo de cambio real competitivo y así, una mayor participación de los productos domésticos en el mercado internacional, además la reducción de la absorción interna conlleva un efecto directo que mejora la balanza comercial. Otro aspecto a tener en cuenta son los efectos de bienestar que contienen implícitas las devaluaciones reales que benefician en esencia el sector transable de la economía, y por ende, los agentes dueños del capital, puesto que dicho sector se caracteriza por contener un componente relativamente intensivo en este factor productivo. La consecuencia de dicha política sería una reducción de los salarios dado un estancamiento relativo del sector no transable, pero este efecto será reducido dadas las características de la canasta exportadora de la economía peruana.

Un futuro análisis sería estudiar la relación que describe mejor la situación de una economía pequeña como la peruana, en donde las elasticidades foráneas tienden a infinito, esto quiere decir que el país doméstico es tomador de precios en el mercado internacional. Bajo la anterior situación, la condición relevante es que la elasticidad de la oferta de exportaciones sea mayor que el valor absoluto de la elasticidad de la demanda de importaciones. La gran dificultad de esta relación radica en calcular la elasticidad de la oferta doméstica de exportaciones.



Referencias

- Alves D., Fava V. y Silbert S.,** (2000) *Current Account Balance and the Real Exchange Rate: The Brazilian Case in the Last Two Decades.*
- Ahmad, Jaleel y Jing Yang,** (2004) *Estimation of the J-Curve in China.* Economic Series No. 67, East-West Center Working Paper.
- Akbostanci, Elif,** (2002) *Dynamic of the Trade Balance: The Turkish J-Curve.* ERC Working Papers in Economics 01/05. Economic Research Center.
- Bahmani-Oskooee M.,** (1985) *Devaluation and the J-Curve: Some Evidence from LDC's.* The Review of Economics and Statistics, Vol. 67 (3).
- Bahmani-Oskooee M.,** (1998) *Cointegration Approach to Estimate the Long-Run Trade Elasticities in LDC's.* International Economic Journal, Vol. 12 (3).
- Bahmani-Oskooee M. y Farhang Niroomand,** (1998) *Long-run Price Elasticities and the Marshall-Lerner Condition Revised,* Economics Letters, Vol. 61 (1).
- Banco Central de Reserva del Perú: Notas de Estudio No. 16, Balanza Comercial.
- Baumgarten de Bolle,** (2002) *Fiscal Policy, Borrowing Constraints, and Real Exchange Rates in Colombia and Ecuador.* IMF Working Paper.
- Breitung, Jörg** (2000) *Structural Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Habilitation Thesis,* Humboldt University Berlin.
- Caporale G. y Chui M.,** (1999) *Estimating Income and Price Elasticities of Trade in a Cointegration Framework.* Review of International Economics, Vol. 7 (2).
- Dornbush, R. y Paul Krugman,** (1976) *Flexible Exchange rates in the Short-Run.* Brooking Papers in Activity, Economic Studies Program, The Brooking Institution, Vol. 7 (3).
- Fama, Eugene,** (1990) *Stock returns, expected returns, and real activity.* Journal of Finance, Vol. 45 (4).
- Graham Elliott, Thomas J. Rothenberg y James H. Stock** (1996) *Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root.* Econometrica, Vol. 64 (4), pp. 813-836.
- Hendry, D. F. y A. Doornik,** (1994) *Modelling Linear Dynamic Econometric Systems.* Scottish Journal of Political Economy, Vol. 45.
- Houthankker, Hendrik y Stephen Magee,** (1969) *Income and Price Elasticities in World Trade.* Review of Economics and Statistics, Vol. 51 (2).
- Johansen S.,** (1988) *Statistical Analysis of Cointegrating Vectors.* Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12 (2, 3).
- Johansen S.,** (1995) *Likelihood Based Inference in Cointegration Vector Autorregressive Models.* Oxford University Press.
- Juselius, Katarina,** (2006) *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications.* Oxford University Press.
- Khan, Mohsin,** (1974) *Import and Export Demand in Developing Countries.* IMF Staff Papers, Vol. 21 (3), pp. 678-693.



- Koop G., Pesaran M. H., y Potter S. M.** (1996) *Impulse response analysis in nonlinear multivariate models*. Journal of Econometrics, Vol. 74 (1).
- Krugman, Paul y Richard Baldwin,** (1987) *The Persistence of the U.S Trade Deficit*. Brookings Paper on Economic Activity, Vol. 18 (1), pp. 1-56.
- Lindert P. y Charles Kindleberger,** (1982) *International Economics*, Irwin, Series in Economics, Homewood, IL.
- Lütkepohl, H.,** (1993) *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, 2nd Edition. Spriger-Verlag.
- Misas, Martha, María Ramírez y Luisa Silva,** (2001) *Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes*. Borradores de Economía, No. 178. Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República de Colombia.
- Moura, G. y Sergio Da Silva,** (2005) *Is there a Brazilian J-Curve?* Economics Bulletin, Vol. 6 (10), pp. 1-17.
- Onafowora, Olugbenga,** (2003) *Exchange rate and trade balance in east asia: is there a J-curve?* Economics Bulletin, Vol. 5 (18), pages 1-13.
- Obstfeld M., Kenneth Rogoff,** (1996) *Foundations of International Macroeconomics*. The MIT Press.
- Pesaran M. H. y Y. Shin,** (1998) *Generalized impulse response analysis in linear multivariate models*. Economic Letters, Vol. 58 (1).
- Pontryagin, L.S., V.G. Boltyanskiy, R.V. Gramkredize y E.F. Mischenko,** (1962) *The mathematical theory of optimal process*. Intercience, New York.
- Rendón Obando, Hernando y Andrés Ramírez Hassan,** (2005) *Condición Marshall-Lerner: una aproximación al caso colombiano, 1980-2001*. Ecos de Economía No. 20, pp. 29-58.
- Robledo C., Jacobo,** (2008) *Tasa de cambio y Balanza Comercial en Colombia: Condición de Marshall-Lerner y efecto Curva-J*. Facultad de Economía de la Universidad del Rosario, Colombia.
- Reinhart C.,** (1995) *Devaluation, Relative Prices, and International Trade Evidence from Developing Countries*. IMF Staff Paper, Vol. 42 (2).
- Rincón, Hernán,** (1999) *Testing the Short-and-Long-Run Exchange Rate Effects on Trade Balance: The Case of Colombia*. Borradores de Economía, No. 120.
- Saldaña, Luís y Mario Velásquez,** (2007) *El Impacto del Tipo de Cambio en las decisiones de Inversión de las empresas peruanas entre 1994-1995*. Documento de Trabajo 254, Departamento de Economía, PUCP.

**Anexo****A. Resolución del problema de optimización dinámica.**

La *función de Hamilton* es, para el problema (5) es la siguiente:

$$H = e^{-\beta t} u(ct_t, cnt_t) + \lambda_t \left\{ d_t + x_t \left(\frac{p^x}{p^f} \right)_t + g_t \left(\frac{p}{p^f} \right)_t - ct_t \left(\frac{p^m}{p^f} \right)_t - cnt_t \right\} \quad (8)$$

Las condiciones de primer orden son:

$$\frac{\partial H}{\partial cnt} = e^{-\beta t} \left(-\frac{1}{\rho} \right) \frac{\theta(-\rho)cnt^{-\rho-1}}{\theta cnt^{-\rho} + (1-\theta)ct^{-\rho}} - \lambda_t = 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial H}{\partial ct} = e^{-\beta t} \left(-\frac{1}{\rho} \right) \frac{(1-\theta)(-\rho)ct^{-\rho-1}}{\theta cnt^{-\rho} + (1-\theta)ct^{-\rho}} - \lambda_t \left(\frac{p^m}{p^f} \right)_t = 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial H}{\partial \lambda} = \mathcal{L}_t = d_t + x_t \left(\frac{p^x}{p^f} \right)_t + g_t \left(\frac{p}{p^f} \right)_t - ct_t \left(\frac{p^m}{p^f} \right)_t - cnt_t \quad (11)$$

$$-\frac{\partial H}{\partial g} = \mathcal{L}_t = -\lambda_t \left(\frac{p^m}{p^f} \right)_t \quad (12)$$

$$\lim_{t \rightarrow +\infty} \lambda_t g_t = 0 \quad (13)$$

La ecuación (13), es la *condición de transversalidad* e implica que al final de la existencia de esta economía, el precio sombra que asignan los agentes al presupuesto es igual a cero $\lambda_t = 0$ ó el presupuesto es igual a cero $g_{\min} = g = 0$.

Luego de manipular las ecuaciones (9) y (10), se obtiene la relación existente entre la demanda de bienes no transables y la demanda de importaciones:

$$ct_t = \left\{ \frac{1-\theta}{\theta} \left(\frac{p^f}{p^m} \right)_t \right\}^{\sigma} cnt_t \quad (14)$$



Donde σ es la elasticidad de sustitución y $\sigma = 1 / (1 + \rho)$. En estado estacionario²⁹, el crecimiento tanto del variable estado, la variable coestado y las variables control es cero, y asumiendo la condición *market clearing*, tenemos la función de demanda de importaciones del país doméstico:

$$ct_t \left(\frac{p^m}{p^f} \right)_t = g_t \left(\frac{p}{p^f} \right)_t + x_t \left(\frac{p^x}{p^f} \right)_t \quad (15)$$

Aplicando logaritmo a la ecuación (15), tenemos:

$$\ln ct_t = \ln \left\{ g_t \left(\frac{p}{p^f} \right)_t + x_t \left(\frac{p^x}{p^f} \right)_t \right\} + \ln \left(\frac{p^f}{p^m} \right)_t \quad (16)$$

por simetría en el análisis, la función de demanda de exportaciones domésticas, es decir, las importaciones del país foráneo, vienen dadas por:

$$\ln ct_t^f = \ln \left\{ g_t^f \left(\frac{p^f}{p^f} \right)_t + x_t^f \left(\frac{p^{x,f}}{p^f} \right)_t \right\} + \ln \left(\frac{p^f}{p^{m,f}} \right)_t \quad (17)$$

Donde las variables con superíndice denotan el país foráneo. Además, dado el supuesto de dos países, la condición de equilibrio general transforma la ecuación (17) en la siguiente³⁰:

$$\ln ct_t^f = \ln \left\{ g_t^f + ct_t \left(\frac{p^m}{p^f} \right)_t \right\} + \ln \left(\frac{p^f}{p^x} \right)_t \quad (18)$$

Si se define la balanza comercial como el ratio entre exportaciones e importaciones del país doméstico, obtenemos:

$$\ln \frac{x_t}{ct_t} = \ln \left\{ g_t^f + ct_t \left(\frac{p^m}{p^f} \right)_t \right\} - \ln \left\{ g_t \left(\frac{p}{p^f} \right)_t + x_t \left(\frac{p^x}{p^f} \right)_t \right\} + \ln \left(\frac{p^f}{p^x} \right)_t - \ln \left(\frac{p^f}{p^m} \right)_t \quad (19)$$

²⁹ Para una exposición más detallada véase Reinhart (1995) y Misas, Ramírez y Silva (2001).

³⁰ La condición de equilibrio general implica $x_t = ct_t^f$ y $x_t^f = ct_t$.



Finalmente³¹,

$$\ln bc_t = \ln \frac{x_t}{ct_t} = \ln \left\{ g_t^f + ct_t \left(\frac{p^m}{p^f} \right)_t \right\} - \ln \left\{ g_t \left(\frac{p}{p^f} \right)_t + x_t \left(\frac{p^x}{p^f} \right)_t \right\} + \ln \left(\frac{p^m}{p^x} \right)_t \quad (20)$$

Definiendo,

$$\begin{aligned} BC_t &= \ln bc_t \\ Y_t^f &= \ln \left\{ g_t^f + ct_t (p^m / p^f)_t \right\} \\ Y_t &= \ln \left\{ g_t (p / p^f)_t + x_t (p^x / p^f)_t \right\} \\ R_t &= \ln (p^m / p^x)_t \end{aligned}$$

La ecuación estimable se reduce a la forma:

$$BC_t = v + \beta_1 R_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 Y_t^f + \varepsilon_t \quad (21)$$

³¹ El resultado de la balanza comercial es desarrollado desde la perspectiva de la demanda asumiendo elasticidad infinita de la oferta en el país doméstico y foráneo.