

**PROBANDO LA CONDICIÓN
MARSHALL-LERNER Y EL
EFECTO CURVA “J”:
EVIDENCIA EMPIRICA PARA
EL CASO PERUANO 1990: 2007**

**Rafael Bustamante
UNMSM**

XXV Encuentro de Economistas BCRP 2007

I.- INTRODUCCIÓN

- Existe un consenso, que establece que un gran déficit en la balanza comercial se debe corregir.
- Hay una considerable falta de unanimidad en establecer cual es la medicina que cura la enfermedad.

- **La discusión entre los mecanismos de ajuste ante desequilibrios internacionales.**

Lo que propone la corriente tradicional en resumen es:

En primer lugar, los desequilibrios en la balanza comercial causados por divergencias entre la absorción interna y el producto.

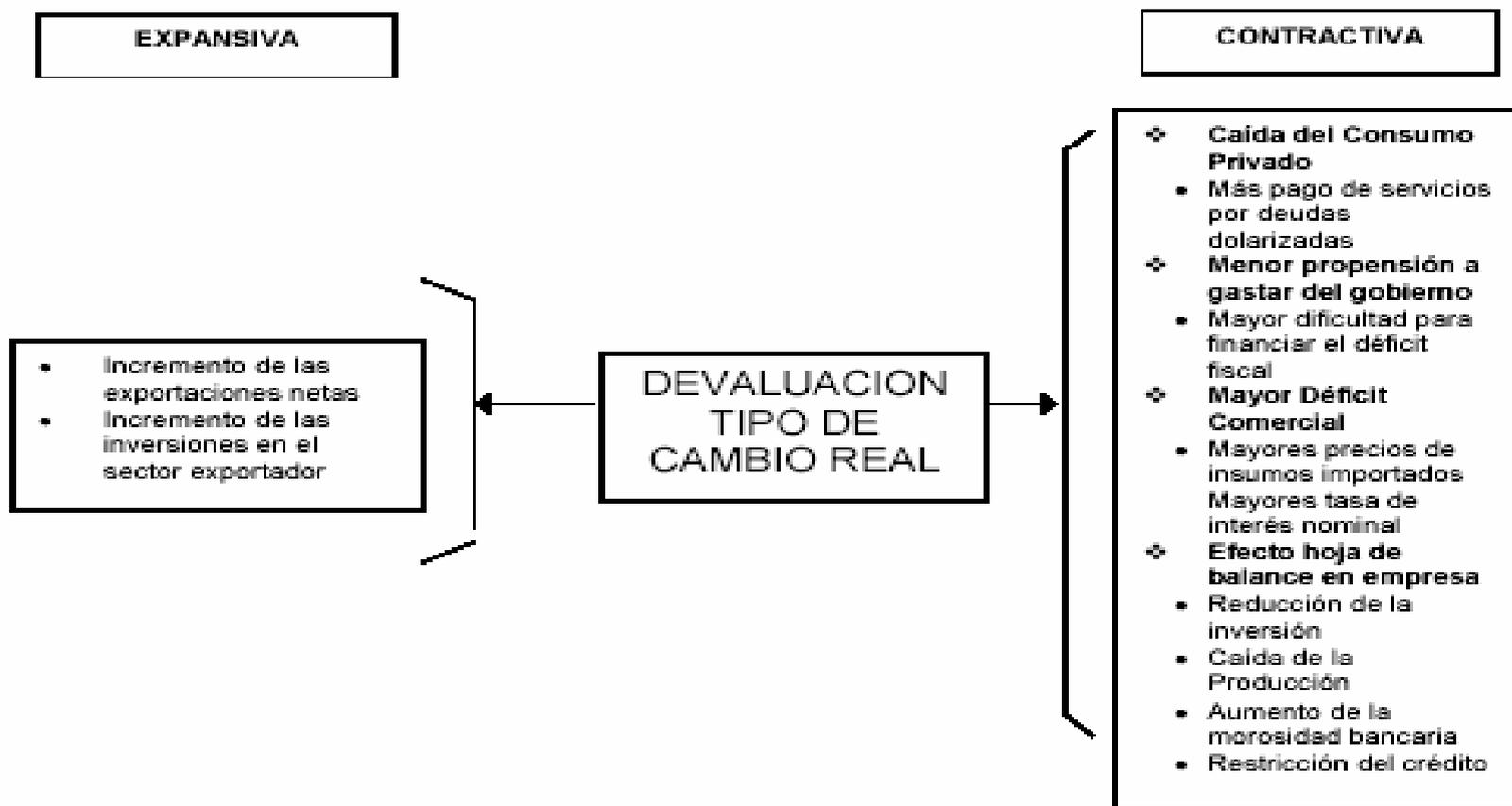
En segundo lugar, estas divergencias en la absorción se presentan básicamente por desequilibrios del gasto público, los cuales entrañan perturbaciones en la balanza comercial vía crecimiento en el precio relativo de bienes domésticos y factores de producción, es decir, apreciación del tipo de cambio real.

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 mejora la balanza comercial, existen otros efectos, asociados por ejemplo al canal comercial (curva jota, corto plazo), que puede disminuir e incluso contraer la actividad económica.

- La visión tradicional es que el tipo de cambio real opera a través de la demanda agregada.
- En contraste, hay argumentos en el sentido de que una devaluación puede generar efectos adversos que derivarían en una contracción económica, fundamentada en que se produciría lo siguiente:
 - (i) Disminución de los salarios reales debido a rigideces nominales
 - (ii) Una restricción en la producción debido a una reducción en las inversiones asociado a un alto grado de obligaciones en moneda extranjera.

- Existen argumentos para explicar que las devaluaciones sean expansivas o contractivas; el resultado final dependerá de las

Cuadro 1: Efectos de una devaluación del TC real sobre el producto



Se suele argumentar que las devaluaciones son expansivas, en tanto favorecen la competitividad internacional e incrementan las exportaciones netas y depende el producto, conforme al análisis de elasticidad realizado por Marshall-Lerner.

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.
- Una depreciación de la moneda doméstica deteriora la BC 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 sumen más que uno, el efecto volumen domina sobre el efecto precio y la **balanza comercial** mejora ante una depreciación.

Investigaciones anteriores

- CONDICIÓN MARSHALL-LERNER Y EFECTO CURVA “J”: UNA APROXIMACIÓN AL CASO COLOMBIANO

Andrés Ramírez Hassan, Hernando Rendón Obando

Universidad de EAFIT 2003

II.- MARCO TEORICO

- **Balanza comercial**
- **Elevados niveles de precios que mantuvieron nuestras materias primas durante el año.**
- **Mayores volúmenes de exportación de productos no tradicionales fueron factores fundamentales para alcanzar el superávit comercial récord de US\$ 8 934 millones mayor en US\$ 3 648 millones para el 2006 con respecto al registrado el año anterior,**
- **Equivalente 9,6 por ciento del PBI, alcanzando un récord histórico.**

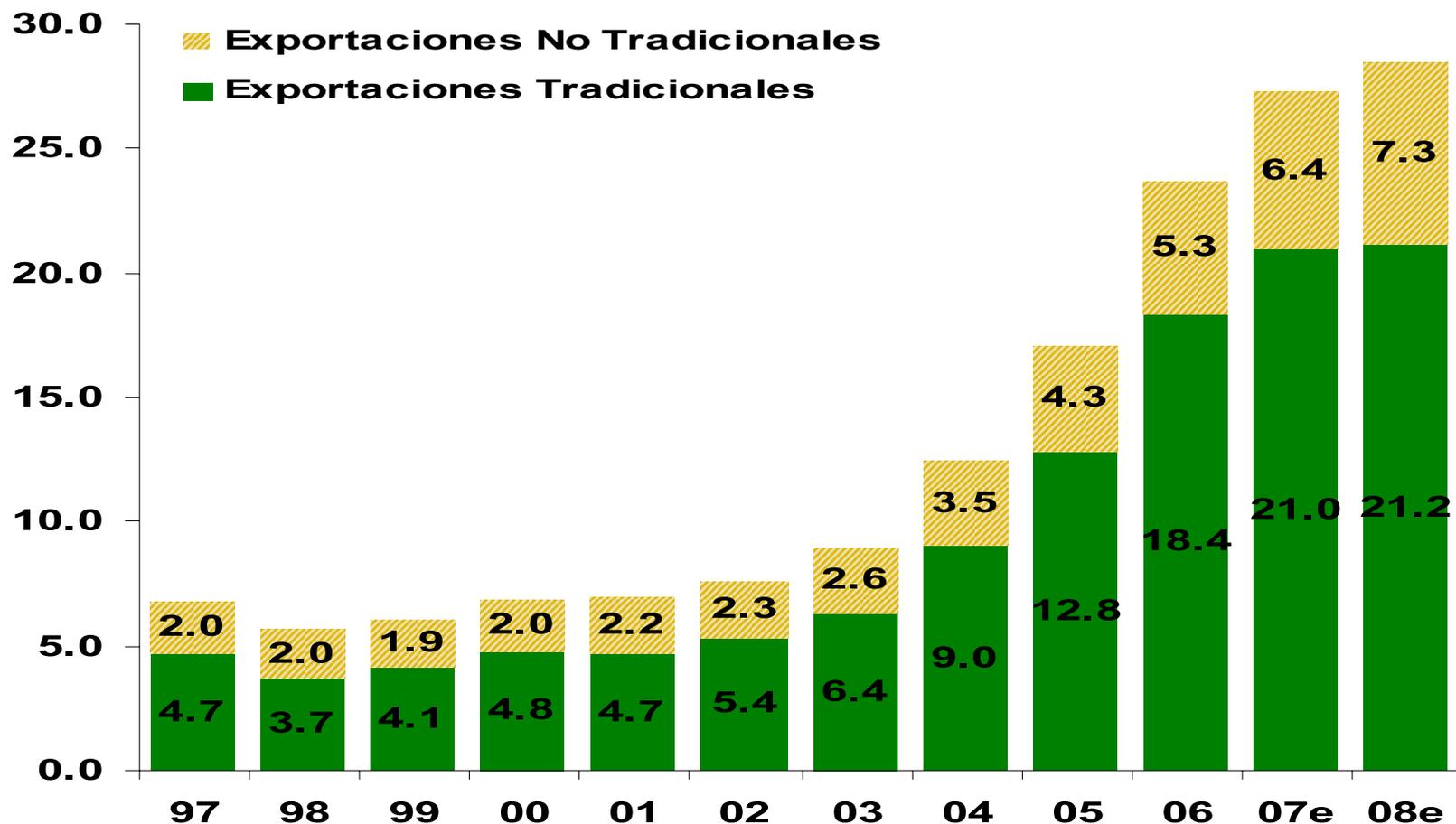
- Para el 2006, las exportaciones crecieron 37% las importaciones aumentaron 23%, destacando en este último caso el incremento de 35% que mostraron las importaciones de bienes de capital por el impacto positivo que tienen sobre el nivel de inversión y la mejora de productividad.
- Nuestros principales socios comerciales continúan siendo los Estados Unidos y China, quienes representaron casi un tercio de nuestro comercio de bienes con el RM.

- Cabe destacar, también, los avances que se han logrado respecto al proceso de apertura económica, especialmente por el lado de la colocación de nuestros productos en el exterior, y que se traduce en una disminución de la importancia del mercado de Estados Unidos.
- En el caso de las exportaciones pesqueras, si bien España y Estados Unidos continuaron siendo los principales destinos de nuestro comercio (participaciones del 18 y 12 %). China aumentó su participación en 5%, alcanzando 2006 el 12 por ciento del mercado.
- En el caso de madera y papeles, China va consolidándose como uno de los principales receptores, al incrementar su participación en 6%, para alcanzar un nivel de 13%.



Fuente: BCRP

Crecimiento exportador alcanza metas



Fuente: BCRP, IPE

El teorema o condición de Marshall-Lerner

- Una devaluación de una divisa tendrá un impacto positivo en la BC, si la suma de las elasticidades de precios de las importaciones y las exportaciones son, en valor absoluto, superior a 1.
- El efecto neto en la balanza comercial dependerá en las elasticidades de los precios, si los bienes exportados son elásticos el total de los ingresos por exportaciones aumentarán en la BC, y si los bienes importados son elásticos el importe total por importaciones decrecerá.

- Los bienes tienden a ser inelásticos a corto plazo, ya que tarda cierto tiempo cambiar los patrones de consumo.
- La condición de Marshall-Lerner no se cumple y una devaluación empeorará inicialmente la balanza comercial.
- A largo plazo los consumidores se ajustarían a los nuevos precios y el saldo de la BC mejoraría.

- Si definimos Balanza Comercial.

$$BC = X - TCR * IM$$

- Siendo X las exportaciones, M las importaciones, y TCR los precios internacionales.

- Siendo la elasticidad de las exportaciones E_x , y la de las importaciones E_m , la inecuación puede expresarse así:

$$BC = X - TCR * IM$$

$$1 + E_x - E_m \frac{M}{TCR * X} < 0$$

Si el saldo inicial es igual a cero, es decir $M = TCR * X$, entonces:

$$1 + E_x - E_m < 0$$

$$|E_x| + |E_m| > 1$$

El modelo Teórico

- 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 representativo.
- 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 dinámico**, en el cual, el agente representativo deriva su utilidad intertemporal del consumo de dos clases de bienes, uno producido domésticamente -no transable- (cnt) y otro bien importado -transable- (ct), sujeto a una restricción presupuestaria también de carácter intertemporal.

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

MAX

$$U = \int_0^{\infty} e^{\beta t} u(ct_t, cnt_t) dt \quad (1)$$

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

La restricción presupuestaria intertemporal 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) y las exportaciones domésticas (X_t) menos los gastos de consumo interno en bienes no transables (cnt) y transables (ct). 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:

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

■ Así $\delta, (1-\delta)$, 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 ESC

$$U = \int_0^{\infty} e^{-\beta t} \frac{-1}{\rho} \left[\frac{-1}{\rho} \ln(\theta cnt_t^{-\rho} + (1-\theta)ct_t^{-\rho}) \right] dt$$

s.a:

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

- El problema es solucionado por la teoría del control óptimo, donde las variables control en estas circunstancias son: la demanda por bienes no transables y la demanda de importaciones, además la variable de estado es el presupuesto y la variable coestado es el multiplicador dinámico asociado al problema. El Hamiltoniano respectivo es:

$$H(g_t, cnt_t, ct_t, \lambda_t) = e^{-\beta t} \left[\frac{-1}{\rho} \right] \ln(\theta cnt_t^{-\rho} + (1-\theta) ct_t^{-\rho}) + \lambda_t (d_t + x_t (p^x / p^f)_t + g_t (p / p^f)_t - n_t - m_t (p^m / p^f)_t)$$

C. P. O.:

$$\frac{\partial H}{\partial n} = e^{-\beta t} \left(\frac{-1}{\rho} \right) \frac{\theta(-\rho)cnt^{-\rho-1}}{\theta cnt^{-\rho} (1-\theta)ct^{-\rho}} - \lambda_t = 0 \quad (6)$$

$$\frac{\partial H}{\partial m} = e^{-\beta t} \left(\frac{-1}{\rho} \right) \frac{\theta(1-\theta)ct^{-\rho-1}}{\theta cnt^{-\rho} (1-\theta)ct^{-\rho}} - \lambda_t (p^m / p^f)_t = 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial H}{\partial \lambda} = g = d_t + x_t (p^x / p^f)_t + g_t (p / p^f)_t - cnt_t - ct_t (p^m / p^f)_t \quad (8)$$

$$\text{Lim} \lambda_t g_t = 0 \quad (9)$$

- De las ecuaciones (5) y (6), se obtiene la relación existente entre la demanda de bienes no transables y la demanda de importaciones:

$$cnt_t = \left\{ \frac{(1-\theta)}{\theta} \left(\frac{p^f}{p^m} \right)_t \right\}^\sigma ct_t \quad (10)$$

En estado estacionario, el crecimiento tanto de la variables estado, la variable co-estado y las variables control es cero, y asumiendo la condición “market clearing”, tenemos la función de demanda de importaciones del país doméstico:

$$ct_t \left(\frac{p^m}{p^f} \right)_t = g_t \left(\frac{p}{p^f} \right)_t + x_t \left(\frac{p^x}{p^f} \right)_t \quad (11)$$

Aplicando logaritmo a la ecuación (11), tenemos:

$$Lnct_t = Ln \left\{ g_t \left(\frac{P}{p^f} \right)_t + x_t \left(\frac{P^x}{p^f} \right)_t \right\} + Ln \left(\frac{P^m}{p^f} \right)_t \quad (12)$$

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

$$Lnct_t^f = Ln \left\{ g_t^f \left(\frac{P}{p^f} \right)_t + x_t^f \left(\frac{P^{x,f}}{p^f} \right)_t \right\} + Ln \left(\frac{P^x}{p^{m,f}} \right)_t \quad (13)$$

- Además, dado el supuesto de dos países, la condición de equilibrio general transforma la ecuación (13) en la siguiente: $x_t^f = c t_t$ $x_t = c t_t^f$
- La ecuación estimable se reduce a la forma:

(14)

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

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

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

$$\ln(bc)_t = \ln \left(\frac{x}{a} \right)_t = \ln \left\{ g_t^f + a_t \left(\frac{p^m}{p^f} \right)_t \right\} - \ln \left\{ g_t \left(\frac{p}{p^f} \right)_t + x_t \left(\frac{p^x}{p^f} \right)_t \right\} + \ln \left(\frac{p^m}{p^x} \right)_t$$

$$BC_t = Ln(bc)_t$$

$$Y_t^f = Ln\left\{g_t^f + ct_t\left(\frac{p^m}{p^f}\right)_t\right\}$$

$$Y_t = Ln\left\{g_t\left(\frac{p}{p^f}\right)_t + x_t\left(\frac{p^x}{p^f}\right)_t\right\}$$

$$R_t = Ln\left(\frac{p^m}{p^x}\right)_t$$

$$BC_t = v + \beta_1 R_t \beta_2 Y_t + \beta_3 Y_t^f + \varepsilon_t$$

- Donde el intercepto captura efectos de los términos de intercambio (por ejemplo, para productores de productos primarios), mejoras inmediatas de calidad, nuevos canales de distribución o tendencias de liberalización.
- Una devaluación real de la moneda doméstica tiende a empeorar el estado inicial de la balanza comercial debido a que el efecto valor tiende a dominar 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 valor y como resultado el estado inicial de la BC presenta mejores condiciones.

- Los efectos negativos sobre la balanza comercial que se presentan en el corto plazo por causa del efecto valor, se compensan en el mediano plazo a medida que la capacidad instalada de la economía doméstica se acopla al cambio estructural.
- Finalmente, en el LP, se observa una mejora en el estado de la balanza comercial, dicho efecto tiende a desvanecerse en el tiempo a medida que el proceso de ajuste se completa.

- El efecto valor domina en primera instancia el proceso, puesto que el primer impacto de una depreciación sobre la BC consiste en un aumento del valor de las importaciones.
- Dado que las exportaciones y las importaciones aumentan, el resultado en el corto plazo es el empeoramiento de la balanza comercial.

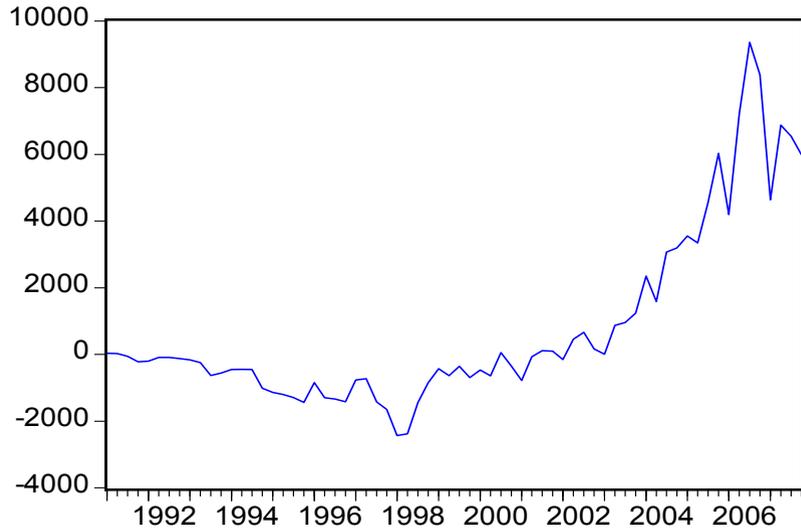
El efecto volumen reacciona más lentamente ante la devaluaciones por varias causas:

Por el lado de la producción, ampliar la capacidad instalada de la economía doméstica para acondicionarse a las nuevas estructuras de demanda requiere cierto laps de tiempo.

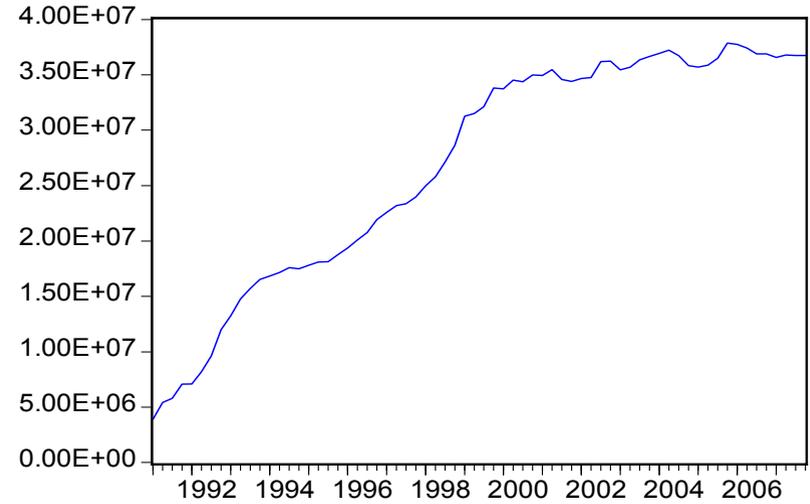
Las empresas exportadoras requieren contratar nuevo empleados y ampliar las instalaciones, mientras que la importadoras deben encontrar productores doméstico que estén en capacidad de sustituir los pedido procedentes del extranjero.

Por el lado del consumo, el aumento de la demand foránea de productos domésticos requiere de nuevo canales de distribución que necesitan tiempo para se establecidos en el mercado internacional.

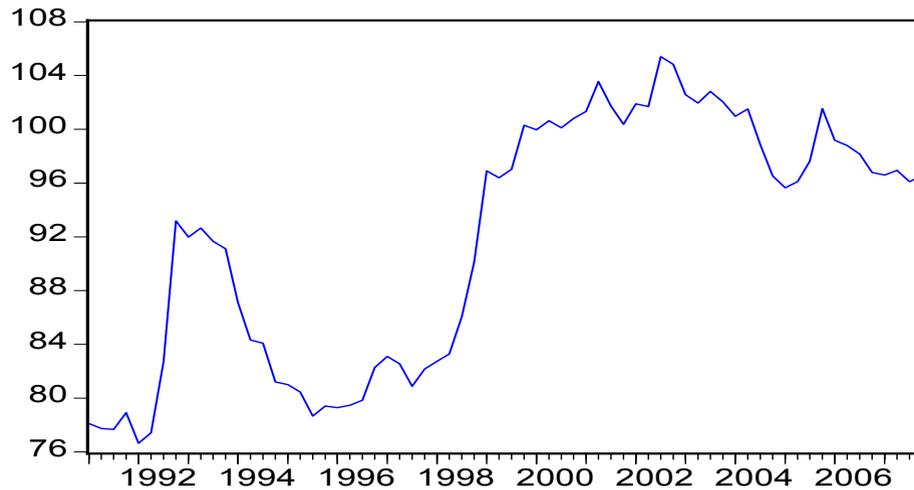
Análisis gráfico de la serie



— BC



— GNP_EEUU



— ITCRB

Descripción de las variables en Estudio

Variables Dependiente:

- **Balanza Comercial**
- **Variables independientes:**
 - Índice del Tipo de cambio real
 - Producto Bruto Interno
 - Producto Nacional Bruto de Estados Unidos

- El tamaño de muestra comprende el período 1991:01 a 2007:04.
- Dado el modelo teórico adaptado y la necesidad de estimar elasticidades, las series se encuentran en logaritmo, transformación que corrige problemas de varianza.

Estacionariedad y raíces unitarias

- Existen diferentes pruebas para identificar no estacionariedad, como la representación gráfica de las series, o a través de correlogramas, aunque generalmente se utilizan pruebas formales como el estadístico de Dickey –Fuller (DF), estadístico Aumentado de Dickey-Fuller (ADF) y el estadístico de Phillips-Perron (PP).
- A continuación se mostrará el resumen del test Dickey-Fuller (1979a, 1981), el cuál no rechaza la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria dadas las variables en niveles.

Test Raíces Unitarias.

Null Hypothesis: BC has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

t-Statistic

Prob.*

**Augmented Dickey-
Fuller test statistic**

0.570025

0.9878

**Test critical
values:**

1% level

-3.534868

5% level

-2.906923

10% level

-2.591006

Test Raíces Unitarias.

Null Hypothesis: LNITCRB has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.043155	0.5671
Test critical values: 1% level	-4.103198	
5% level		
10% level	-3.167404	

Test Raíces Unitarias

Null Hypothesis: GNP_EEUU has a unit root/// Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.440316	0.984
Test critical values: 1% level	-4.100935	
5% level	-3.478305	
10% level	-3.166788	

Test Raíces Unitarias

Null Hypothesis: LNPBISA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.450245	0.3513
1% level	-4.100935	
5% level	-3.478305	
10% level	-3.166788	
MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1991Q1 2007Q4			
Dependent variable: BC			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNGNP_EEU	32.1872	11	0.0007
LNPBISA	13.56364	11	0.2581
LNITCRB	31.32643	11	0.001
All	56.5672	33	0.0065
Dependent variable: LNGNP_EEU			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
BC	5.339612	11	0.9136
LNPBISA	7.128939	11	0.7885
LNITCRB	8.723605	11	0.6474
All	28.59597	33	0.6862

Análisis de causalidad Engle y Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Dependent variable: LNPBISA			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
BC	32.18859	11	0.0007
LNGNP_EEU	10.74558	11	0.4648
LNITCRB	11.87525	11	0.3731
All	71.08973	33	0.0001
Dependent variable: LNITCRB			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
BC	4.081182	11	0.9675
LNGNP_EEU	6.725513	11	0.8209
LNPBISA	8.207017	11	0.6946
All	28.44195	33	0.6936

Prueba de longitud del retardo

Varios criterios con el fin de seleccionar la longitud del rezago que será utilizada en la prueba de cointegración.

El mejor modelo es el que minimiza el criterio de información (SC), o aquel que maximiza el estadístico LR.

El número de rezagos es definitivo, puesto que un reducido número puede conllevar a mala especificación y un número amplio de estos implica sobre parametrización del modelo.

Los principales criterios en la selección: primero, se utilizan los criterios de información Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn, el error de predicción final y la prueba de razón de verosimilitud para encontrar el número de rezagos más apropiado.

- Luego, se observa si para el modelo seleccionado se alcanza: normalidad, independencia serial y homocedasticidad en los residuales del sistema total, basados en las pruebas: LM (autocorrelación), Cholesky (Lutkepohl; normalidad) y términos no cruzados (Homocedasticidad).
- La prueba inicia con un número de rezagos igual a ocho, puesto que este es el número de rezagos recomendado por Bahamani-Oskooee (1985), el cual argumenta que si una devaluación mejora la balanza comercial un período de dos años es suficiente para captar los posibles impactos.

VAR Lag Order Selection Criteria /// Endogenous variables: BC LNGNP_EEU LNPBISA LNITCRB

Endogenous variables: C

Sample: 1991Q1 2007Q4

Included observations: 60

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-357.5543	NA	2.014383	12.05181	12.19143	12.10642
1	16.27852	685.3601	1.33E-05	0.124049	0.822164*	0.397120*
2	34.73113	31.36943	1.24E-05	0.042296	1.298902	0.533824
3	54.257	30.59053*	1.12e-05*	-0.075233	1.739865	0.634752
4	66.4259	17.4421	1.32E-05	0.05247	2.42606	0.980912
5	79.70402	17.26155	1.53E-05	0.143199	3.075282	1.290098
6	95.05018	17.90386	1.72E-05	0.164994	3.655568	1.530349
7	108.8909	14.30206	2.12E-05	0.23697	4.286037	1.820783
8	137.7256	25.95128	1.68E-05	-0.190855*	4.416703	1.611415

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

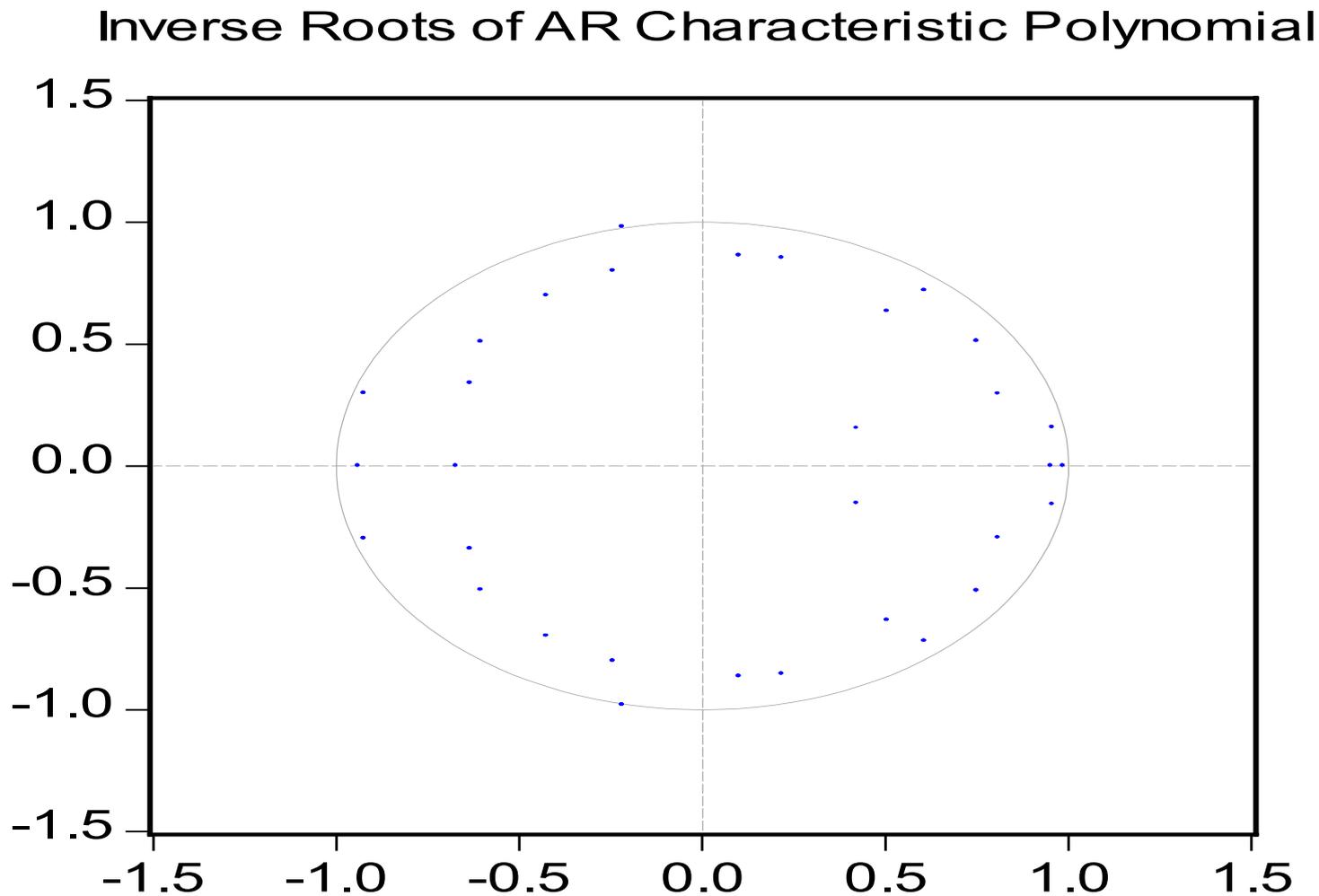
SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

¿qué tenemos una diversidad de criterios Para nuestro trabajo, y siguiendo a Bahamani-

creemos, usaremos 8 rezagos de acuerdo al test AIC: Akaike information criterion

Estabilidad y raíces Autorregresivas del modelo VAR



■ Autocorrelación (LM test)

- En este caso no se rechaza la hipótesis nula de autocorrelación de los residuos en el VAR, donde H_0 indica ausencia de autocorrelación hasta el retardo de orden h porque el p-value o probabilidad es mayor a 0,05% de significancia hasta el retardo 3, en otras palabras no se evidencia problemas de autocorrelación en los residuos.

AR Residual Serial Correlation LM Tests

H0: no serial correlation at lag order h

Sample: 1991Q1 2007Q4 /// Included observations: 60

Lags	LM-Stat	Prob
1	16.48713	0.4195
2	24.40817	0.0810
3	11.30983	0.7900
4	12.01927	0.7427
5	8.863785	0.9189
6	15.59299	0.4817
7	18.36051	0.3032
8	13.66661	0.6235
9	30.04128	0.0178
10	17.61516	0.3469
11	18.54917	0.2927
12	17.72826	0.3400

Probable from chi-square with 16 df

Prueba de Heterocedasticidad de white sin términos cruzados

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

Sample: 1991Q1 2007Q4

Included observations: 64

Joint test:

Chi-sq

df

Prob.

556.7536

540

0.2998

Test de Normalidad

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

H0: residuals are multivariate normal ///Sample: 1991Q1 2007Q4

Included observations: 60

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.048286	0.023316	1	0.8786
2	-0.13206	0.174398	1	0.6762
3	0.034237	0.011722	1	0.9138
4	0.08826	0.077898	1	0.7802
5	-0.037649	0.014175	1	0.9052
Joint		0.301509	5	0.9976

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl) /// H0: residuals are multivariate normal

Sample: 1991Q1 2007Q4

Included observations: 60

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.296365	18.27411	1	0
2	0.573659	14.71782	1	0.0001
3	0.397493	16.93261	1	0
4	0.378324	17.18296	1	0
5	0.302711	18.18842	1	0
Joint		85.29592	5	0
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	18.29742	2	0.0001	
2	14.89222	2	0.0006	
3	16.94433	2	0.0002	
4	17.26086	2	0.0002	
5	18.20259	2	0.0001	
Joint	85.59743	10	0	

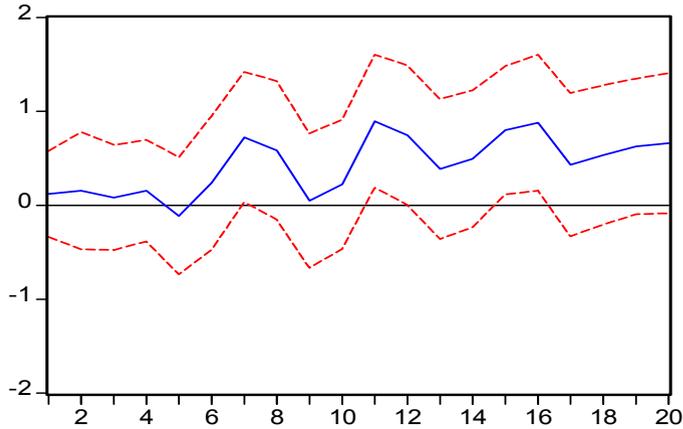
Función impulso respuesta

- La función de impulso respuesta describe la respuesta de una variable endógena a cada una de las innovaciones o shocks de las otras variables del modelo, mostrando así el efecto sobre los valores presentes y futuros de la variable endógena ante un shock a través de la desviación estándar de las otras variables y de ella misma.
- Con el análisis de los gráficos de estas relaciones es posible identificar si los efectos son de naturaleza transitoria y si existe un rezago en las interrelaciones entre las variables del modelo además de que se permite apreciar el patrón de comportamiento de las series ante los disturbios aleatorios generados por el vector.

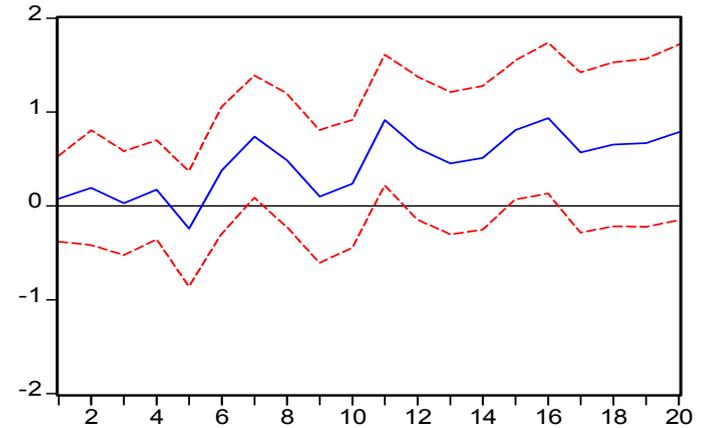
Modelo VAR2 Con Seis Rezagos

Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

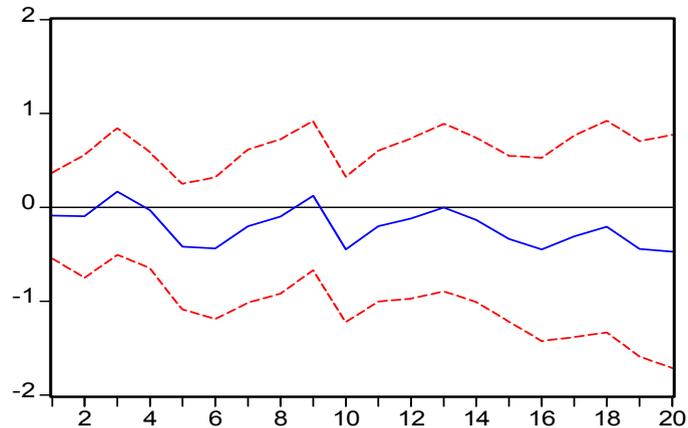
Response of LNBC to LNITCRB



Response of LNBC to LNGNP_EEU



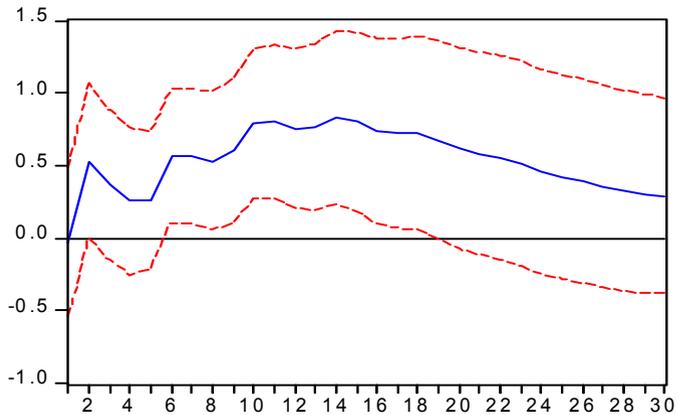
Response of LNBC to LNPBISA



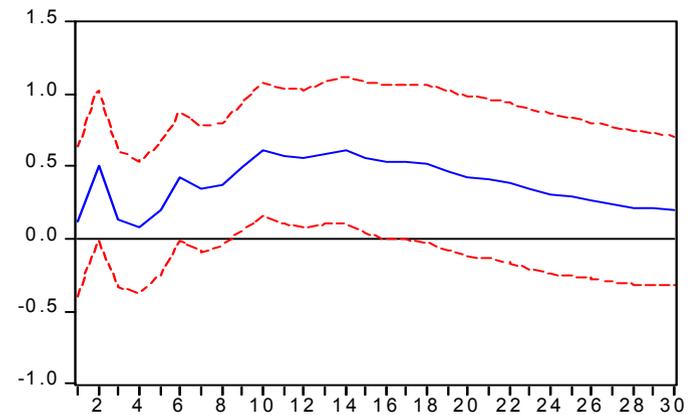
Modelo2 VAR Con 8 Rezagos

Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

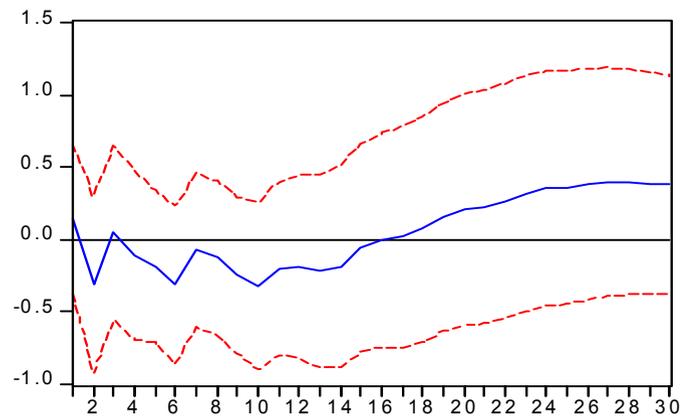
Response of LNBC to LNITCRB



Response of LNBC to LNGNP_EEU



Response of LNBC to LNPBISA



- **La *función impulso-respuesta* traza** la respuesta de las variables endógenas en el sistema ante un shock en los errores. Un cambio en un shock de en los errores asociados al Tipo de Cambio Real cambiaría inmediatamente el valor de $LNBC$, ello además cambiaría todos los valores futuros de las demás variables endógenas debido a la estructura dinámica del sistema.
- **La *función impulso-respuesta*,** separa los determinantes de las variables endógenas dentro de los shocks o identifica innovaciones con variables específicas.
- Traza el efecto corriente y valores futuros de las variables endógenas ante un “shock” de una desviación estándar a las innovaciones (variables estocásticas).

- Técnicamente los errores son ortogonalizados por una descomposición *Choleski*, así la matriz de covarianza resultante es triangular inferior (los elementos por encima de la diagonal principal son cero).
- La descomposición *Choleski* es extensamente usada, es un método un poco arbitrario de atribución de efectos comunes. Cambiando el orden de las ecuaciones, se puede cambiar dramáticamente las *funciones impulso-respuesta*, hay que tener cuidado con las interpretaciones de estas funciones. Sin embargo para la presente investigación usamos la función impulso respuesta generalizada que es un método mucho más potente que la descomposición de choleski.

Descomposición de Varianza

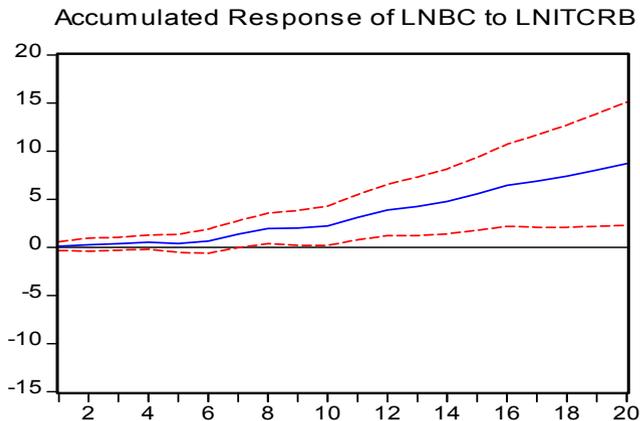
La descomposición de la varianza permite conocer qué porcentaje de los errores de predicción, a diferentes horizontes, es explicado por cada uno de los shocks. Para la estimación se utiliza la descomposición de Cholesky.

Period	Variance Decomposition of BC:				
	S.E.	BC	LNGNP_EEU	LNPBISA	LNITCRB
1	870.3827	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	1105.600	97.60121	2.122321	0.148737	0.127734
3	1168.809	95.83115	1.907495	1.523992	0.737366
4	1203.024	95.69267	1.986196	1.602627	0.718506
5	1300.601	95.40716	1.957777	1.946197	0.688863
6	1317.431	93.36626	2.381797	3.442526	0.809417
7	1358.486	88.68587	2.281018	7.563722	1.469392
8	1445.417	88.75623	2.029125	7.896805	1.317838
9	1532.252	86.84800	1.883424	10.07782	1.190760
10	1574.947	84.18227	1.923086	12.76050	1.134145
11	1645.814	83.34355	1.761086	13.85551	1.039852
12	1722.276	83.60320	1.610085	13.75337	1.033348
13	1760.355	81.42826	1.681259	15.88128	1.009201
14	1793.824	80.00207	1.619540	17.40608	0.972311
15	1849.051	79.72656	1.534898	17.79755	0.940993

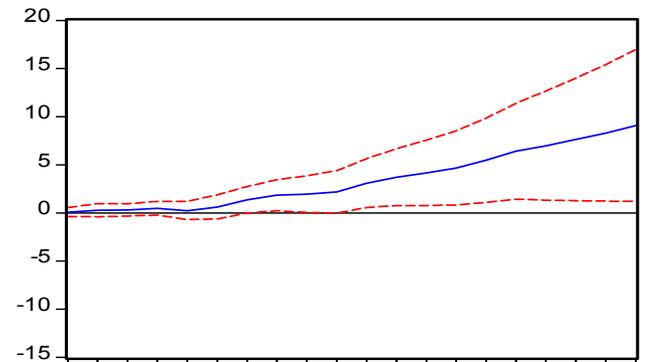
- El período de pronóstico elegido, para visualizar y analizar como responde la balanza comercial ante un shock aleatorio del logaritmo neperiano del tipo de cambio real. Ingreso del Resto del Mundo (EEUU) y el Producto Bruto Interno, es de 20 períodos.
- Un shock aleatorio en el tipo de cambio real tiene un impacto positivo sobre la balanza comercial para todos los periodos de estudio lo cual nos comprueba que para el caso peruano no existe evidencia empírica de curva Jota y por lo tanto se cumple la condición Marshall Lerner.
- Un shock aleatorio en el producto bruto Interno tiene un impacto negativo sobre los la balanza comercial y un shock aleatorio del ingreso del Resto del mundo aproximado por el producto nacional de EEUU nos dice que su efecto es positivo ya que promueve la balanza comercial.

La respuesta acumulada de la balanza comercial ante un impulso (innovación) en la tasa depreciación del tipo de cambio real. Se observa como la depreciación de la tasa de cambio real ejerce un efecto positivo sobre la balanza comercial, es decir, nuevamente la evidencia no acepta la hipótesis de efecto curva J)

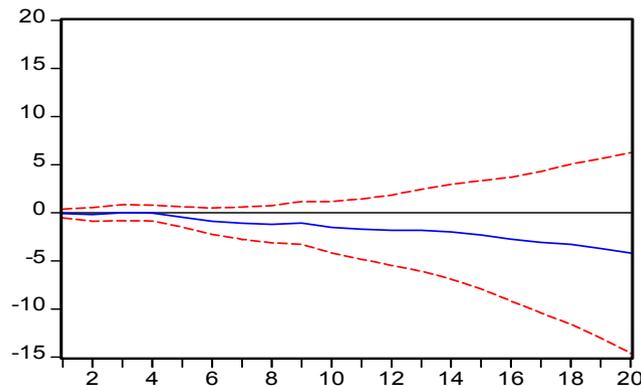
Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Accumulated Response of LNBC to LNGNP_EEU



Accumulated Response of LNBC to LNFBISA



Análisis de Cointegración

- Una relación de equilibrio se alcanza cuando las series empleadas son estacionarias ya que con cualquier combinación lineal de las mismas siempre resultará otra serie estacionaria.
- El equilibrio que nos interesa es aquel generado por series no estacionarias. Se busca el desarrollo de una técnica de estimación que recoja este tipo de relaciones, con el fin de evitar la pérdida de información que se produce de diferenciar las series:

- El procedimiento propuesto por Johansen realiza la estimación de manera conjunta de todo el sistema, logrando calcular los coeficientes de toda la relación de cointegración $(\beta_x y \beta_w)$ como el resto de coeficientes del sistema (a_{yi}, a_{xi}, a_{wi}) . Por este motivo, el estimador MCO no puede ser empleado, siendo necesario la aplicación de **máxima verosimilitud**.

MARCO GENERAL DE COINTEGRACIÓN

- Sims, Stock y Watson (1990) y Lütkepohl (1991) argumentan que MCO tienen las mismas propiedades asintóticas que los estimadores de ML en Johansen.
- El estimador de la varianza es un estimador consistente de la varianza asintótica, entonces las pruebas de t y f se pueden usar.
- Problema: Las pruebas estadísticas no tienen las distribuciones usuales.
- Con variables $I(1)$ los procedimientos de reducción son validos.

MARCO GENERAL DE COINTEGRACIÓN

Las restricciones lineales generales:

$$(3) \text{Vec } \beta = H\phi + h$$

Donde: ϕ contiene a los parámetros libres.

H contiene las restricciones.

h es un vector de constantes normalizados.

Las restricciones teóricas son normalmente derivados de la teoría económica.

“Data modeling using economic theory guidelines”

RESTRICCIONES EN EL VAR

- Se utilizan estrategias uniecuacionales.
- Reimers (1991) considera que no se puede utilizar ciertas restricciones de ceros en el VECM porque son coeficientes que son una combinación lineal del VAR original

EXOGENEIDAD DÉBIL

- **Exogeneidad Débil:**
- Los feedbacks de desviaciones de las relaciones de largo plazo α se capturan con β y son importantes por que revelan información sobre la estructura económica.
- Pruebas de:
- Exogeneidad débil porque algunas restricciones de ceros implican exogeneidad débil en el largo plazo con respecto a los parámetros de Cointegración.

EXOGENEIDAD DÉBIL

- Exogeneidad débil: En el caso donde todas las variables de un sistema son exógenas débiles menos una es posible entonces inferencias eficientes sobre los parámetros de Cointegración que además puede realizarse en un marco uniecuacional.
- Pruebas de exogeneidad débil:
 - 1.- Prueba de LR propuesta por Johansen (1995).
 - 2.- Primero mapear el VAR cointegrado en un VECM reduciendo el espacio de parámetros imponiendo restricciones adicionales de ceros en la dinámica de corto plazo y luego probando la significancia estadística de los coeficientes utilizando t o f .
- Reducir el numero de parámetros para aumentar la precisión de las pruebas
- Restringir el VECM y por tanto se conoce como “subset test”

EXOGENEIDAD DÉBIL

I. The Likelihood Ratio Test

Las restricciones lineales en los parámetros de Cointegración pueden expresarse como:

$$(9.1) \text{ Vec } \beta = H\phi + h$$

$$(9.2) \text{ Vec } \alpha^1 = G\gamma$$

G = una matriz

γ = vector con los parámetros de ajuste libres

La estimación del modelo requiere un método interactivo

LR se distribuye asintóticamente como χ^2 (df)
df = grados de sobreidentificación

EXOGENEIDAD DÉBIL

I. Ejemplo:

II. Con $l=1$ y $k=4$

III. $\alpha = G\gamma$

$$\text{I. (10)} \quad \alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ 0 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \gamma_3 \end{pmatrix}$$

I. $H_0 =$ Análisis de exogeneidad débil en la segunda variable

Pruebas de Exogenidad Débil

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

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

Convergence achieved after 10 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(2)	2.383671
Probability	0.303663

Identificación del Vector de Cointegración

- Primero se estimó un VAR reducido tomando las variables en niveles, es decir sin tomar en cuenta problemas de estacionariedad de las variables, asimismo no todos los datos están en logaritmos.
- Las series incluidas en el modelo VAR todas son integradas de orden uno, se incluye así porque interesa conocer si en el largo plazo existen alguna relación de cointegración.

Resultados de la metodología de Johansen

- La determinación del retardo óptimo es esencial por cuanto es la base para calcular el número de vectores de cointegración; la longitud del retardo óptimo no debe ser ni muy corta ni muy larga, pues si el retardo es muy corto probablemente no se capture la dinámica del sistema, mientras que si el retardo es muy grande se corre el riesgo de perder grados de libertad.
- Las herramientas para seleccionar el retardo óptimo es el estadístico de relación de probabilidad (LR), los criterios AIC (Criterio de Información de Akaike), SC (Criterio de información de Schwarz), HQ (Criterio de Información de Hannan Quinn), FPE (Predicción Final del error).

Prueba de Cointegración de Johansen

En esta parte se realiza la prueba de cointegración para vectores VAR con el fin de conocer si existe alguna relación de largo plazo.

Como se mostró anteriormente en las pruebas de integración las series de precios no son estacionarias en niveles, es decir son procesos $I(1)$, pero si existiera una relación de largo plazo dos series $I(1)$, podrían ser $I(0)$. Utilizando la metodología de Johansen (1991,1995) se observan diferentes resultados dependiendo de si se incluye una constante y tendencia en las ecuaciones 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 ocho rezagos.

- Luego de encontrar la mejor especificación posible se procede a realizar las pruebas de cointegración.
- Estas se basarán en la prueba de traza y máximo valor propio; ambas pruebas son consistentes y detectan la presencia de un vector de cointegración entre las variables analizadas a un nivel de significancia del 95% y 99%, es decir, se presenta una relación de largo plazo estacionaria entre variables no estacionarias.

Sample: 1991Q1 2007Q4

Included observations: 59

Series: BC LNGNP_EEU LNPBISA LNITCRB

Lags interval: 1 to 8

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	3	4	2	2	2
Max-Eig	3	4	1	1	2

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

- La selección; se basó en el hecho de que algunas de las variables consideradas presentan tendencia en sus niveles, y es necesario considerar una relación cointegrante que permita captar dicho fenómeno.
- El modelo seleccionado es el que presenta: intercepto y tendencia lineal en el vector cointegrante, pero no en la parte de corrección de errores.
- 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).

Vector Error Correction Estimates/ // Sample (adjusted): 1993Q2 2007Q4

Included observations: 59 after adjustments/// Standard errors in () & t-statistics in [

Cointegrating Eq:	CointEq1
LNBC(-1)	1
LNITCRB(-1)	-6.717814
	-9.40346
	[-0.71440]
LNGNP_EEU(-1)	-7.973926
	-2.97666
	[-2.67882]
LNPBISA(-1)	3.348125
	-15.1746
	[0.22064]
@TREND(91Q1)	-0.409886
	-0.16352
	[-2.50663]
C	148.8891

$$\ln BC = 148.8891 + 6.717814 * \ln \text{ITCRB} + 7.973926 * \ln \text{GNP_EEU} + 3.348125 * \ln \text{PBISA}$$

Notamos como 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 en el largo plazo.

Una depreciación de la tasa de cambio real mejora la balanza comercial al menos en el largo plazo, al igual que lo hace el aumento del ingreso foráneo, en tanto que el aumento del ingreso doméstico reduce la balanza comercial.

- Para corroborar los resultados encontrados es necesario realizar test de exclusión sobre cada una de las variables de nuestro análisis.
- Así se podrá determinar si cada una de las variables es parte fundamental de la relación estable de largo plazo.
- Además en orden a establecer la representación uniecuacional del modelo de corrección de errores se debe establecer la exogeneidad débil de la tasa de cambio real, el ingreso doméstico y el ingreso foráneo.

Conclusiones y Recomendaciones

- Se 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 la presencia de la condición **Marshall-Lerner**.
- Esto indica que los agentes partícipes del comercio internacional Peruano son altamente sensibles a las variaciones en el tipo de cambio real.
- La explicación, se puede centrar en que 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 de la tasa de cambio real.

- Una política fiscal restrictiva, sería un factor determinante para alcanzar una tasa de cambio real competitiva 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 son los efectos de bienestar que contienen implícitas las devaluaciones reales que benefician en esencia el sector transable, y por ende, los dueños del capital, ya que dicho sector se caracteriza por contener un componente intensivo en este factor productivo. La consecuencia 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 Peruana.

- Otro resultado significativo son los efectos positivos que ejerce sobre la Balanza Comercial el crecimiento del producto de Estados Unidos.
- Otro futuro análisis será estudiar la relación que describe mejor la situación de una economía como la peruana (economía pequeña) en donde las elasticidades foráneas tienden a infinito, esto quiere decir que el país doméstico es tomador de precios en el mercado internacional. La gran dificultad de esta relación radica en calcular la elasticidad de la oferta doméstica de exportaciones.