INTERACCIONES ENTRE EL TIPO DE CAMBIO Y EL MERCADO BURSÁTIL DE COLOMBIA

VANESSA OSPINA LÓPEZ

PROYECTO DE GRADO II

PROFESOR: JULIO CÉSAR ALONSO C.

UNIVERSIDAD ICESI

FACULTAD DE CIENCIAS ADMINISTRATIVAS Y ECONÓMICAS

PROGRAMA DE ECONOMÍA CON ÉNFASIS EN POLÍTICAS PÚBLICAS

SANTIAGO DE CALI

MAYO 22 DE 2012

CONTENIDO

LITERATURA PREVIA 3
PROCEDIMIENTO EMPÍRICO Y EVIDENCIA 4
RESULTADOS 5
CONCLUSIONES 8
REFERENCIAS 9
ANEXOS 10

RESUMEN

El objetivo principal de este trabajo es evaluar si existe una relación de largo plazo entre el tipo de cambio real y el mercado de valores de Colombia. Al realizar las pruebas de cointegración se encontró que no existe una relación de largo plazo entre las variables. Sin embargo, al utilizar las variables en diferencias se encontró que en el corto plazo existe causalidad unidireccional desde la variación del ITCR hacia la variación del rendimiento del mercado bursátil. Por último, se encontró que cambios inesperados en la variación del ITCR generan cambios en la variación del rendimiento del mercado accionario que perduran por 5 meses.

Palabras claves: Índice de Tipo de Cambio Real (ITCR), Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia (IGBC), mercado bursátil, modelo VAR, cointegración.

INTRODUCCIÓN

Los mercados bursátiles de los países emergentes han venido mostrando un gran dinamismo, tanto por los altos retornos a los activos que atraen la inversión extranjera como por constituir un recurso importante para el crecimiento de las empresas a través de su capitalización. Murinde (1996) argumenta que los fondos de los mercados bursátiles de los países emergentes se han elevado permitiendo a las firmas disminuir su dependencia de deudas financieras e incrementar su eficiencia, competitividad y solvencia.

A partir de la importancia que han adquirido los mercados bursátiles surge la cuestión acerca de cómo evoluciona el mercado bursátil en relación con el comportamiento de la economía. Diversos estudios han evaluado la relación entre indicadores macroeconómicos como el índice de tipo de cambio real, el índice de producción industrial, la inflación, entre otros y el mercado bursátil.

Las variaciones del tipo de cambio exponen los rendimientos de las inversiones de las firmas generando en ocasiones pérdida de rentabilidad. Por tal razón en este documento se analizan las interacciones entre el tipo de cambio y el mercado bursátil. En especial, se indaga sobre la existencia de una relación de largo plazo entre los precios del mercado accionario y el índice de tipo de cambio real. También se pretende evaluar si existe una relación de causalidad entre estos dos mercados, es decir, si el desarrollo de la actividad bursátil afecta al tipo de cambio o viceversa. Para ello se utilizan observaciones mensuales del Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia (IGBC) y el Índice de Tipo de Cambio Real (ITCR) en el período 2001:07-2012:03. Se realizan pruebas de raíces unitarias, cointegración y causalidad.

Este documento contiene cuatro secciones. En la primera sección se hace una revisión sobre la literatura que contiene evidencia empírica sobre el tema. En la segunda, se explica la metodología y los datos que se emplean en el estudio. En la tercera, se presentan los resultados y, en la última, se encuentran las conclusiones.

LITERATURA PREVIA

Abdalla y Murinde (1997) indagan si existen relaciones de causalidad entre el mercado cambiario y el mercado accionario para India, Korea, Pakistán y Filipinas. Encuentran que existe causalidad unidireccional desde el tipo de cambio hacia el mercado accionario en todos los países a excepción de Filipinas en el que la causalidad a la Granger se da en sentido inverso, desde el mercado accionario hacia el tipo de cambio. Al realizar la prueba de cointegración de Engel y Granger encuentran que sólo en India y Filipinas las series tienen una relación de largo plazo, por lo que estiman un modelo de corrección de errores (VECM) y para el caso de Korea y Pakistán estiman un VAR. Finalmente, sugieren que los gobiernos deben ser cautelosos en la implementación de sus políticas cambiarias porque puede tener efectos en sus mercados bursátiles.

Piccilo (2008) plantea una serie de cuestiones a saber: cuál es el sentido de causalidad entre el mercado bursátil y el cambiario, si existe una relación en el largo y corto plazo entre estos dos mercados y si la relación es estable en el tiempo. Realiza el estudio para el mercado británico (1991-2006), el mercado japonés (1991-2006) y el mercado alemán (1991-1999) teniendo como referencia el dólar americano. Para todos los casos encontró que las series en niveles no se encuentran cointegradas en ninguno de los mercados. Estima un modelo VAR y posteriormente un modelo no lineal (Markov Swtching), encontrando que éste último tiene una mejor aproximación.

Por su parte, Ali et al (2009) utilizan un conjunto de indicadores macroeconómicos para examinar si existe una relación de causalidad entre éstos y los precios del mercado bursátil en Pakistán. Buscan responder dos preguntas centrales: si el comportamiento del tipo de cambio es un indicador que refleja las condiciones económicas de Pakistán, y si los indicadores macroeconómicos pueden predecir el comportamiento del mercado bursátil. Utilizan datos mensuales desde Junio de 1990 hasta Diciembre de 2008. Incluyen dentro de los de los indicadores macroeconómicos la inflación, el tipo de cambio, la balanza comercial y el índice de producción industrial, para los precios del mercado bursátil utilizan el índice general de precios de la bolsa de Karachi, que es la más representativa de Pakistán. En el estudio se encontró cointegración únicamente entre el índice de producción industrial e inflación y los precios del mercado accionario y no se encontró relación de causalidad entre los indicadores macroeconómicos y el mercado bursátil de Pakistán. Por tanto, se concluye que el desempeño de los indicadores macroeconómicos no puede ser usado para predecir los precios de las acciones, y a la inversa los precios de las acciones en Pakistán no reflejan las condiciones macroeconómicas del país.

Rahman y Uddin (2008) investigan las interacciones entre los precios de las acciones y el tipo de cambio en Bangladesh. Utilizan series mensuales del tipo de cambio nominal respecto al dólar, euro, yen japonés y libra esterlina y utilizan una serie mensual para el índice general de la bolsa de valores de Dhaka, para el período entre Junio de 2003 y Marzo de 2008. Al realizar pruebas de raíces unitarias obtienen que las series están

integradas en orden 1, I(1). Aplican la prueba de Johansen y obtienen que no existe evidencia de una relación de cointegración entre el tipo de cambio y los precios de las acciones. Finalmente, realizan la prueba de causalidad de Granger y encuentran que en el corto plazo el precio de las acciones causa a la Granger el tipo de cambio respecto al dólar y al yen japonés, pero no hay relación de causalidad entre el precio de las acciones y el tipo de cambio respecto al euro y la libra esterlina.

Muhammed y Rasheed (2002) examinan si los precios de las acciones y el tipo de cambio están relacionados o no en el largo y corto plazo. Utilizan series mensuales para Pakistán, India, Bangladesh y Sri-Lanka para el período entre Enero de 1994 y Diciembre del 2000. Al realizar la prueba de causalidad de Engel y Granger encuentran que en el corto plazo hay causalidad bidireccional entre las dos variables financieras en Bangladesh y Sri. Lanka. Adicionalmente, sólo encuentran relación de largo plazo para el caso de Pakistán e India

En cuanto al mecanismo de transmisión la teoría económica sugiere que bajo un régimen de tipo de cambio flotante, una depreciación del tipo de cambio reduce la competitividad del mercado de exportaciones, lo que produce un efecto negativo sobre el mercado accionario doméstico. A la inversa, en el caso de un país importador una depreciación del tipo de cambio baja el costo de los insumos y genera un impacto positivo sobre el marcado accionario. Empíricamente se ha encontrado que existe una fuerte relación positiva entre los precios del mercado accionario y el tipo de cambio (Smith, 1992; Solnik, 1987). De otro lado se ha encontrado evidencia que muestra, como lo predice la teoría económica, una fuerte relación negativa entre los precios del mercado y el tipo de cambio (Soenen and Henningar, 1988).

En general no existe un consenso ni teórico ni empírico que relacione estas dos variables, particularmente no hay un acuerdo en la dirección de causalidad entre ellas, ni en los mecanismos de transmisión. Por otra parte los resultados empíricos difieren y mientras que en algunos casos se encuentra cointegración entre las variables, en otros casos no existe evidencia de una relación de largo plazo entre los mercados cambiario y bursátil.

PROCEDIMIENTO EMPÍRICO Y EVIDENCIA

Modelo

Se tomó como documento a seguir el artículo de Abdalla y Murinde (1997). Puesto que uno de los principales propósitos es establecer si los cambios en los precios del mercado accionario afectan el tipo de cambio o viceversa se plantea el siguiente modelo VAR:

$$IGBC_t = \phi_{0,1} + \phi_{1,11} IGBC_{t-1} + \phi_{1,12} ITCR_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$ITCR_t = \phi_{0,2} + \phi_{1,21} IGBC_{t-1} + \phi_{1,22} ITCR_{t-1} + \mu_t$$

Donde $IGBC_t$ representa el índice de precios del mercado accionario para el mes t; $ITCR_t$ representa el índice de tipo de cambio real para el mes t y ε_t, μ_t representan los errores del modelo que son aleatorios.

Datos y metodología

Se cuenta con una muestra de datos mensuales para Colombia, en particular el conjunto de datos lo constituye el índice general de la Bolsa de Valores de Colombia (IGBC) y el índice de tipo de cambio real para el período desde Julio de 2001 hasta Marzo de 2012. Las series se obtuvieron de la base de series del Banco de la República.

Para iniciar se realizan pruebas de raíces unitarias con el fin de determinar el orden de integración de las series - ADF (Dickey y Fuller, 1981), Phillips-Perron (1988), KPSS (Kwiatkowsky et al, 1992) -. Posteriormente se realizan pruebas para evaluar si existe una relación de largo plazo entre las series en niveles, se aplican las pruebas de Johansen (1988), Engel y Granger y Breitung –el número de rezagos óptimos del VAR es determinado a partir de los criterios de información de Schwarz, Akaike y Hannan-Quinn, como segunda opción se utilizan los rezagos de acuerdo a las pruebas de autocorrelación que se realizan- . A continuación se chequea que no existan problemas de autocorrelación -se realiza la prueba de Breusch-Godfrey, Portmanteau y Edgerton y Shukur (1999)-, a partir de estas pruebas se determina que el número óptimo de rezagos es 6.

Lo anterior se replica para las variables en diferencias. Adicionalmente, se evalúa si existen relaciones de causalidad en el corto plazo aplicando la prueba de causalidad de Engel y Granger. Y se realiza la función de impulso respuesta para determinar cómo reaccionan las variaciones del tipo de cambio y del IGBC ante choques inesperados de las variables.

RESULTADOS

Los resultados de las pruebas de raíces unitarias difieren. En el caso de la prueba ADF, para las series en niveles, se obtuvo que la serie de ITCR es estacionaria, en tanto que, la serie de IGBC tiene una raíz unitaria, I(1). La prueba de Phillips-Perron arrojó que ambas series tienen una raíz unitaria, I(1). Por el contrario, la prueba KPSS arrojó que las series son estacionarias, I(0) (Ver Anexo 2).

Posteriormente se realizan pruebas para evaluar si existe una relación de largo plazo entre las series en niveles, se aplican las pruebas de Johansen (1988), Engel y Granger, y Breitung. El número óptimo de rezagos que se elige por no tener problemas de autocorrelación es 6 (Ver Anexo 3). Sólo para la prueba de Johansen se encuentra cointegración entre las series de ITCR e IGBC con un 90% de confianza (Ver Cuadro 1). Con la prueba de Engel y Granger y la prueba de Breitung no se encuentra evidencia

de que existe una relación de largo plazo entre el tipo de cambio y los precios del mercado accionario (Ver Anexo 4).

Cuadro 1. Prueba de Cointegración de Johansen

	Intercepto sin tendencia			
	Prueba λ max		Prueba Traza	
ρ	**H0**	**Estadístico**	**H0**	**Estadístico**
6	r <= 1	4,54	r <= 1	4,54
	r = 0	14,12*	r = 0	18,66*

* Rechaza H0 al 90%

Se procedió a diferenciar las series, con lo que se obtuvieron series I(0), las tres pruebas - ADF, Phillips-Perron y KPSS - indicaron individualmente que las series testeadas correspondían a series estacionarias. Se realizaron de nuevo las pruebas de autocorrelación. Para todos los casos se utilizó un rezago ρ=1 (obtenidos por los criterios de Akaike, Shwarz y Hanna-Quinn) y se obtuvo que no existe un problema de autocorrelación.

Tras este resultado se procedió a estimar un modelo VAR que relaciona la serie en diferencias del índice de tipo de cambio real (ITCR) con la serie en diferencias del índice general de la bolsa de valores de Colombia (IGBC). Se debe anotar que al realizar la estimación del VAR con la series en diferencias se obtiene información sobre sus variaciones. Se estimó el siguiente modelo:

$$\Delta IGBC_t = \phi_{0,1} + \phi_{1,11}\Delta IGBC_{t-1} + \phi_{1,12}\Delta ITCR_{t-1}$$

$$\Delta ITCR_t = \phi_{0,2} + \phi_{1,21}\Delta IGBC_{t-1} + \phi_{1,22}\Delta ITCR_{t-1}$$

Se encuentra que la causalidad es unidireccional, va desde la variación del ITCR hacia la variación del IGBC. Los resultados se muestran en la Tabla 1.

Tabla 1. Estimación modelo VAR

	Variable Dependiente Estadísticos t entre paréntesis			
	DIFFIGBCt FIML		DIFFITCRt FIML	
Constante	84,4379600	*	-0,1968487	
	-1,694		(-0,821)	
DIFFIGBCt-1	0,06899		-0,0003269	
	0,777		(-0,765)	
DIFFITCRt-1	-55,4944400	***	0,3189745	***
	(-3,055)		-3,6500000	
R^2	0,0881		0,1173000	
Nº de Obs	127		127	

FIML: Estimador de Información Completa de Máxima Verosimilitud
* Nivel de significancia 10%
**Nivel de significancia 5%
***Nivel de significancia 1%

Posteriormente, se realizó la prueba de causalidad de Granger. Anteriormente se anotó la importancia de esta prueba en términos de determinar la relación de causalidad entre las dos variables, es decir, si una variable causa a la otra. Se prueba la hipótesis nula que cambios en DIFFITCRt no causa a lo Granger cambios en DIFFIGBCt versus que el cambio en una variable si afecta a la otra:

$$Ho: DIFFIGBC_t = \phi_{0,1} + \phi_{1,11} DIFFIGBC_{t-1} + \varepsilon_{1,t}$$
$$H_A: DIFFIGBC_t = \phi_{0,1} + \phi_{1,11} DIFFIGBC_{t-1} + \phi_{1,12} DIFFITCR_{t-1} + \varepsilon_{1,t}$$

Cuadro 2. Prueba de causalidad de Granger

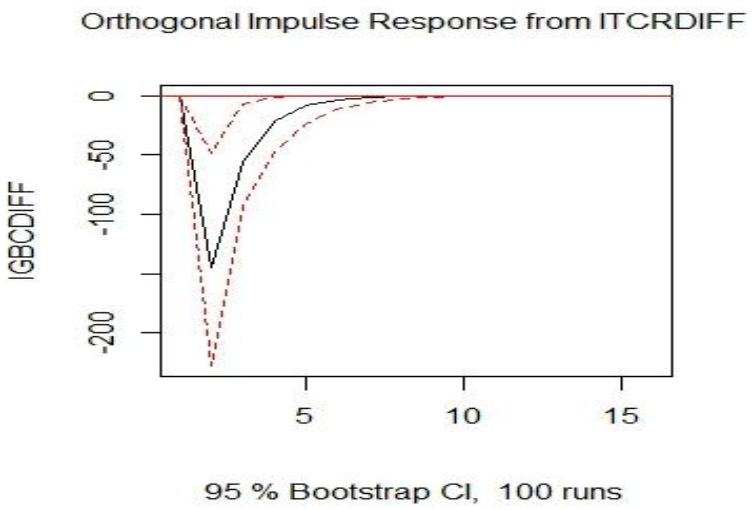
ρ	Estac	Ho	Estadístico	P valor
1	Si	ITCR no causa IGBC	9,3349	0,002753***
1	Si	IGBC no causa ITCR	0,5855	0,4456

* Nivel de significancia 10%
**Nivel de significancia 5%
***Nivel de significancia 1%

Como se observa en el Cuadro 2 existe una fuerte evidencia de causalidad unidireccional, se presenta desde las variaciones del ITCR hacia las variaciones del IGBC. Adicionalmente, se estimó la función de Impulso-Respuesta y se encontró que cambios inesperados en la variación del ITCR generan cambios en la variación del

rendimiento del mercado accionario que perduran por cinco meses. En el Gráfico 1 se presenta la respuesta de la variación de los precios del mercado accionario ante un cambio inesperado en una unidad de la variación del índice de tipo de cambio real, un impulso positivo de una unidad en la variación del índice de tipo de cambio real desvía la variación de los precios del mercado accionario por debajo de su equilibrio de largo plazo por cinco meses. En el sentido inverso, se encontró que un impulso positivo en una unidad en la variación de los precios del mercado accionario no genera ningún impacto en la variación del índice de tipo de cambio real (Ver Anexo 5)[1].

Gráfica 1. Función de Impulso-Respuesta del ITCRDIFF a IGBCDIFF



CONCLUSIONES

Este documento analiza las interacciones entre el tipo de cambio y los precios del mercado bursátil en Colombia. Se aplica la prueba de cointegración de Johansen, Engel y Granger y Breitung, únicamente con la prueba de Johansen se encuentra que existe una relación de largo plazo entre el IGBC y el índice de tipo de cambio real. A partir de este resultado se utilizaron las series en diferencias para la estimación de un modelo VAR, haciendo la salvedad que la información que arroja este modelo está dada en términos de la variación del índice de tipo de cambio real y la variación de índice de precios del mercado accionario. Se encontró que cambios en las variaciones del tipo de cambio real generan variaciones en el rendimiento del mercado accionario, no sucede

[1] En el Anexo 5 también se presenta la descomposición de varianza.

igual con la relación inversa. Además, al realizar la prueba de causalidad de Granger se encontró que en el corto plazo existe causalidad unidireccional desde la variación del ITCR hacia la variación del rendimiento del mercado bursátil. Por último, se encontró que cambios inesperados en la variación del ITCR generan cambios negativos en la variación del rendimiento del mercado accionario que perduran por 5 meses.

REFERENCIAS

Abdalla, I. y Murinde, V.(1997) Exchange rate and stock price interactions in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines, Applied Financial Economics.

Ali, I. et al. (2010) Causal relationship between macro-economic indicators and stock exchange prices in Pakistan, African Journal of Business Management.

Muhammad N. y Rasheed, A. (2002) Stock prices and Exchange rates: are they related? Evidence from South Asian Countries, The Pakistan Development Review.

Piccillo, G. (2008) Foreign exchange and stock market: two related markets?, Open Access publications from Katholieke Universiteit Leuven.

Smith, C. (1992) Stock markets and the exchange rate: a multicountry approach, Journal of Macroeconomics.

Solnik, B. (1987) Using financial prices to test exchange rate models: a note, Journal of Finance.

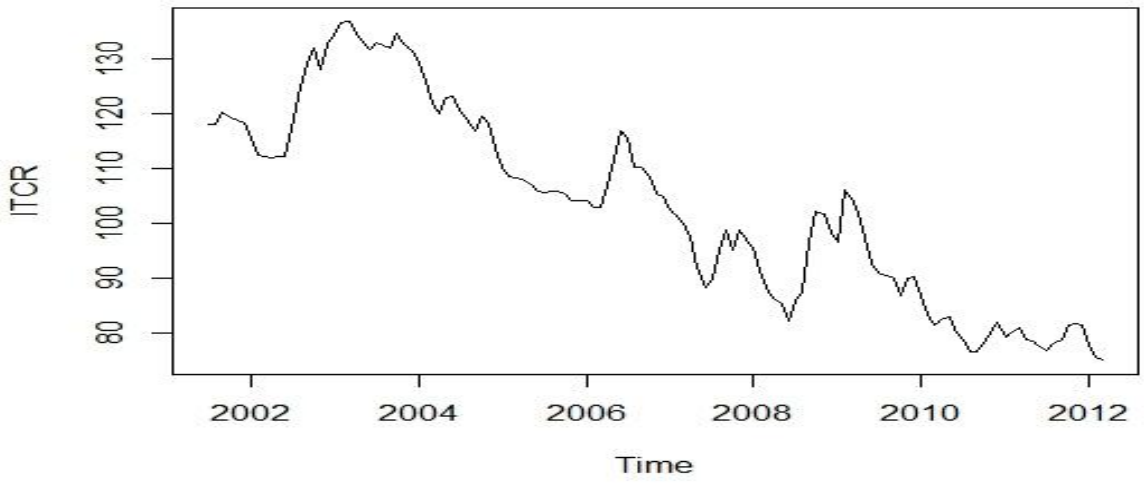
Soeneng, L. and Hennigar, E. (1988) An analysis of exchange rates and stock prices-the US experience between 1980 and 1986, Akron Business and Economic Review.

Rahman, L. y Uddin, J. (2008) Relationship between stock prices and exchange rates: evidence from Bangladesh, International Journal of Business and Management.

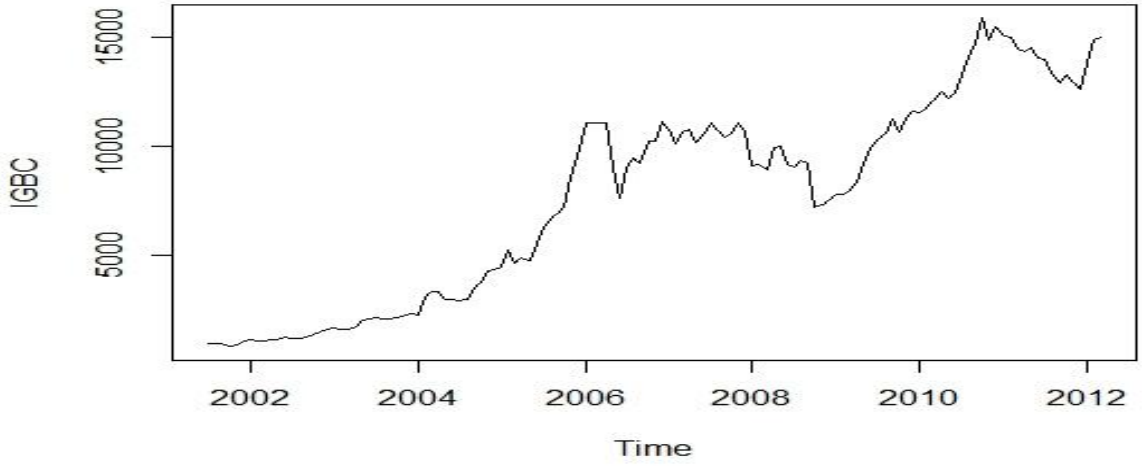
ANEXOS

Anexo 1- Gráficas de las series

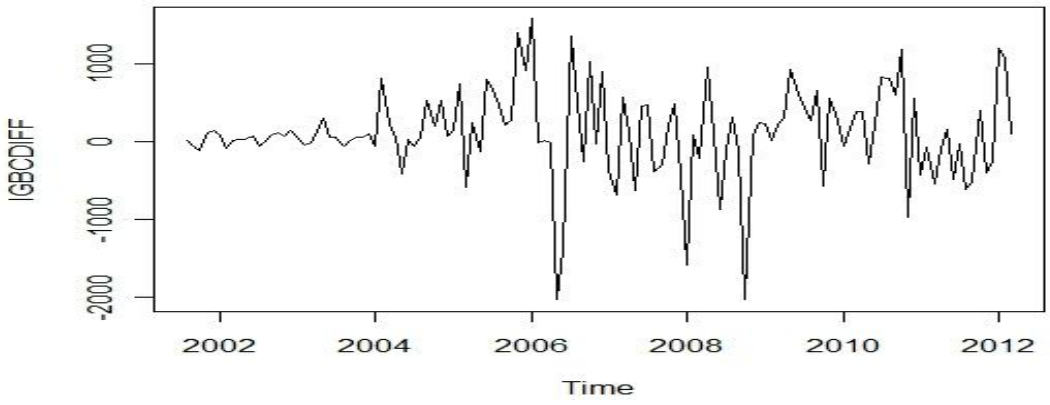
Gráfica 2. Serie ITCR



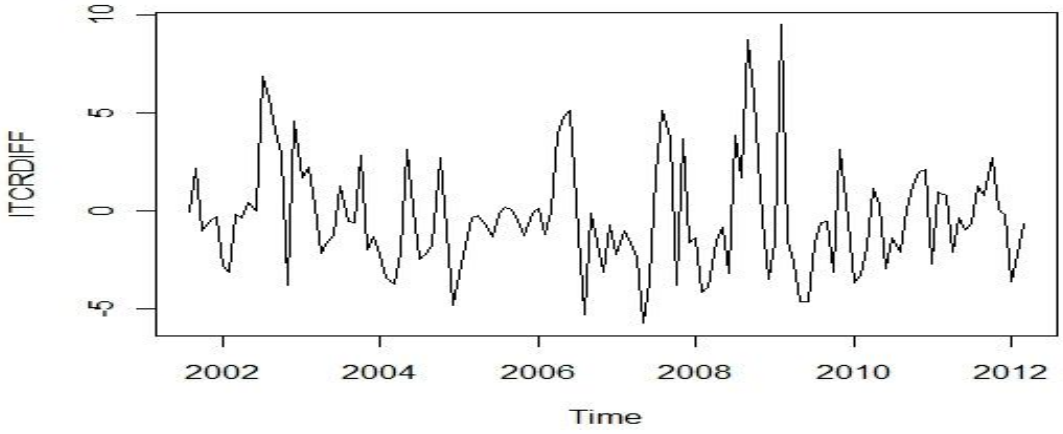
Gráfica 3. Serie IGBC



Gráfica 4. Serie IGBCDIFF



Gráfica 5. Serie ITCRDIFF



Anexo 2-Pruebas de Raíces Unitarias

Tabla 2. Pruebas de Raíces Unitarias

			Niveles			
Variable	**ADF**	**Decisión**	**PP**	**Decisión**	**KPSS**	**Decisión**
IGBC	-0,065	I(1)	-2,3017	I(1)	0,0994	I(0)
ITCR	-0,183**	I(0)	-2,8699	I(1)	0,0678	I(0)
			Primeras Diferencias			
Variable	**ADF**		**PP**		**KPSS**	**Decisión**
IGBC	-0,862	I(0)	-9,7047**	I(0)	0,0613	I(0)
ITCR	-0,66	I(0)	-7,7257**	I(0)	0,0623	I(0)

(***) Nivel de significancia 1%
(**) Nivel de significancia 5%
(*) Nivel de significancia 10%

Prueba de Raíces Unitarias de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Se prueba la hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria y una constante versus un proceso estacionario alrededor de una tendencia.

$$H_o : Y_t = \delta + Y_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$H_A : Y_t = \delta + \beta t + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Se estima el modelo:

$$\Delta Y_t = \delta + \gamma Y_{t-1} + \beta_1 t + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

Y se evalúa la hipótesis nula que $\gamma = 0$

Serie ITCR

Ho se rechaza con un nivel de significancia del 5% por lo que la serie es estacionaria.

Serie IGBC

Ho no se rechaza con por lo que existe una raíz unitaria. Al obtener la serie en primeras diferencias se comprueba que no existen más raíces unitarias.

Prueba de Raíces Unitarias Phillips-Perron (PP)

La Prueba de Phillips-Perron tiene como hipótesis nula que la serie tiene una raíz unitaria en contra de que la serie es estacionaria.

Serie ITCR

Ho no se rechaza con por lo que existe una raíz unitaria. Al obtener la serie en primeras diferencias se comprueba que no existen más raíces unitarias.

Serie IGBC

Ho no se rechaza con por lo que existe una raíz unitaria. Al obtener la serie en primeras diferencias se comprueba que no existen más raíces unitarias.

Prueba KPSS

La prueba KPSS presenta las siguientes hipótesis:

Ho: $z(t)=c+u(t)$ donde $u(t)$ es un proceso estacionario y c una constante.

Ha: $z(t)$ es un proceso con una raíz unitaria.

Serie ITCR

Ho se rechaza con un nivel de significancia del 5% por lo que la serie es estacionaria.

Serie IGBC

Ho se rechaza con un nivel de significancia del 5% por lo que la serie es estacionaria.

Anexo 3-Pruebas de Autocorrelación

IGBC-ITCR

Pruebas de autocorrelación para 6 rezagos:

Tabla 3. Prueba de Breusch-Godfrey

Rezagos	Breusch-Godfrey	LM-Estadístico	p-valor
1	1	3.411.359	0.4914837
2	2	7.677.646	0.4655748
3	3	12.394.477	0.4145410
4	4	20.214.325	0.2107223
5	5	26.108.585	0.1622555
6	6	31.391.610	0.1428093
7	7	32.480.900	0.2553846
8	8	36.231.904	0.2776303
9	9	38.368.498	0.3626128
10	10	40.383.850	0.4532940
11	11	45.938.285	0.3918308
12	12	54.402.239	0.2438947

Tabla 4. Portmanteau Test

Rezagos	Portmanteau test	p-valor
1	5.112.512	0.1117517
2	5.112.512	0.1117517
3	5.112.512	0.1117517
4	5.112.512	0.1117517
5	5.112.512	0.1117517
6	5.112.512	0.1117517
7	5.112.512	0.1117517
8	5.112.512	0.1117517
9	5.112.512	0.1117517
10	5.112.512	0.1117517
11	5.112.512	0.1117517
12	5.112.512	0.1117517

Tabla 5. Edgerton-Shukur

Rezagos	Edgerton and Shukur	p-valor
1	0.7576842	0.5539021
2	0.8545663	0.5558356
3	0.9199263	0.5278972
4	11.363.646	0.3236502
5	11.881.632	0.2675500
6	12.012.761	0.2447511
7	10.470.199	0.4082970
8	10.189.847	0.4469849
9	0.9464336	0.5610949
10	0.8883171	0.6623456
11	0.9295358	0.6008621
12	10.303.167	0.4315601

DIFFIGBC-DIFFITCR

Pruebas de autocorrelación para las variables en diferencias, utilizando 1 rezago:

Tabla 6. Prueba de Breusch-Godfrey

Rezagos	Breusch-Godfrey	LM-Estadístico	p-valor
1	1	3.099.000	0.54139687
2	2	8.344.942	0.40052082
3	3	12.072.781	0.43985233
4	4	13.217.213	0.65681442
5	5	29.255.223	0.08285423
6	6	34.614.164	0.07433058
7	7	38.251.845	0.09372813
8	8	40.080.840	0.15443602
9	9	43.375.123	0.18580955
10	10	48.607.510	0.16496760
11	11	54.422.066	0.13489563
12	12	55.789.967	0.20526892

Tabla 7. Portmanteau Test

Rezagos	Portmanteau test	p-valor
1	77.41	0.06465174
2	77.41	0.06465174
3	77.41	0.06465174
4	77.41	0.06465174
5	77.41	0.06465174
6	77.41	0.06465174
7	77.41	0.06465174
8	77.41	0.06465174
9	77.41	0.06465174
10	77.41	0.06465174
11	77.41	0.06465174
12	77.41	0.06465174

Tabla 8. Edgerton-Shukur

Rezagos	Edgerton and Shukur	p-valor
1	0.7498743	0.55894037
2	10.179.446	0.42302744
3	0.9795443	0.46910313
4	0.7957234	0.68987488
5	15.246.203	0.07449117
6	14.985.790	0.06916179
7	14.232.341	0.08540985
8	12.962.633	0.14400728
9	12.346.677	0.18280338
10	12.557.626	0.15665471
11	12.976.697	0.11787853
12	12.053.952	0.18924212

Anexo 4. Pruebas de Cointegración

Cuadro 3. Prueba de Cointegración de Engel y Granger

ITCR ~ IGBC	
Estadístico	Valor de McKinnon (95%)
−2,8447	-3,3845
ITCR ~ IGBC	
Estadístico	Valor de McKinnon (95%)
−2,8447	-3,3845

No se puede rechazar la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria en la serie de errores, es decir, la serie de errores no es integrada de orden cero, por lo que las series de IGBC e ITCR no están cointegradas.

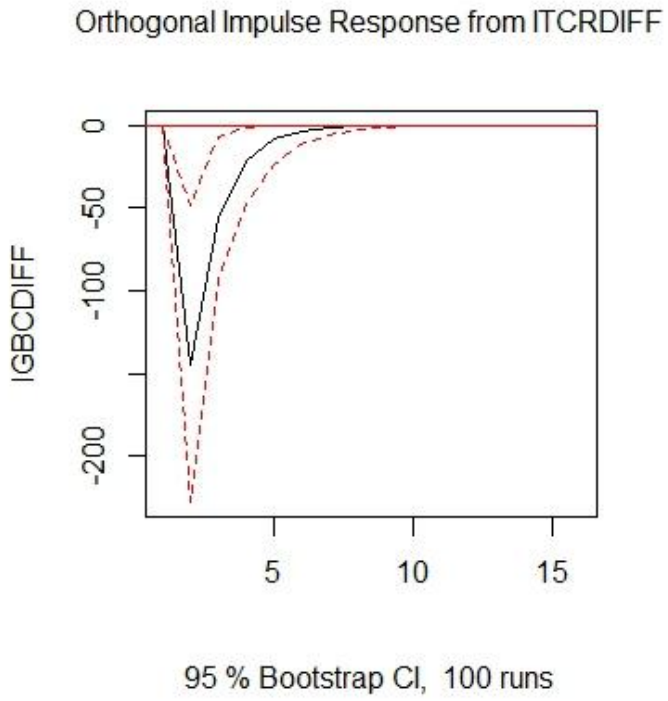
Cuadro 4. Prueba de Breitung

H0	H1	Estadístico		Valor Crítico 10%	Valor Crítico 5%
r = 0	r > 0	172,71		261	329,9
r = 1	r > 1	10,91		67,89	95,6
			Conclusión:	r=0	r=0

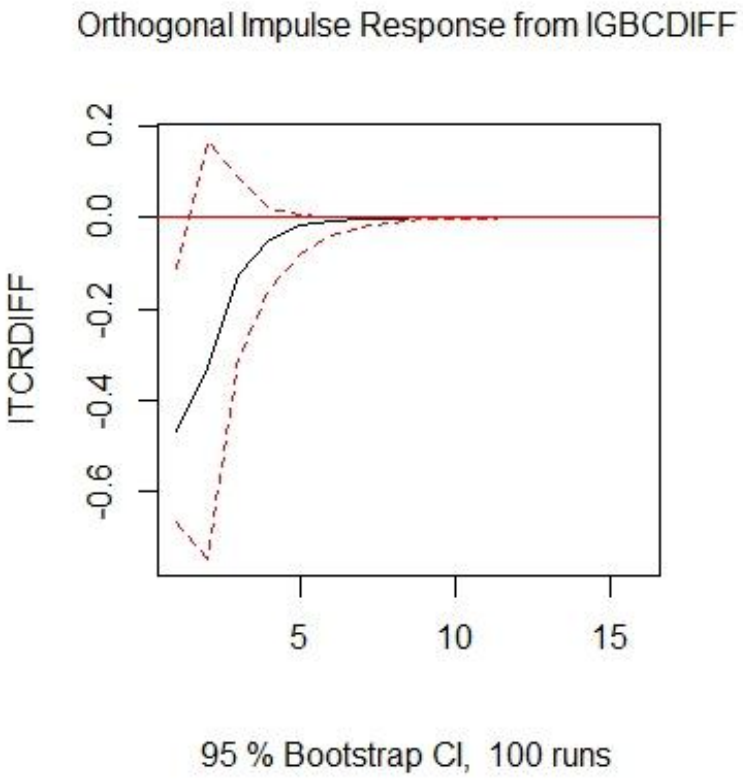
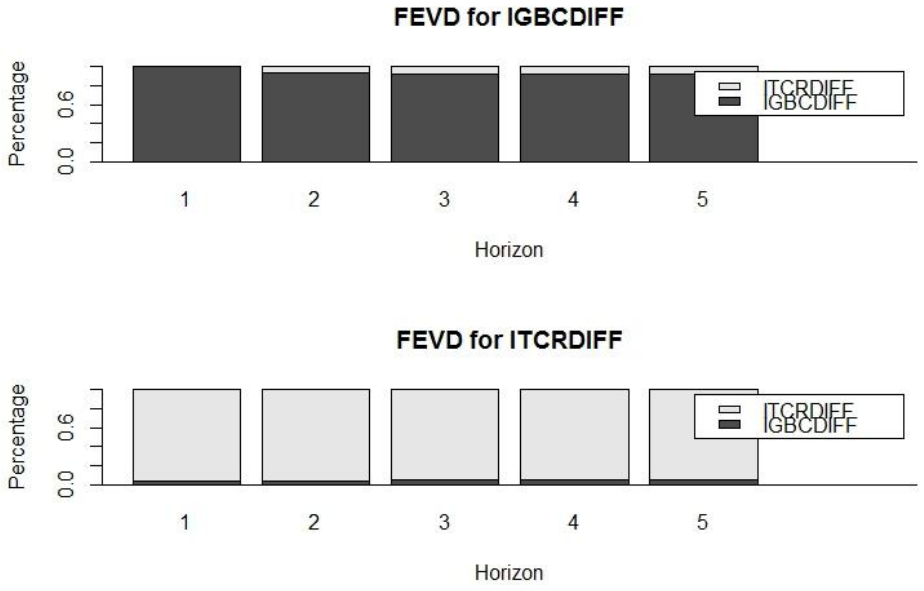
No se puede rechazar la hipótesis nula de la no existencia de un vector de cointegración.

Anexo 5. Gráficos de la Función de Impulso-Respuesta y Descomposición de Varianza.

Gráfica 6. Función de Impulso-Respuesta ITCRDIFF



Gráfica 7. Función Impulso-Respuesta IGBCDIFF



Gráfica 8. Descomposición de Varianza