TESIS
E 2001
P4

UNIVERSIDAD CATOLICA ANDRES BELLO
FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS Y SOCIALES
ESCUELA DE ECONOMÍA

Universidad Católica Andrés Bello
BIBLIOTECA
Caracas

CONTAGIO
TEORIA Y EVIDENCIA
CASO VENEZUELA – RUSIA (1997-2000)

Trabajo de Grado para ser presentado ante la Universidad Católica Andrés Bello, como parte de los requisitos para optar por el título de Economista

PROFESOR-GUÍA:
JULIO PINEDA

AUTORES:
EDUARDO PÉREZ
GABRIEL TORRES

Caracas, Octubre 2001

“ El Mayor Riesgo Es No Tomar Ninguno “

Raúl García

A mi familia completa y
amigos, por siempre
estar allí cuando los he
necesitado y brindarme su
apoyo incondicional
Gracias...

Eduardo J. Pérez B.

A mi familia, a mis
amigos y profesores
porque lo hicieron
posible...

Gabriel Torres

Agradecimientos

Los puntos de vista expresados en este trabajo son responsabilidad de los autores. Agradecemos la ayuda y comentarios de Taimur Baig, Ronald Balsa, Igor Barenboim, Ilan Goldfajn, Jorge Luengo, Randolf Pérez, Meyling de Pérez, José Pineda, Julio Pineda, Juan Rincones, Matias Riutort, Ricardo Sutton, Jorge Yanez.

Direcciones electrónicas:

eduardo_pérez@cantv.net, gabriel_torres_1@ucab.edu.ve.

ÍNDICE

INTRODUCCIÓN.

CAPÍTULO I. MARCO TEÓRICO 1

I.1 Definición de Contagio 2

I.2 Mecanismos y Canales de Transmisión del Contagio. 6

I.3 Fundamentos Macroeconómicos 10

CAPÍTULO II. MARCO HISTÓRICO 15

II.1 Antecedentes de Contagio 16

II.2 Episodios Recientes de Crisis. 19

II.3 Sucesos en Venezuela 21

II.4 Sucesos en Rusia 29

CAPÍTULO III. DESARROLLO EMPÍRICO 39

III.1 Evidencia Basada en Estudios Empíricos 40

III.2 Fuente, Explicación y Cálculo de las Variables Incluidas en la Investigación 67

III.3 Justificación y Obtención de

los Modelos Empleados 72

III.4 Modelo de Coeficiente de Correlación 75

III.4.1 Mercado de Valores 77

III.4.2 Mercados de Bonos 82

III.5 Modelo de Flujos Netos de Capitales 86

III.6 Modelo de Variables Dummies 90

III.6.1 Mercado de Valores 92

III.6.2 Mercados de Bonos 94

III.7 Modelo VAR 97

III.7.1 Índice de Valores de Rusia vs. Venezuela 98

III.7.2 Spreads de Bonos Soberanos

de Rusia vs. Venezuela 108

III.8 Prueba de Causalidad de Granger 117

III.8.1 Mercado de Valores 118

III.8.2 Mercados de Bonos 121

CONCLUSIONES 124

BIBLIOGRAFÍA 128

APÉNDICE 1. TABLA DE DATOS 134

APÉNDICE 2. OUTPUT DE LOS MODELOS 158

APÉNDICE 3. NOTICIAS 247

INTRODUCCIÓN

La década de los 90 se ha caracterizado por una interrumpida serie de severas y transitorias crisis financieras internacionales: El efecto Tequila desde Octubre de 1994 a Junio de 1995 (Colapso del peso Mexicano), la crisis Asiática desde Julio de 1997 hasta Enero de 1998, el colapso Ruso desde Mayo de 1998 hasta Marzo de 1999, la devaluación Brasileña en Enero de 1999, la crisis de Nasdaq en Abril del año 2000 y ahora los nuevos estragos causados por los actos de terrorismo durante el mes de septiembre en las torres gemelas de Nueva York. Una notable característica de estas crisis es como un shock inicial en algún mercado de valores, puede ser rápidamente transmitido a mercados de diferentes tamaños y estructuras en todo el mundo[1].

Se ha notado que la preocupación por los efectos de la libre movilidad de capitales, ha crecido considerablemente dado que los mercados emergentes han sido productos de reformas estructurales y de políticas de estabilización macroeconómica en la década de los noventa, permitiendo así la apertura de sus economías a los mercados

[1] Forbes, K. y Rigobon, R. (1999) "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-movements" NBER Working Paper, 7276.

mundiales, lo cual consecuentemente ha fortalecido la interdependencia y aumentado la probabilidad de contagio.

Donde contagio se puede decir que es un término relativamente nuevo en el ámbito financiero. Pues según una búsqueda de Edwards (2000) en Econlit, desde 1969 a Febrero del 2000, muestra que de 147 documentos con la palabra "contagio" en el título o resumen, solo 17 corresponden a trabajos publicados antes de 1990. Es un término tan reciente, que no parece existir acuerdo entre los académicos del campo aplicado, en que se entiende por ello. El consenso apuntaba en definir contagio como la propagación de un shock internacional que no es explicado por la propagación normal de shocks reales. En otras palabras, shocks sobre los agregados reales y términos comerciales explican algo del movimiento conjunto, la variación no explicada por los canales normales es lo que había sido llamado contagio. Pero por falta de acuerdo de cómo se miden y cuales son los fundamentos macroeconómicos involucrados, la definición más común, según Rigobon (2000), es un incremento significativo en las correlaciones entre mercados, después de un shock en una nación (o en un grupo de naciones.)

En un gran número de trabajos se han descrito varios canales por medio de los cuales ha ocurrido contagio, pero los trabajos empíricos no

están de acuerdo en cuales fueron las causas del contagio actual que se dio con las recientes crisis financieras.

Por todo lo anterior en este trabajo se pretende diferenciar los términos contagio e interdependencia con basamentos teóricos y empíricos. Además se busca destacar los canales por medio de los cuales se transmiten las perturbaciones financieras. Se realiza un estudio eminentemente empírico del caso para Venezuela tomando como punto de partida el Colapso Ruso.

Se examinó la existencia de contagio a través de dos dimensiones, la distribución de los eventos, en particular el movimiento de Venezuela durante el colapso Ruso en 1998 y respecto a cuales son los elementos envueltos, a través de que activos el ataque es llevado a cabo. Los movimientos entre la variable financiera son importantes especialmente en el mercado de Bonos y el mercado de valores. Y al ser este tipo de variables las que se estudian, se presentan una serie de limitaciones econométricas como problemas de ecuaciones simultaneas, variables omitidas, heteroscedasticidad condicional e incondicional, autocorrelación, funciones no lineales y de normalidad. Problemas que desafortunadamente no se pueden solucionar al mismo tiempo, y que la literatura al respecto es forzada a tomar caminos mas cortos de los usuales.

Esta investigación consta de 4 capítulos, en el primero de ellos se analizó las principales definiciones de contagio, mecanismos y canales de transmisión, así como los fundamentos macroeconómicos involucrados en el estudio.

En el segundo capítulo se estudió el marco histórico que involucra la evolución de los estudios respecto al efecto contagio, los casos de crisis y estudios específicos del efecto en la década de los noventa, y los sucesos que caracterizaron a los países en estudio durante el periodo 1997-1999. Consiguiendo de esta manera la justificación de la realización de este estudio.

En el tercer capítulo, se contrastó las conclusiones teóricas obtenidas en el primer capítulo con la evidencia empírica del estudio, determinando las variables involucradas en la investigación. Para la formulación del análisis empírico se realizó pruebas, entre los países involucrados, de correlación, modelos de flujos netos de capitales, pruebas de significancia con variables dummies de noticias, modelos de vectores autorregresivos y pruebas de causalidad.

Finalmente se presentó un resumen de los resultados obtenidos en el estudio, con las conclusiones y recomendaciones pertinentes.

I. MARCO TEÓRICO

El efecto contagio es un tema muy nuevo y ha sido un tópico discutido y analizado con mayor importancia en las finanzas internacionales, después de la crisis Asiática de 1997. Los investigadores coinciden respecto a la existencia de los casos de contagio, pero incomprensiblemente no en el significado de este. Por ello a continuación se presenta una serie de definiciones de contagio según distintos trabajos, como también se explica de manera general los mecanismos y canales de transmisión y fundamentos macroeconómicos involucrados en el estudio.

I.1 Definición de Contagio

Contagio ha sido definido de diferentes maneras en varios estudios, donde se ha tomando en cuenta distintos tipos de canales de transmisión a través de los países.

Eichengreen y Rose (1999) y **Kaminsky y Reinhart** (1999), por ejemplo, han definido contagio como una situación donde aumenta la probabilidad de crisis interna o doméstica, al conocer que existe una crisis en algún otro país.

Edwards (2000), prefiere restringir el término *contagio económico* a las situaciones donde el alcance y la magnitud por medio del cual un shock es transmitido internacionalmente excede lo esperado a priori. El se basa en conceptos de contagio epidemiológico, como **Gerstman** (1998), que argumenta que el contagio está presente cuando "cualquier enfermedad o evento ocurre como un simple exceso de las expectativas normales"

Valdés (1998), llamará contagio a la parte del flujo de capitales que tiene que ver con los movimientos en conjunto de la capacidad acreedora, no explicada por los fundamentos.

Marcello Percoli y **Massimo Sbracia** (2000) listan 5 definiciones representativas de contagio, encontradas en las distintas literaturas:

1."Contagio es un incremento significativo en la probabilidad de crisis de un país, condicionada por la crisis ocurrida en otro". Esta definición esta usualmente asociada a estudios empíricos de los colapsos del tipo de cambio y sus implicaciones internacionales.

2."Contagio ocurre cuando la volatilidad se derrama de un país en crisis a los mercados financieros de otros países". Los estudios asociados a esta definición se caracterizan por evaluar los derrames internacionales de volatilidad de un mercado financiero a otro.

3."Contagio es un incremento significativo en los movimientos conjuntos de los precios y cantidades entre mercados, condicionado por la crisis ocurrida en un mercado o grupo de mercados". La importancia de este concepto reside en su dimensión cuantitativa dada la existencia de un exceso de movimientos conjuntos, diferenciándolo de los normales (movimientos conjuntos) entre precios y cantidades que caracterizan la definición de interdependencia.

4."El contagio (de cambios) ocurre cuando los canales de transmisión son diferentes después de un shock en algún mercado". Este concepto se caracteriza por definir el efecto cuando los canales de transmisión

intensifican las condiciones de crisis en un país. Las implicaciones de esta definición de alguna manera son las mismas de las del concepto anterior.

5."Contagio ocurre cuando los movimientos conjuntos no pueden ser explicados por los fundamentos". Esta definición esta asociada a estudios que permiten la posibilidad de equilibrios múltiples en presencia de problemas de coordinación. Si la transmisión de la crisis refleja arbitrariamente un cambio de un equilibrio a otro, los fundamentos no pueden explicar las modalidades, los tiempos y la situación. La definición también se puede aplicar, a los casos donde los problemas de coordinación entre los agentes económicos no están asociados con mecanismos arbitrarios de la selección de equilibrios. El concepto introduce problemas de información incompleta dentro de los modelos estándar de equilibrio múltiples en corridas bancarias y crisis del tipo de cambio.

El Banco Mundial en cambio tiene tres definiciones:

1. Definición amplia: dice que el contagio es la trasmisión de shocks a través de países o el efecto derrame (spillover) de un país a otro.

El Contagio puede llevarse a cabo en tiempos malos como buenos. Entonces el contagio no necesita estar relacionado con crisis. Sin embargo, el contagio ha sido enfatizado durante tiempos de crisis.

2. Definición restringida: habla de contagio como trasmisión de shocks a otros países o la correlación entre países, mas allá de cualquier tipo de vinculo entre los fundamentos macroeconómicos y shocks comunes. Esta definición se refiere usualmente al exceso de movimiento en conjunto, comúnmente explicada por el "comportamiento de rebaño".

3. Definición muy restringida: dice que el contagio ocurre cuando las correlaciones a través de países se incrementan en épocas de crisis comparadas con las correlaciones obtenidas en épocas tranquilas.

Se ha desarrollado una mejor aproximación para medir contagio a través de mercados de valores. Donde se compara la correlación (o covarianza) entre dos mercados de valores durante un periodo relativamente estable (generalmente medido como un promedio histórico) y un periodo de turbulencia (después de un shock). Contagio, entonces, se define para este estudio como un incremento significativo en la correlación entre mercados durante un periodo de turbulencia. De no ser así (no aumentar significativamente la correlación), cualquier movimiento en conjunto, alto y continuo, sugiere fuertes relaciones

entre dos economías, y será denominado interdependencia. Se dice entonces, basado en este acercamiento, que contagio implica relaciones entre mercados que son fundamentalmente diferentes después de un shock en alguno de los mercados, mientras que interdependencia implicará cambios no significativos en las relaciones entre los mercados[2].

[2] Idem.

I.2 Mecanismos y Canales de Transmisión del Contagio.

Se ha tratado de explicar los mecanismos y canales de transmisión del contagio en diversos trabajos. En resumen, el contagio puede transmitirse a través de seis canales:

1. Shocks globales o agregados que afectan simultáneamente los fundamentos de varias economías. Por ejemplo, un aumento en la tasa de interés internacional, produce una contracción de la oferta de capital internacional o una disminución en la demanda internacional que puede simultáneamente disminuir el crecimiento en varias naciones. Los mercados de valores se verán afectados a través de este mecanismo en ciertas naciones, donde aumentará la correlación entre los países relacionados .

2. El llamado "wake up call", se refiere a que luego del colapso de una moneda, los inversores comienzan a percibir a otros países de manera distinta, al interpretar los mismos fundamentos macroeconómicos como signos de debilidad en ciertas economías. De esta manera la crisis se expande cuando dichos inversionistas encuentran las mismas debilidades de estos países en otros. Goldfajn y Baig, (1998), confirman la importancia de la psicología de los

inversionistas en la crisis asiática. Ellos consiguen evidencia de que las noticias en cualquier parte afectan a los mercados monetarios y de capitales, aun después de que un país controlase sus propias noticias y fundamentos macroeconómicos.

3. "Comportamiento en rebaño". Se presenta cuando existe información asimétrica respecto a cierta inversión, creando en el resto de los inversores un comportamiento tipo rebaño, es decir, que siguen al inversor que creen tiene la información, aunque posiblemente carezca de ella. Donde no se toman decisiones sobre la base de reglas sino sobre la base de fenómenos del pasado y del presente. Por ejemplo Calvo (1999), presenta dos simples modelos en el cual inversionistas racionales pero imperfectamente informados toman una señal emitida por inversionistas informados como un buen indicador de perspectivas en otros mercados. Esta señal es imperfecta y en algunos casos refleja condiciones inherentes a inversionistas informados que no proveen información sobre dichos mercados. Finalmente estos modelos muestran que los mercados están completamente fuera de su realidad y control.

4. Desde un punto de vista general, un shock especifico de un país puede afectar los fundamentos de otros países. Esto puede suceder a través de ciertas relaciones reales, como de intercambio o políticas de coordinación. La relación de intercambio puede darse cuando existe la

devaluación en un país, e incrementa la competitividad de los bienes de dicho país. También puede incrementar las expectativas de devaluación del tipo de cambio y así llevar a un ataque especulativo sobre este. Las Políticas de coordinación puede relacionar economías, porque cuando un país responde a ciertos shocks económicos puede forzar a otro país a seguir políticas similares. Por ejemplo, un acuerdo de intercambio debe incluir una cláusula donde una política monetaria indeterminada fuerce a otros países a aumentar sus barreras de intercambio . Eichengreen, Rose y Wyplosz, (1996) consiguieron que los efectos de contagio a través del comercio son más fuertes que a través de cambios macroeconómicos, (Goldstein, 1998), argumentó que los patrones comerciales asiáticos muestran suficientes efectos directos e indirectos para justificar posteriores devaluaciones. Pero Bhattacharya (1998) y otros, sostuvieron que los patrones comerciales asiáticos no podían explicar completamente las formas y tamaños de las depreciaciones cambiarias.

5. Los vínculos financieros entre países. Se presentan a través del traslado de recursos de los posicionamientos financieros, que pueden hacer que los shocks se propaguen a otros países, sin importar los fundamentos económicos de estos. Básicamente bancos de un país

acumulan deuda de otros países, o bancos de un país se relacionan con bancos de otros países.

6. Al existir restricciones de liquidez, los inversores internacionales enfrentan dificultades, donde tienen que vender a un "margin call", y por asimetrías de información, liquidan sus posiciones a precios muy bajos. Esto puede resultar en una caída drástica de los precios de los activos en países que inicialmente no estaban afectados por crisis y tenían fundamentos robustos o fuertes.

I.3 Fundamentos Macroeconómicos

La economía global se caracteriza no solo por el libre comercio de bienes y servicios, sino más aun por la libre circulación de capitales. Los tipos de interés, los tipos de cambio y las cotizaciones de las acciones en diversos países están estrechamente interrelacionados, y los mercados financieros globales ejercen una tremenda influencia sobre la situación económica. Se percibe al sistema financiero internacional como el principal elemento del proceso de desequilibrio, que viene generado por un exceso de expectativas dada la asimetría de información. Y dado que este sistema desempeña un papel activo en todos los países, los otros elementos varían de un país a otro. Esta posición es difícil de conciliar con la idea de que los mercados financieros reflejan pasivamente los fundamentos.

El contagio es tal vez el resultado de una compleja combinación de elementos, algunos exógenos fuera de control y otros que resultan directamente de políticas económicas.

La política económica (monetaria y fiscal) esta cada vez más atada a la balanza de pagos. Los efectos de difusión o interdependencia han constituido el centro de debate por los efectos colaterales de cambios en los tipos de interés, dado que el capital fluye internacionalmente en

respuesta a las diferencias entre los tipos de interés nominales. Por ejemplo las variaciones en los tipos de cambio pueden resultar explosivas (apreciación del dólar, crea depreciación en el resto del mundo), y la especulación monetaria es un detonante. La falta de sincronización en las políticas, crea problemas financieros y comerciales, especialmente en naciones que están en situación frágil.

Se tiene pues que variaciones en los tipos de interés y tipos de cambio, golpean a países dependientes como conmociones exógenas, aunque en realidad son endógenas del sistema financiero internacional. La crisis de la Deuda Mexicana de 1982 surgió por una drástica subida de los tipos de interés en estados unidos; la crisis monetaria intraeuropea de 1992 fue causada por una asimetría semejante entre Alemania y el resto de Europa, y la crisis asiática 1997 por la subida del dólar estadounidense.

Haciendo referencia a la responsabilidad fiscal, es importante notar que las políticas sensatas no hacen que la situación del país se aísle de las turbulencias financieras internacionales, pero sería un error concluir que son totalmente irrelevantes. Dado que las políticas deciden el grado de exposición de los países a turbulencias.

Según Hausmann y Gavin (1999), existe una correlación negativa entre rendimiento de los Bonos Soberanos y el Balance Fiscal. La

vulnerabilidad de los países deudores al alza de las tasas de interés, se debe a que gran parte de su deuda seguramente esta pactada a una tasa variable. En Rusia los tipos de interés sobre la deuda pública rusa estaban en altos niveles, entre 70% y 90%, para las letras del tesoro en rublos a un año.

El refinanciamiento de la deuda pública presentaba un problema, pues el programa del Fondo Monetario Internacional había supuesto que los titulares internos de la deuda ampliarían el plazo (reinvertirían) de sus títulos cuando venciesen, y la única pregunta era a que precio. Si el gobierno lograba recaudar impuestos, los tipos de interés bajarían a niveles tolerables.

El problema a recalcar es como sostener la política fiscal, cuando una disponibilidad de crédito externo le permite a gobiernos aumentar sus gastos sin la aplicación de impuestos adicionales, ni sufrir los costos de financiamiento inflacionario. Cuando el endeudamiento externo se limita, los países deudores no están en condiciones de reducir gastos y menos aun de recaudar suficientes impuestos para cubrir la brecha fiscal. Esto desplaza al financiamiento externo al interno con repercusiones por interdependencia.

Si además del déficit fiscal, el tipo de cambio esta sobrevaluado y existen señales de inestabilidad política, se amplifica la salida de

capitales. Se pide que los países eviten la deuda de corto plazo y realicen una buena gestión intertemporal de gerencia de riesgo.

En cuanto al sistema bancario, se debe comprender que mientras más frágil es, más poder de amplificación tienen los shocks externos. El sistema bancario ha comenzado a desdibujar fronteras, por el gran número de nuevos instrumentos.

El modelo hoy en día va hacia la visualización de las economías como bancos: donde los flujos de capitales son los depósitos, las reservas en el banco central son las reservas excedentarias del sistema bancario y el crédito doméstico es el crédito bancario. Un país enfrenta los mismo problemas de liquidez que un banco, los depositantes son los inversionistas extranjeros y los créditos a proyectos son las inversiones a largo plazo como proyectos de salud, educación y atención a la pobreza.

La crisis rusa ha sacado a la luz ciertas deficiencias del sistema bancario internacional, como la exposición al riesgo de los activos y pasivos en sus propios balances.

Las transacciones de permutas (swaps), operaciones a plazo y transacciones con instrumentos financieros derivados no se reflejan en los balances de los bancos y se ajustan constantemente al valor de mercado, incrementando la exposición al riesgo. Así mismo estas

(transacciones) forman una cadena con muchos intermediarios, lo cual contribuyo a empeorar la situación de riesgo.

Todo lo anterior son las causas que iniciaron al incremento en los tipos de interés, lo cual alteró los diferenciales normales y profesionales que arbitraban entre diversos derivados, ósea que cambiaban un derivado por otro, ocasionando así perdidas. Muchos fondos de cobertura y otras cuentas especulativas sufrieron perdidas tan cuantiosas que forzosamente tuvieron que liquidarse. Además los bancos rusos incumplieron sus obligaciones de pago, y no se encontró una manera de compensar las obligaciones de un banco con las de otro.

De esta forma se puede observar que efectivamente el Colapso Ruso afecto por varias vías a los sistemas bancarios internacionales.

II. MARCO HISTÓRICO

Para poder explicar y comprender con mejor precisión el efecto contagio es necesario entender de donde surgió el término y/o conceptualización del efecto. A su vez se hizo necesario presentar los indicios de crisis considerados como casos de contagio y los sucesos depurados de Venezuela y Rusia que justifican el estudio realizado, tomando en cuenta tanto los países involucrados como los vínculos entre estos.

II.1 Antecedentes de Contagio

El contagio ha sido en un principio definido e investigado en el contexto de la industria bancaria. Argumentando que la información imperfecta acerca de la calidad del portafolio de los bancos, por parte de los depositantes, puede generar no solamente corridas, sino también contagio entre bancos.

Según **Saunders** (1987)[3] existen dos tipos de contagio bancario, de información e institucional. El contagio de información se refiere a los efectos de una falla en la banca de cómo los inversionistas y depositantes evalúan el riesgo de otros bancos. El contagio institucional se refiere a problemas de liquidez de un banco en particular que puede ser extendido a otros bancos, si los bancos están relacionados por vía financiera (directamente), y termina en problemas de solvencia. Esto sucede dado que el primer banco por liquidación prematura de sus activos genera una pérdida que no puede compensar los retiros de los ahorristas, en los dos bancos.

[3] · Saunders, A. (1987) "The Inter-Bank Market, Contagion Effects and International Financial Crisis". Edit.In Portes, R.y Swoboda, A., Threats to International Financial Stability. Cambridge University Press.

Pocos estudios habían tratado de proveer evidencia directa de contagio entre naciones. **Shiller** (1989)[4] estudia movimientos en conjunto de precios del mercado de valores de Estados Unidos y el Reino Unido, diseñando una prueba en la cual se estudia los precios y movimientos de los dividendos. Además hay evidencia de exceso de movimiento conjunto, aunque considera que no son resultados importantes.

Otros estudios menos importantes fueron realizados por **Doukas** (1989)[5], que estudió los spreads entre bonos de deuda entre países. Y **Lee** (1993)[6] que busco mostrar la existencia de efectos ajustados en la asignación del riesgo de crédito.

Finalmente, **Calvo y Reinhart** (1996)[7] estudian la existencia de contagio usando data del mercado de acciones, precios de bonos Brady, y flujos actuales de capital. Este análisis de acciones y precios de los bonos Brady fue enfocado en su impacto a otros países, después de la crisis mexicana a finales de 1994. Usando data semanal, ellos

---

[4] · Shiller, R.J. (1989) "Comovements in Stock Prices and Comovements in Divedends" Journal of Finance 44(3): 719-729

[5] · Doukas, J. (1989) "Contagion Effects on Sovereign Interest Rate Spreads" Economics Letters 29(3): 237-41.

[6] · Lee. S. H. (1993) "Are the Credit Ratings Assigned by Bankers Based on the Willingness of LDC Borrowers to Repay?" Juarnal of Development Economics 40(2):349-59

[7] · Calvo, S. y Reinhart, C. (1996) "Capital Flows to Latin America: Is There Evidence of Contagion Effects?" Forthcoming in Private Capital Flows to Emerging Markets, edited by Goldstein, M. Washington, DC: Institute for International Economics.

mostraron que la correlación de precios entre países creció luego del shock Mexicano. Interpretaron esto como contagio, mostrando que este modelo es más significativo en América Latina. Derivaron así la misma conclusión utilizando los precios semanales de los mercados de valores. Se podría argumentar que la debilidad de esta evidencia radica en que no se toma en cuenta los efectos de los fundamentos, los cuales potencialmente podrían explicar mejor los movimientos observados en conjunto. Además no prueban si los movimientos en conjunto y sus cambios son estadísticamente significativos.

Como se ha visto entonces, según el estudio realizado por **Bordo y Murshid** (2000)[8], desde una perspectiva histórica el incremento de las crisis financieras no es nada nuevo. Lo que es nuevo, o al menos sorprendente, es que shocks originados en un país en particular afecten, de una forma severa e inesperada, naciones distantes que aparentemente no están relacionadas con las naciones donde se originó el shock. Ejemplos de este tipo de situación, entre otros, son la transmisión de turbulencias desde Hong Kong a México y Chile en 1997, y el dramático derrame de la crisis Rusa en 1998.

[8] Bordo, M. y Murshid, A. (2000) "Are Financial Crises Becoming Increasingly More Contagious? What is the Historical Evidence on Contagion?" World Bank.

II.2 Episodios Recientes de Crisis

Durante los años noventa se dieron variados episodios de crisis a partir de los cuales se realizaron una serie de estudios en búsqueda de probar la existencia del efecto contagio. Se nombraran a continuación los cuatro episodios más resaltantes dentro de este periodo.

La crisis del mecanismo de tipo de cambio de la Unión Económica Europea que ocurrió desde Septiembre de 1992 hasta Agosto de 1993, donde varios países tuvieron que abandonar el régimen (de unificación del tipo de cambio) y devaluar.

El colapso del peso Mexicano que ocurrió desde octubre de 1994 hasta Junio de 1995.

La crisis Asiática que ocurrió desde Julio de 1997 hasta Enero de 1998. Comenzó el 2 de Julio de 1997, día de la devaluación del Baht (moneda Tailandesa).

La crisis Rusa/Brasilera que ocurrió desde Mayo de 1998 hasta Marzo de 1999. Donde la crisis Rusa comenzó el 17 de Agosto de 1998, día de la devaluación del rublo (moneda Rusa) y la crisis Brasilera que inició en Octubre de 1998 con un ataque especulativo a la moneda que se acentúo el 13 de Enero de 1999 cuando adoptan el régimen flotante del tipo de cambio.

Los trabajos más destacados realizados en búsqueda de comprobar el efecto contagio con dichas crisis son:

El trabajo de **Favero y Giavazzi** "Looking for contagion: evidence from ERM" estudia la crisis del mecanismo de tipo de cambio de la Unión Económica Europea.

El trabajo de **Bazdresch y Werner** "Contagion of International Financial Crises: The case of México", donde se estudio la crisis Mexicana.

El trabajo de **Baig y Goldfajn** "Financial Market Contagion in the Asian Crises", que estudio la crisis Asiática.

El trabajo de **Baig y Goldfajn** "The Russian Default and the Contagion to Brazil", donde se estudio el efecto contagio entre Brasil y Rusia.

II.3 Sucesos en Venezuela

La economía Venezolana durante el segundo semestre de 1998 estuvo sujeta a expectativas devaluacionistas las cuales originaron presiones en el mercado cambiario, principalmente durante el desenvolvimiento de la crisis rusa. Estas expectativas se vieron causadas por el continuo deterioro de los precios del petróleo, que llegaron a un mínimo histórico en los últimos veinte años, también por el aumento de las turbulencias en los mercados financieros internacionales, debido a la moratoria de la deuda declarada por Rusia y el subsecuente aumento de la prima de riesgo y retiro de los capitales en los mercados emergentes[9].

Durante ese semestre se registró, en el área fiscal, un déficit estimado equivalente al 3,1% del PIB[10], el cual estuvo determinado por el deterioro de los ingresos petroleros e internos, donde los últimos se vieron afectados por la contracción de la actividad económica que impuso limitaciones al aumento de la recaudación tributaria y por el aumento del gasto público, ante la necesidad de atender demandas de diversos entes dependientes de la administración central.

---

[9] Informe del segundo semestre de 1998. Banco Central de Venezuela.
[10] Idem.

La cuenta corriente de la balanza de pagos registró un déficit de US$ 629 millones, el cual es menor al experimentado en el primer semestre de 1998, debido a la disminución de las importaciones que redujo así la actividad económica. Al sumarle a este resultado la amortización neta de la deuda externa y las salidas netas de capital a corto plazo, se obtuvo un déficit global de la balanza de pagos de US$ 1.350 millones para este periodo.

Hubo una desaceleración de la inflación que estuvo ayudada por una disminución de la demanda agregada interna, la cual vino determinada por 3 factores principales: el decrecimiento de la actividad del sector petrolero, la reducción del gasto público dirigido a la inversión y el incremento en las tasas de interés.

El sistema financiero en este periodo se vio afectado y esto se reflejo en una desaceleración en el crecimiento del crédito y en un incremento de la morosidad. Esto es explicado por un incremento significativo de las tasas de interés, como también por el desfavorable comportamiento de la actividad económica interna y los efectos perjudiciales que originaron el aumento de las turbulencias en el mercado financiero internacional. Paralelamente los niveles de aprovisionamiento para hacer frente a las contingencias crecieron

significativamente, acorde con lo estipulado por la Superintendencia de Bancos.

El BCV trabajó con base en las expectativas de devaluación y al ver que las presiones cambiarias aumentaron, tuvieron que incrementar los rendimientos de los Títulos de Estabilización Monetaria (TEM), así como intensificar las ventas de divisas con una mayor flexibilidad del tipo de cambio. Intervenciones que en la medida que las presiones bajaron, le permitió al BCV disminuir el nivel de endeudamiento neto, como también reducir de forma gradual el rendimiento de los TEM y las intervenciones en el mercado cambiario, donde se logró ver una apreciación del tipo de cambio nominal.

La economía Venezolana durante el primer semestre de 1999, mostró persistencia en los precios petroleros deprimidos, así como la inestabilidad financiera en los mercados internacionales de capital, donde la última fue propiciada a principios del año por la crisis de balanza de pagos de Brasil, que los llevo a abandonar el sistema de bandas y a la vez a devaluar el real de manera severa.

A partir de Marzo de 1999 se elevo la prima de riesgo de la región latinoamericana por la extrema fragilidad financiera de estos países. Esto se le adjudica al desarrollo de un fuerte proceso recesivo en las principales economías de la región, además de los temores de

insolvencia externa, deterioro de las cuentas fiscales y problemas políticos. Todo esto se dio aun cuando hubo una recuperación gradual de los precios petroleros y una mayor estabilidad en los mercados financieros internacionales, por un recorte en los niveles de producción y exportación de petróleo en los países productores, principalmente de la OPEP, lo cual ha propiciado una evolución estable del tipo de cambio y una menor tasa esperada de inflación, que a su vez ha incidido en la reducción de las tasas de interés.

En el área fiscal, se registró un déficit de 1,7 % del PIB[11] y se destaca la aprobación de la Ley Habilitante y la entrada en vigencia de los impuestos al Débito Bancario y al Valor Agregado, donde el último entró en sustitución del impuesto al consumo Suntuario y Ventas al Mayor.

Las cuentas externas registraron un saldo deficitario de US$ 35 millones, levemente inferior a los registrados en semestres pasados, lo cual es lógico por el superávit alcanzado en la cuenta corriente. Esto es debido al incremento de las exportaciones petroleras y la menor demanda de importaciones.

La tasa de inflación del semestre fue de 10,1%[12], lo cual según el Banco Central de Venezuela (BCV) se explica por la caída de la demanda

[11] Informe del primer semestre de 1999. Banco Central de Venezuela.
[12] Idem..

agregada, la estabilidad cambiaria y la incidencia de factores estacionales, que propiciaron la disminución de los precios de los productos agrícolas.

El BCV trabajó con base a la caída de la demanda de dinero con fines transaccionales y a la originada por el clima de incertidumbre prevaleciente respecto al desenvolvimiento futuro del país, orientándose así en la búsqueda de una tasa de inflación inferior a la de 1998, para lo cual procuró el equilibrio monetario y la estabilidad cambiaria.

Así pues el BCV se caracterizó por realizar acciones en búsqueda de preservar el objetivo establecido utilizando para ello la intervención directa a través de operaciones de mercado abierto, y en el mercado cambiario, suministrando las divisas necesarias para mantener el tipo de cambio dentro de los limites establecidos en el sistema de bandas vigentes.

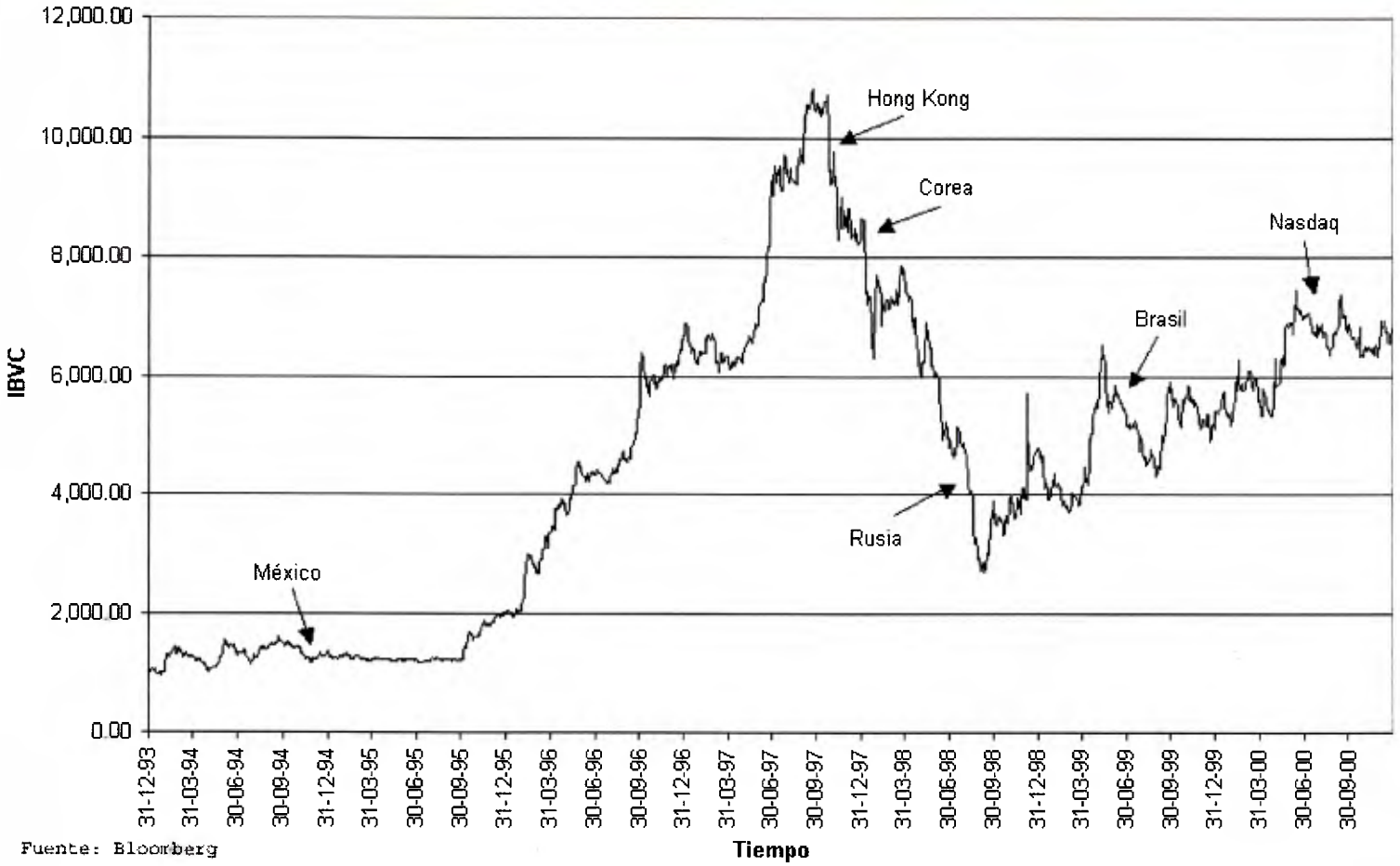
Por último se hace referencia a los TEM, su cambio a mayores plazos en el perfil de vencimiento y la tendencia a la baja en el rendimiento efectivo de estos títulos. Lo cual a su vez estuvo influido

por los excedentes de liquidez bancaria presentes en el sistema.

A continuación se presentan dos gráficos que representan el comportamiento en el tiempo del índice de la bolsa de valores de

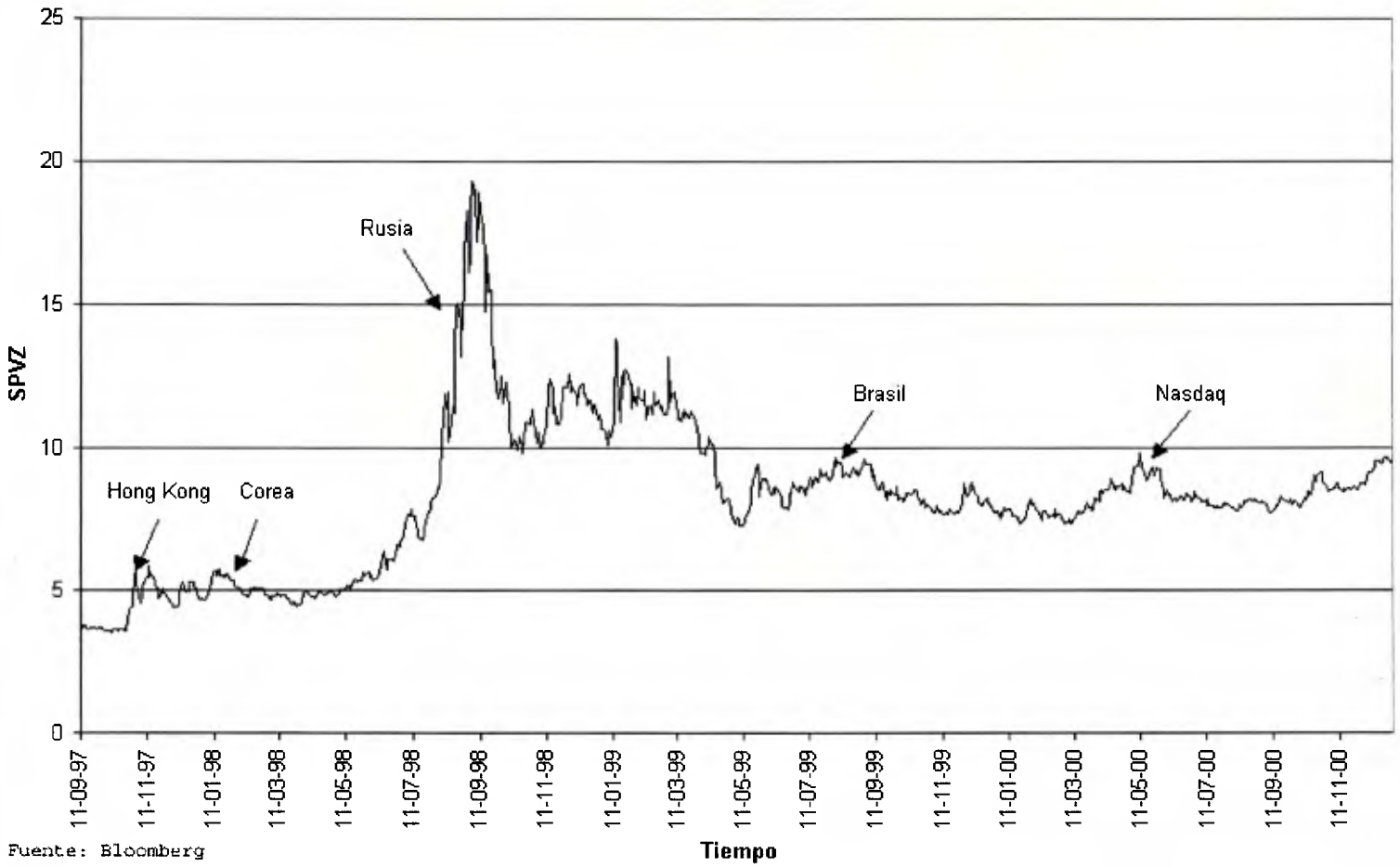
Venezuela (IBVC) (Gráfico #1) y los spread de los bonos (Global 27) de deuda soberana de Venezuela (SPVZ) (Gráfico #2). Lo cual nos demuestra que si existe cierto efecto que hace que estos indicadores caigan durante los periodos de crisis.

Gráfico #1. Indice de la Bolsa de Valores de Caracas



Fuente: Bloomberg

Gráfico #2. Spread de los Bonos Global 27, Bonos Soberanos de Venezuela



Fuente: Bloomberg

II.4 Sucesos en Rusia

La crisis de la devaluación de 1998 impacto de una u otra forma todos los sectores del mercado financiero, en palabras de Banco Central de Rusia BCR, "se desarrollo gradualmente". El gobierno no fue capaz de controlar sus déficits crónicos de presupuesto, así que los pagos de su deuda ya estaban comenzando a acumularse. Entonces, en 1997 y a comienzos de 1998, la crisis del Este Asiático llevó a los inversores a comenzar a evaluar sus políticas de inversiones para con las economías de los mercados emergentes. Similarmente, el sistema político Ruso, con una serie de crisis de liderazgo del gobierno a comienzos de 1998, y un debilitamiento en los precios del petróleo, una de las mayores fuentes de ingresos para los fondos del gobierno, comenzó a apretar la situación financiera de Rusia cada vez de manera mas fuerte. El gobierno Ruso enfrentó un incremento en las dificultades de vender los Bonos de deuda GKO (largo plazo) y OFZ (corto plazo) a principios de 1998. A mitad de año (1998), se mostró de manera clara que el gobierno estaba enfrentando problemas en el pago de elevadas amortizaciones en los mercados de los bonos del tesoro.

En la primera mitad de 1998, el BCR lucho para arreglárselas con el crecimiento acelerado de las dificultades económicas del país,

enfocándose en los esfuerzos por mantener la estabilidad de los precios. A comienzos de 1998, el BCR se fijo metas de mediano plazo para el tipo de cambio con las bandas entre 5.25 y 7.15 rublos por dólar con un 15% de 6.2 rublos por dólar en el largo plazo. Fue exitoso en la primera mitad del año 1998 mantener estas bandas intactas, donde los precios solo subieron 4.06%. Sin embargo, para mantener esta banda, en Mayo, el BCR, incrementó las tasas de los bancos en un 150%, mientras intervenían en el mercado monetario. Lo último que se esperaba, sin embargo, fue tener efectos en las reservas monetarias, y para finales de Mayo, las reservas internacionales del BCR habían caído a $14 millardos.

Al mismo tiempo, el BCR sostuvo la liquidez de los títulos valores, donde esta combinada con los esfuerzos por apoyar al rublo, permitió que el sistema bancario sobreviviera severas pruebas, sin enfrentar problemas de liquidez o crisis de solvencia. El sistema bancario necesitaba que el BCR le suministrara protección, porque los bancos habían tomado una posición muy vulnerable al tipo de cambio. El BCR admitió que el estado financiero de la economía real estaba tan deteriorado para el sector bancario, que realmente no tenían otras fuentes para expandir su base de recursos. De esta manera, en esfuerzo para tomar ventaja de los rendimientos exagerados de los mercados de

GKO/OFZ, muchos bancos llegaron a acuerdos sensibles al tipo de cambio contra el dólar. Los bancos Rusos acumularon "una deuda significativa" -cercana al 13% de las obligaciones- con los bancos extranjeros en créditos monetarios foráneos. Al mismo tiempo, para el primero de Julio, Los bancos Rusos habían acumulado $88 millardos (86% de todo el capital agregado) en contratos forward de tipo de cambio extranjero. Similarmente, las obligaciones en moneda extranjera sobrevaluaron los activos en otras monedas.

Los bancos dependen de la estabilidad del rublo. Los esfuerzos del BCR por mantener la estabilidad de los precios, tuvieron tanto éxito que los bancos Rusos esperaron que el rublo se mantuviera estable. Sin embargo, los bancos estaban en un juego peligroso donde los mercados de las deudas GKO/OFZ, tenían grandes riesgos que eran tomados con promesas de grandes rendimientos. De acuerdo con unas de las publicaciones internas, a los bancos rusos se les había enseñado lecciones fuertes sobre los riesgos de colocar grandes posiciones de activos sin prima de riesgo, en el mercado forward de tipo de cambio rublo/dólar. Luego del verano, se mostró como varios bancos no entendieron la lección muy bien.

Los bancos estaban tomando riesgos no recomendados. Así pues, expertos internacionales degradaron sus puntos de vista respecto a los

bancos rusos, ya que en ese momento no habían movimientos preliminares significativos del BCR para regir las practicas riesgosas de los bancos. La legislación del BCR tenía que ver con esta lenta reacción, pues de acuerdo con el director de la supervisión bancaria, el BCR, según la ley de bancos, no puede retirarle la licencia a un banco, si tiene liquidez o no posee problemas de solvencia. Sin embargo, una supervisión prudencial de los bancos requiere que haya una iniciativa por intervenirlos antes de que lleguen a estar insolventes. Y no había esfuerzos visibles respecto a esto, por parte del BCR. Consecuentemente, los bancos rusos tenían buenas razones para creer que el BCR continuaría aplicando medidas de estabilidad, pero no se movería para corregir practicas riesgosas de los bancos. Esta es una definición de riesgo moral.

Claramente, para Julio de 1998, la situación económica de Rusia no era sustentable para el largo plazo. Consecuentemente, el FMI trabajo con el gobierno Ruso para crear un paquete de 11.2 millardos de dólares para intentar reducir la madurez de la estructura de la deuda y recobrar la confianza en el mercado. No obstante, los esfuerzos no funcionaron, de acuerdo con el FMI, "porque estaba involucrada solo una modesta parte de los valores en deuda.". Como resultado, las presiones sobre la venta de la deuda, valores, mercados de tipo de

cambio, y liquidez se tranquilizaron en los mercados interbancarios, cuando el miedo por la quiebra de los bancos llevo a retirar el dinero. Durante Julio y Agosto, el BCR gasto 9 millardos de dólares para apoyar el rublo. Para mediados de Agosto, con las reservas internacionales disminuyendo, la situación se convirtió en una crisis que amenazó la existencia del país.

El 17 de Agosto, El gobierno Ruso y el BCR anunciaron un paquete de medidas para tratar de impedir la crisis. El BCR movió paridad central de las bandas de 6.0 a 9.6 rublos el dólar, anuncio una mora de 90 días en los pagos sobre sus principales obligaciones externas probadas (incluyendo pago de contratos forward), y congeló el intercambio de Bonos del mercado GKO/OFZ. En conjunto con el BCR, el gobierno anunció que era obligatorio una pronta reestructuración de la deuda. Para este tiempo, los bancos rusos tenían un valor facial de 27 millardos de dólares en deuda de gobierno, así que su mora y su inminente reestructuración prometía mermar la débil base de activos bancarios. Al mismo tiempo, la devaluación del rublo causó peores dificultades para los bancos que tenían obligaciones en moneda extranjera.

En esencia, el consentimiento del BCR a los esfuerzos del gobierno, por suspender y reestructurar la deuda, constituyeron el

direccionamiento de los créditos al gobierno. El sistema bancario doméstico, que tenia soporte por si solo en los GKO y los OFZ, fue perjudicado irreparablemente. Sin embargo, el BCR se encontró frente "a la inevitable alternativa de tener que apoyar a los bancos incrementando la cantidad de dinero para ellos, donde este (dinero) debía ser utilizado para comprar dólares en última instancia (en orden para cubrir las obligaciones de los bancos en moneda extranjera). El BCR escogió de manera anticipada, reducir las reservas legales de los bancos. Al mismo tiempo, el reporte sugirió que el BCR comenzara a realizar funciones de prestamista de última instancia para ayudar a los bancos individuales. A pesar de esto, los bancos que, según el BCR, estaban en problemas financieros incrementaron la reserva legal desde 12% el 1 de Agosto de 1998 a cerca de 44% el 1 de Septiembre del mismo año.

Los problemas de Rusia no cesaron con las acciones del 17 de Agosto. Los analistas de mercados sugirieron que los tenedores de deuda rusa, deberían esperar cobrar solo 20% del valor original de la deuda (un numero que prometía continuar disminuyendo con el valor del rublo) basado en las condiciones de la reestructuración realizada por el gobierno, que fue anunciada una semana antes de que la mora tomara lugar. Para el 1 de septiembre, el valor del rublo por dólar había

caído sobre la banda inferior. El próximo día el BCR fue forzado a eliminar las bandas por completo, permitiendo que el rublo flotara libremente contra el dólar. La habilidad del BCR por completar su finalidad legal de la estabilidad monetaria parecía agotada.

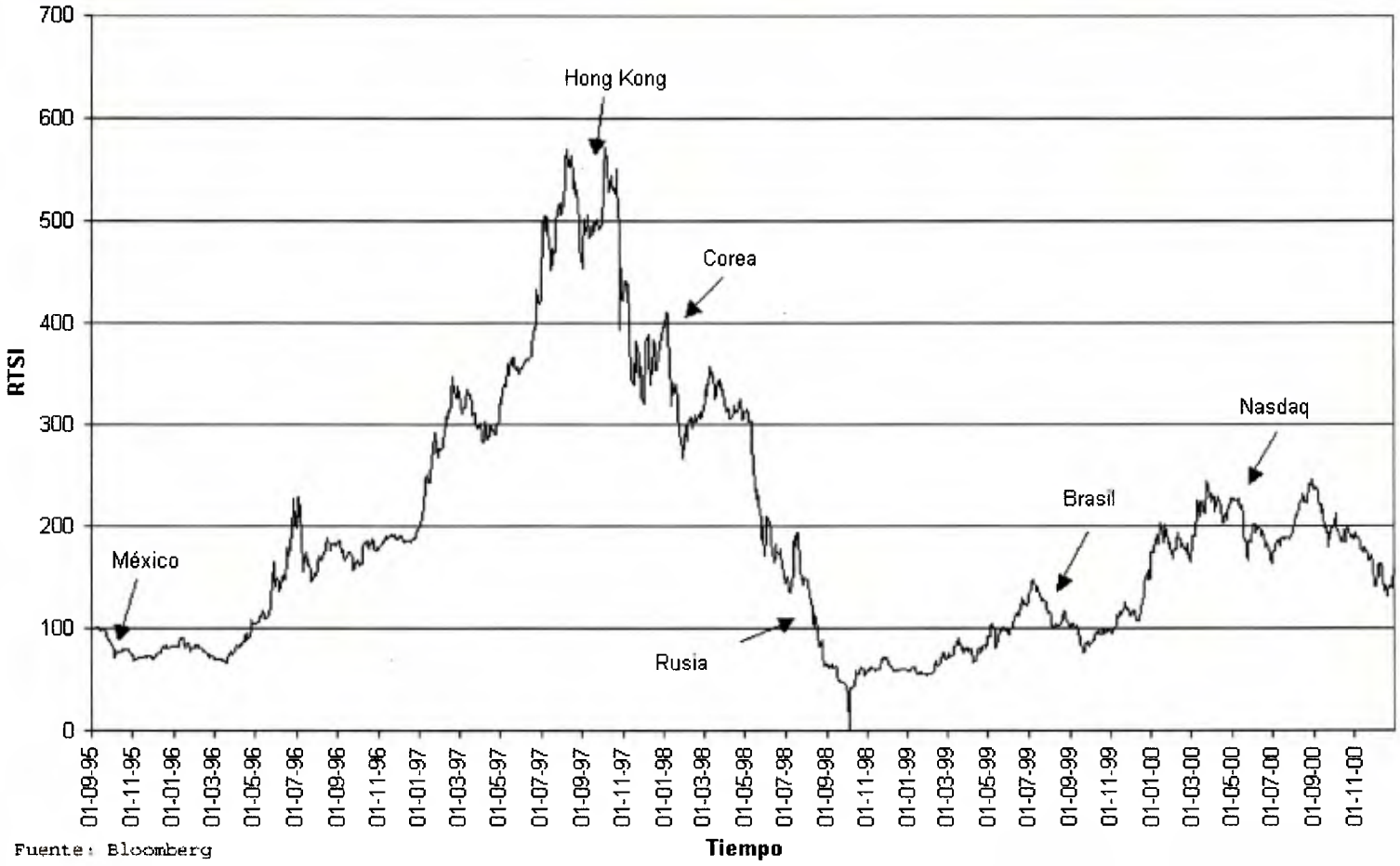
El BCR no se retiró del campo completamente. Primero, tomo control de los 2 bancos más grandes de Rusia –SBS Banco Agrario y Inkombank- y les ordenó a ellos y a otros bancos grandes que permitieran que los depósitos domésticos fuesen transferidos a una cuenta personal de ahorro en el banco Sberbank. Con esta movida el BCR finalmente actuó en su función de supervisor de bancos, realizando esfuerzos por garantizar la cuenta de los inversores mientras castigaba bancos que habían actuado de manera inapropiada. Así pues, hubo una pequeña explicación del criterio de las razones para el movimiento, aunque no fue claro que el BCR iba a tomar pasos similares con otros bancos, pues estos se veían un poco mejor que el SBS Agro e Inkombank. Mas aún estos dos bancos pelearon inmediatamente contra demandas de provincias Rusas. Sin embargo, la política del BCR, no pareció ser una aplicación fuerte de sus poderes de supervisión bancaria (especialmente tan tarde como llego a la crisis).

Para el 7 de Septiembre, Sergei Dubinin, el Presidente del CBR que a principios de año había sido admirado por sus esfuerzos en

reducir la tasa de inflación, no pudo resistir las criticas por la caída del valor del rublo. Dubinin había podido resistir los intentos del presidente Yeltsin y del Kremlin a bajarlo a la fuerza tres semanas antes, pero la llamada pública del primer ministro Viktor Chernomyrdin hizo claro que Dubinin no era bienvenido. Él colocó su renuncia con puntos a su defensa por sus acciones y criticas a las políticas fiscales: "Las políticas monetarias no pueden compensar eternamente las debilidades en la recolección de impuestos y el inadecuado manejo de la deuda nacional (externa e interna)". El portavoz del Kremlin se refirió a la renuncia de Dubinin solo aceptándola. "El presidente dijo esta decisión debió haber sido tomada antes".

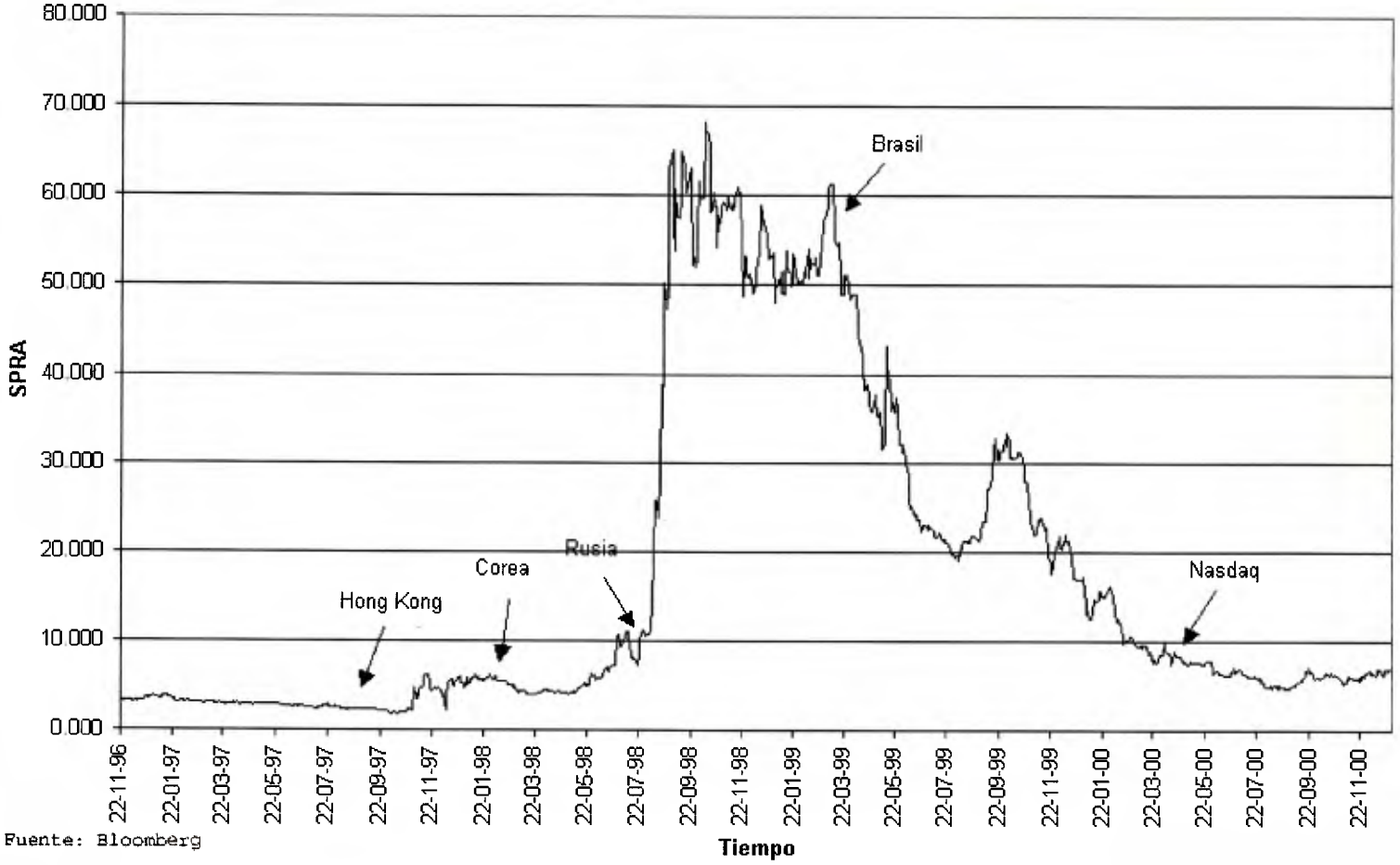
A continuación se presentan dos gráficos que representan el comportamiento en el tiempo del índice de la bolsa de valores de Venezuela (RTSI) (Gráfico #3) y de los spread de los bonos (Eurobono) de deuda soberana de Venezuela (SPVZ) (Gráfico #4). Lo cual nos demuestra que si existe cierto efecto que hace que estos indicadores caigan durante los periodos de crisis.

Gráfico #3. Indice de la Bolsa de Valores de Moscú



Fuente: Bloomberg

Gráfico #4. Spread de los Eurobonds, Bonos Soberanos de Rusia



Fuente: Bloomberg

III. DESARROLLO EMPÍRICO

En el capítulo I se desarrolló la teoría referente al marco que involucra la definición del efecto contagio, así como sus canales de transmisión.

En el capítulo II se realizó un análisis sobre como se ha comportado las variables del estudio en el tiempo y cual ha sido el impacto de las crisis de manera gráfica sobre los índices de bolsa de valores y los spreads de bonos soberanos, para ambos países en estudio.

En este capítulo se contrastó las conclusiones teóricas establecidas en los dos primero capítulos con la evidencia empírica. Observando el comportamiento de las variables de los países en el tiempo. Empleando así distintos modelos, de correlación, flujo neto de capitales, dummies de noticias, vectores autorregresivos y causalidad de granger.

III.1 Evidencia Basada en Estudios Empíricos

Estudio: Arias, Hausmann y Rigobon, (1998)

Critican las mediciones estándar de contagio y sugieren una alternativa. Contagio es aquí definido como un incremento en el exceso de movimiento conjunto entre los mercados en períodos de crisis.

Muestra, Frecuencia y países involucrados: Se estudiaron tres períodos de crisis, US 87, México 94 y Asia 97 con las muestras definidas de acuerdo a (México: Diciembre 94 – Junio 95) para Hong Kong, Indonesia, Japón, Corea, Malasia, Filipinas, Singapur, Taiwán, Tailandia, Argentina, Brasil, Chile, Australia, Bélgica, Canadá, Francia, Alemania, Italia, Holanda, España, Suiza, Suecia, Inglaterra, Estados unidos, India, Rusia y Sudáfrica (para las pruebas del mercado de valores) y Argentina, Brasil, Colombia, Ecuador, México, Panamá, Perú, Venezuela, Marruecos, Nigeria, Filipinas, Polonia y Rusia para las pruebas del mercado de bonos.

Fuentes de contagio/canales de transmisión: Durante los períodos de tranquilidad la propagación de los shocks de un país al resto del mundo son transmitidos por shocks agregados, términos de intercambio y otros factores. Al haber un cambio en el canal de transmisión durante la crisis, se culpa a la misma (crisis) y se le llama contagio. El supuesto

fundamental de la identificación en este modelo es que al presentarse altas frecuencias de movimientos conjuntos en el mecanismo de propagación, estos son raramente producidos por cambios en los canales normales.

Metodología y comentarios: Este trabajo discute la teoría y evidencia empírica para sugerir que las correlaciones entre países pueden llevar a mediciones de contagio sesgadas a la alza, si no son corregidas por los cambios en la matriz de varianza-covarianza.

El análisis compara correlación ajustadas y desajustadas para los tres episodios, midiendo contagio en el mercado de valores y de bonos.

Resultados: Los períodos de crisis implican grandes varianzas de los fundamentos macroeconómicos, que podrían afectar las mediciones de las correlaciones entre países de una forma difícil de manejar.

Cuando se introduce la corrección, se consigue que el contagio no existe o es muy pequeño para ser detectado estadísticamente.

Los autores argumentan que puede que siempre los mercados se muevan en conjunto de una manera excesiva y no sea un caso específico para momentos de crisis.

Estudio: Abeysinghe (1999)

Investigó como los impulsos de recesión generados por la crisis financiera Asiática son transmitidos a través de las fronteras.

Muestra, Frecuencia y países involucrados: Se utiliza data trimestral desde el primer período de 1983 hasta el segundo de 1998. Estudiando así 8 países del este de Asia (Indonesia, Malasia, Filipinas, Tailandia, Hong Kong, Corea, Singapur y Taiwán)

Fuentes de contagio/canales de transmisión: El canal básico de transmisión es el canal de comercio y los shocks susceptible a contagio son administrados a través de los tipos de cambio y flujos de créditos.

Metodología y comentarios: Se utiliza un modelo VARX que transforma una matriz de comercio en un multiplicador de producción.

Resultados: Los resultados preliminares sugieren que una apreciación real no puede ser considerada como una causa de la crisis asiática y que realmente contribuyó muy poco en el proceso de transmisión de una recesión.

La evidencia indirecta presentada en el trabajo sugiere que aunque la transmisión juega un rol importante en el medio plazo, las contracciones económicas inmediatas son de una manera más amplia un resultado directo de los shocks que se le atribuyen al contagio puro.

Estudio: Baig y Goldfajn (1998)

Este trabajo busca evidencia de contagio entre mercados financieros (Tipos de cambio, tasas de interés, títulos y deuda soberana) de los países de la muestra.

Muestra, Frecuencia y países involucrados: Se realiza el estudio desde el 2-7-1997 al 18-5-1998, con datos diarios de Indonesia, Corea del sur, Malasia, Filipinas y Tailandia.

Fuentes de contagio/canales de transmisión: La perspectiva apropiada para explicar la crisis asiática no es buscar medir el contagio a través de efectos externos o canales de comercio. Sino que se piensa que la psicología del inversionista ofrece escenarios más relevantes para la gripe asiática: Comportamiento de rebaño y efectos de "wake-up call", donde no se logra distinguir entre estos dos canales potenciales de contagio.

Metodología y comentarios: Establece un análisis de la correlación entre los países a través de los mercados de tipos de cambio, títulos, tasas de interés y deudas soberanas, utilizando un modelo VAR para generar funciones impulso-respuesta a los shocks en cada país y mercado. Se compara las correlaciones entre períodos de crisis y de tranquilidad y utiliza regresiones con variables dummy y otros fundamentos para capturar el impacto de cada país y las noticias de los otros países,

distinguiendo muy bien el comportamiento en rebaño a partir de los impactos en los fundamentos macroeconómicos.

Resultados: Este análisis mostró de manera clara un incremento en la correlación del mercado monetario (los movimientos de la moneda fueron mínimos antes de la crisis, dada la existencia de un crawling peg).

La evidencia no es clara en el caso de los mercados de títulos y de la tasa doméstica. Los spreads en dólares de la deuda muestran un alto grado de correlación y evidencia de contagio. Un desgaste simultaneo es percibido en el riesgo asociado con los cinco países y fue detectado con los datos.

Después de controlar en cada país las noticias y fundamentos, todavía existe alguna evidencia de contagio entre países en los mercados monetarios. El análisis de la regresión con las variables dummies de todos los países, muestra que el mercado monetario de Tailandia, Malasia, Filipinas y Corea se vieron significativamente afectados por las malas noticias de Indonesia.

Estudio: de Bazdresch y Werner (1999)

Se realizó un estudio del efecto contagio de los mercados nacionales Mexicanos (tipo de cambio, deuda y mercado de valores) en las crisis de Asia, Rusia y Brasil.

Muestra, Frecuencia y países involucrados: Se utilizó datos diarios desde el 1-1-1996 hasta el 10-6-1999

Fuentes de contagio/canales de transmisión: Se define contagio como el incremento en la correlación entre los mercados de México y de los otros países en estudio. Haciendo énfasis en la crisis de dichos países con sus respectivos períodos, y clasificando como contagio aquellos coeficientes de correlación que se incrementaron durante dichos períodos (de crisis).

Metodología y comentarios: Para el estudio se utilizó coeficientes de correlación, modelos VAR para medir el grado de movimiento conjunto entre los diferentes mercados de México y sus correspondientes países en crisis, un régimen de intercambio de regresiones, dos pruebas t de muestras heterocedasticas desarrollado por Forbes y Rigobon (1999), y la prueba de especificación de Hausmann desarrollada por Rigobon (1999).

Resultados: Los Coeficientes de correlación mostraron evidencia de que una crisis financiera internacional incremento la correlación del

mercado de tipo de cambio de México con estos países, así como mostró evidencia limitada del efecto contagio de los países en crisis a México.

La crisis Asiática llevo a incrementar la correlación del mercado de valores de México con los otros países en crisis, particularmente durante la "segunda ola" de dicha crisis.

Durante la crisis Rusa se incrementó la correlación del mercado de valores Mexicano con el Ruso, aunque fue simultanea a la crisis Asiática. La crisis Brasilera llevo a incrementar la correlación, sin embargo esta correlación no fue tan alta como la anterior.

Con los datos de los spreads de los bonos soberanos, existe evidencia sustancial de contagio, pero la correlación con Brasil no incrementó mucho mas después de su crisis, esto fue evidencia de que la crisis había sido anticipada mucho antes de que sucediera.

Los resultados de los análisis del modelo VAR muestran fuertes efectos hacia los mercados mexicanos desde el Real Brasilero en el caso del tipo de cambio, desde Brasil y algunos países asiáticos en el mercado de valores, y desde Rusia, Brasil y casi todos los países Asiáticos en el caso de los spreads de los bonos soberanos.

Estudio: de Bordo y Murshid (1999)

Examina los registros de crisis financieras de los últimos 120 años, y la evidencia sobre el predominio de ciertos canales de transmisión del contagio.

Muestra, Frecuencia y países involucrados: Los datos utilizados fueron anuales en los períodos 1880-1914, 1919-1939, para 21 países (Argentina, Australia, Bélgica, Brasil, Canadá, Chile, Dinamarca, Finlandia, Francia, Alemania, Gran Bretaña, Grecia, Italia, Japón, Holanda, Noruega, Portugal, España, Suecia, Suiza y Estados Unidos); Y para los países antes nombrados mas 7 nuevos (Indonesia, Corea, Malasia, México, Filipinas, Singapur y Tailandia) en el período 1973-1997.

Datos semanales en el período 2-1-1925 a 15-5-1936 para 16 países (Argentina, Bélgica, Chile, Dinamarca, Finlandia, Francia, Germania, Italia, Holanda, Suecia, Suiza, Estados Unidos y Gran Bretaña).

Fuentes de contagio/canales de transmisión: Se examina evidencia del incremento de correlaciones de los períodos de volatilidad comparados con períodos de tranquilidad.

Metodología y comentarios: Utilizaron coeficientes de correlación para examinar los patrones de vínculos que pueden ser considerados como transmisores o posibles efectos de contagio en crisis financieras, y así

ver como esos patrones cambian a través de los tres regímenes históricos de tipo de cambio y monetarios.

Examina modelos VAR con funciones impulso respuesta usando una muestra de conjuntos de observaciones donde no hay crisis, como otras donde si la hay, y así obtiene un sentido dinámico y una extensión de los efectos de transmisión entre pares de países.

Resultados: Al utilizar datos anuales en cinco fundamentos macroeconómicos revelados, para los dos tipos de períodos, clásicos estándares de oro y entre guerra, hay evidencia fuerte de movimientos conjuntos regionales y vínculos esperados por patrones tradicionales de intercambio. La evidencia además sugiere que dichas correlaciones fueron generalmente altas durante los períodos de crisis, en vez de sugerir que se atañe a un ciclo de negocios. Más aun la evidencia indica la existencia de ciertas correlaciones entre diferentes grupos de países durante crisis.

Estudio: de Calvo y Reinhart (1996)

En este trabajo se examina evidencia de contagio en mercados emergentes de Asia y América Latina antes y después de la crisis Mexicana de diciembre de 1994.

Examina evidencia de grandes efectos de flujos de capitales entre países vecinos desde y hacia América Latina, en los últimos 25 años (Continuos efectos de derrame (spillover) y efectos mas allá de los observados en los episodios de crisis)

Muestra, Frecuencia y países involucrados: Los datos son semanales desde enero de 1993 hasta abril de 1995. Y los países estudiados fueron Indonesia, Corea, Malasia, Filipinas, Tailandia, Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela.

En el período 1970-1993, se utilizó datos anuales de los siguientes países: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú-Costa Rica, República Dominicana, El Salvador y Uruguay.

Fuentes de contagio/canales de transmisión:

-Comportamiento en rebaño.

-Practicas de fondos mutuales de recompra en los mercados emergentes.

-Factores Externos (Tasa de interés de Estados Unidos).

-Comportamiento de los inversionistas (inversionistas entran primero en los países grandes, después ellos se diversifican a países pequeños y así aumenta la confianza en los grandes).

Metodología y comentarios: Se aplica correlación cruzada entre los rendimientos de los países en el mercado de valores semanalmente y los rendimientos totales en los bonos Brady, con una exploración más

amplia en los movimientos conjuntos a través de un análisis de los componentes principales.

Índices de los componentes principales, regresión de balanza de pagos como porcentaje del Producto Interno Bruto contra la tasa de interés real de Estados Unidos y un índice de sensibilidad a eventos en las naciones grandes de la región.

Resultados: El grado de los movimientos conjunto entre países a través de rendimientos semanales de títulos y bonos Brady se incrementó durante la crisis mexicana. Se le puede atribuir el incremento de los movimientos conjuntos a un comportamiento en rebaño o a la practica de fondos de recompra en los mercados emergentes, por las diferencias de los fundamentos macroeconómicos.

Contagio puede que sea más Regional que Global. Tomando en cuenta que el grado de movimientos en conjunto incrementa tanto en Asia como en América Latina, de forma distinta para las dos regiones.

La oscilación en las tasas de interés reales de Estados Unidos afecto significativamente a los movimientos de capitales desde y hacia América Latina.

El desarrollo y tendencias de los países más grandes afectan los balances de las cuentas de capital de los países más pequeños, en cambio el desarrollo de los países más pequeños no tiene ningún

impacto sistemático en los grandes. Estos efectos de derrames (spillovers) son más persistentes que los efectos de contagio asociados a las crisis.

México, solo, puede causar consecuencias significativas a otros países, dependiendo del período muestral escogido. El Desarrollo en un grupo pequeño de países, en vez que en uno solo, puede ser más importante para los pequeños países de América Latina.

Estudio: De Gregorio y Valdés (1999)

Analiza como crisis externas se diseminan a través de los países, enfocándose en las tres crisis conocidas: La crisis de la deuda Mexicana de 1982, la mexicana de 1994 y la asiática de 1997. Examina los canales de transmisión de las crisis y evalúa si el efecto contagio ha sido similar durante estos episodios, revisando como afecta el alcance del efecto contagio a los controles de capital, flexibilidad del tipo de cambio, y estructura de la madurez de la deuda.

Muestra, Frecuencia y países involucrados: Estudia la crisis de la deuda de 1982, la crisis mexicana de 1994 y la crisis asiática de 1997. Los datos son mensuales, de veinte países: 8 de Latinoamérica (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Perú y Venezuela); Seis de Asia (Indonesia, Corea, Malasia, Filipinas, Singapur y Tailandia); y seis

países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) (Australia, Finlandia, Nueva Zelanda, Portugal, Suecia y Sudáfrica)

Fuentes de contagio/canales de transmisión: canales de intercambio, competencia de intercambio en el tercer mercado, similitudes macroeconómicas alternativas, y vínculos financieros.

Metodología y comentarios: Se definió contagio como los movimientos conjuntos sufridos por los países durante épocas de crisis, las cuales no pueden ser explicados por condiciones iniciales o shocks comunes.

Utiliza diferentes matrices ponderadas para investigar la importancia de los canales alternativos de transmisión de contagio.

Se comparó la extensión del contagio a través de las crisis permitiendo que los índices de crisis sean específicos. Incluye términos de interacción de control capital, flexibilidad del tipo de cambio, y estructura de maduración de la deuda con las matrices ponderadas para ver si las políticas limitan el alcance del efecto contagio.

Resultados: El estudio más robusto es el regional.

Los efectos contagio durante la crisis de deuda en los ochenta y la crisis Asiática de finales de los noventa son muy parecidos.

Aunque los indicadores de crisis son afectados por el contagio, una gran parte de la crisis es explicada por los fundamentos macroeconómicos.

El resultado muestra que los controles de capital no afectan el contagio, mientras que la flexibilidad del tipo de cambio y la estructura de la deuda externa tienen efectos en ciertos indicadores de crisis.

Estudio: Doukas (1989)

Examina si las "noticias", que toman en cuenta la capacidad acreedora de un prestamista de bonos de deuda, afecta los spreads cobrados o cargados a otros.

Muestra, Frecuencia y países involucrados: Datos mensuales: desde enero de 1978 a diciembre de 1983 para México y Brasil, desde enero de 1978 a mayo de 1982 para Argentina.

Fuentes de contagio/canales de transmisión: Información sobre como el nivel de confianza en la capacidad acreedora de prestamistas altera las creencias subjetivas de los prestatarios, considerando la probabilidad de riesgo por incumplimiento de otros prestamistas.

Metodología y comentarios: Se estimó una salida de una ecuación ajustada por un índice de producción doméstica sobre niveles de precios, precios domésticos de importados, la oferta nominal de dinero y un índice de producción domestica del período anterior (para cada país por separado).

Los residuos de las regresiones expresadas arriba, representan el componente inesperado de "noticias" para cada país respectivamente.

Las variables de "noticias" se convirtieron en variables independientes para explicar la variabilidad de los cambios observados mensualmente en el sindicato de los spreads de Eurocréditos para cada país. Los coeficientes de "noticias" entre países se tornaron negativos y estadísticamente significativos.

Resultados: Los spreads de cada país de las tasas de interés están influenciadas, no solo por la capacidad acreedora del país prestamista específico, sino también por la capacidad acreedora de los otros países prestamistas.

Los resultados sostienen la hipótesis de efecto contagio: un efecto de riesgo sistemático cuadra perfectamente con las percepciones sobre el riesgo por incumplimiento del prestatario, donde de esta manera no podrá ser minimizado el riesgo con una cartera de bonos soberanos diversificada.

Estudio: Eichengree, Rose y Wyplosz (1996)

Examina si la probabilidad de una crisis en un país, en un momento determinado, está correlacionada con la incidencia contemporánea de

una crisis en otro país, después de controlar los efectos de los fundamentos macroeconómicos y políticos.

Intenta determinar la ponderación relativa de los dos canales alternativos de contagio: relaciones comerciales y similitudes macroeconómicas.

Muestra, Frecuencia y países involucrados: La muestra es desde 1959 a 1993. Los datos políticos y macroeconómicos son trimestrales de 20 países: Estados Unidos, Inglaterra, Austria, Bélgica, Dinamarca, Francia, Italia, Holanda, Noruega, Suecia, Suiza, Canadá, Japón, Finlandia, Irlanda, Portugal, España, Australia y Alemania (parte central).

Fuentes de contagio/canales de transmisión: relaciones comerciales: Estudia ataques de derrame (spillover) a países que comercian de manera extensiva con algún país específico. Similitudes macroeconómicas: ataca distribuciones a países con condiciones y políticas económicas similares.

Metodología y comentarios: Se estimó un modelo (no estructural) probit binario. La variable indicadora de crisis esta vinculada al valor de esta variable de otros países y al número de variables que capta las influencias políticas y económicas.

Se realizan dos esquemas de ponderación, uno para las relaciones comerciales y otro para las similitudes macro y estos se implementan por separado.

Resultados: Un ataque especulativo en cualquier lugar del mundo incrementa la probabilidad de crisis doméstica. Sin embargo, el método que establece la prueba con evidencia suficiente de contagio, no puede discriminar los efectos de crisis de los países vecinos (contagio per se) de los shocks globales (factores de cercanía no observados).

La ponderación del comercio y las extensiones de la ponderación macroeconómicas del modelo probit binario, también como el factor de análisis, confirman que existe contagio mas allá de la influencia de los factores omitidos.

Estudio: Favero y Guavazzi (1999)

En este trabajo se estudia la crisis europea del mecanismo de tipo de cambio que llevó a devaluaciones en 1992. Después de tomar en cuenta el punto de Forbes y Rigobon de que las mediciones estándar de correlaciones entre mercados de países están sesgados al alza, se realizaron pruebas de evidencia en búsqueda de contagio en los spreads entre las tasas de interés de Alemania y las tasas de los países europeos involucrados en la crisis.

Muestra, Frecuencia y países involucrados: Data semanal por los 3 meses en los spreads de las tasas de interés entre Alemania y seis países europeos Francia, Italia, España, Dinamarca, Holanda y Suecia. Desde enero de 1988 hasta mayo de 1992.

Fuentes de contagio/canales de transmisión: El contagio es entendido como el cambio en la manera que los shocks son transmitidos entre países y que no son causados por algún cambio en los fundamentos, pero si por ciertas razones específicas que son shocks de magnitudes inesperadas.

Metodología y comentarios: se realizó una estimación de corto plazo entre los spreads de las tasas de interés con un modelo VAR de interdependencia.

Se estimó un modelo estructural de ecuaciones simultaneas de tasas de interés europeas. La construcción estima la interdependencia analizando la retroalimentación entre los spreads, y la estructura de la matriz varianza covarianza de los residuos. El modelo es identificado permitiendo simultaneas retroalimentaciones ente tasas, pero restringiendo la dinámica de cada spread para que dependan solo de su propio rezago.

La estimación final es derivada de restringir a cero esos coeficientes que no son estadísticamente diferentes de cero.

Las pruebas de contagio en el período de junio septiembre de 1992 mediante comparación de residuos generados por simulación estadística.

Resultados: Compara la varianza de los residuos derivados de la estimación del modelo de ecuaciones simultaneas. Observa los cambios de las correlaciones entre los dos períodos, indicando así que el modelo estructural de interdependencia no se cumplió después del shock danés.

Estudio: Goldfajn y Baig (2000)

Investiga el contagio desde Rusia a Brasil utilizando varios grupos de data, con diferentes frecuencias. Este caso es analizado bajo dos dimensiones: países involucrados y momentos de los eventos.

Muestra, Frecuencia y países involucrados: Datos mensuales desde enero de 1988 hasta noviembre de 1999. Datos diarios desde el primero de enero de 1997 hasta el 30 de junio de 1999. Los países involucrados son Rusia y Brasil.

Fuentes de contagio/canales de transmisión: Contagio Financiero. Se define contagio como los movimientos conjuntos de variables financieras que no pueden ser explicados por los movimientos conjuntos de los fundamentos.

Metodología y comentarios: para probar el impacto de la crisis rusa en los flujos de capital de Brasil se corrió una regresión de mínimos cuadrados ordinarios controlando la heterocedasticidad y la autocorrelación.

Se utilizó una prueba de causalidad de Granger a partir de un modelo VAR reducido, para examinar la dirección de los shocks entre Brasil y Rusia.

Se creó dos series de variables dummies, de buenas y malas noticias, para Brasil y Rusia. Corriendo una regresión de mínimos cuadrados ordinarios para los mercados de valores, spreads de los bonos soberanos y flujos financieros.

Resultados: Mientras hubo caídas en el tipo de cambio flotante del mercado brasilero, se estaba dando la crisis Asiática y Rusa, y esto fue seguido por retiros en el mercado oficial en esta crisis (Prueba de causalidad de Granger).

Utilizando datos semanales de la exposición de los bancos extranjeros a Brasil, desde el banco central, los resultados no mostraron evidencia de falta de liquidez.

Desde el punto de vista de las más bajas frecuencias (mensuales) y datos agregados (flujos totales), no existe evidencia del efecto contagio desde la crisis rusa a Brasil.

Las correlaciones en el mercado Brady son muy altas e incrementan significativamente (aun después de ajustar el sesgo al alza) durante la crisis. Este resultado sugiere que si hubo contagio de Rusia a Brasil, el canal de transmisión mas fuerte fue el mercado off-shores de los bonos Bradys.

Este trabajo no sostiene la hipótesis de que hubo crisis de liquidez en los mercados maduros durante la crisis Brasilera y Rusa. Los autores argumentan que los residentes brasileros reforzaron la especulación, una vez que se dieron cuenta de que la especulación también incluía a los inversionistas extranjeros.

Estudio: Kaminsky y Reinhart (2000)

Analizan en el trabajo el impacto del origen de las perturbaciones (de centro o periferia) sobre la transmisión de perturbaciones internacionales.

Muestra, Frecuencia y países involucrados: datos diarios desde el primero de enero de 1997 hasta el 31 de Agosto de 1999. Estudia 35 países: Grupo de los 7 (Canadá, Francia, Alemania, Italia, Japón, Inglaterra, y estados unidos); Economías en transición (Bulgaria, República Checa. Estonia, Hungría, Polonia, Rusia y Ucrania); el bloque asiático (Hong Kong, Indonesia, Malasia, Filipinas, Singapur, Corea del

Sur y Tailandia); El grupo Europeo (Finlandia, Grecia, Holanda, Noruega, España, Suecia y Turquía); y el grupo de Latinoamérica (Argentina, Chile, Brasil, Colombia, México, Perú y Venezuela).

Fuentes de contagio/canales de transmisión: en vez de mostrar la existencia de los canales de contagio, analiza la importancia de los shocks originales en la propagación internacional.

Metodología y comentarios: Usa un acercamiento de "estudio de los hechos" para examinar los patrones de movimiento conjunto entre variables financiera de diferentes países y en diferentes períodos.

Aplica un análisis de componente principales para varias variables evaluando el grado de movimiento conjunto a través de ellos en el tiempo y entre períodos.

Utiliza un modelo GARCH para examinar si hubo un cambio volátil en el mercado durante y cerca de los episodios de crisis.

Resultados: El análisis de la crisis rusa de LTCM reveló que hay una gran variedad de caídas como de riesgos tomados, que drásticamente redujeron la liquidez de los mercados e incrementaron su volatilidad.

La porción de la varianza de los rendimientos de los títulos explicados por el rango del primer componente principal desde 0,36 para economías en transición a 0.57% para el grupo europeo. La extensión de la covarianza es baja para las tasas de tipo de cambio e interés; la

porción de la varianza explicada por el primer componente principal no es mayor de 0.4% para cualquier grupo.

El análisis de varianza de los precios de los títulos sostiene que las perturbaciones tienen una dimensión global importante. Las consecuencias globales de los shocks a los países financieros centrales están mas alejadas que la de los shocks originados en la periferia.

Estudio: Rigobon (1998b)

Este trabajo está mas desarrollado que el de Arias, Hausmann y Rigobon.

Muestra, Frecuencia y países involucrados: desde enero de 1993 a febrero de 1998. Argentina y México. Datos diarios del rendimiento del mercado de valores.

Fuentes de contagio/canales de transmisión: La definición de contagio es la misma de Forbes, Rigobon, y Arias.

Metodología y comentarios: Desarrolló un argumento, el cual señala que los procedimientos usuales para medir contagio están sesgados y son inconsistentes, cuando se necesita tomar en cuenta cambios de varianza de perturbaciones importantes, con problemas de endogeneidad, y de variables omitidas.

Desarrolla un procedimiento alternativo para realizar la prueba (una prueba de diferencia de varianzas) y lo aplica para su medición entre México y Argentina.

Resultados: Si el contagio es definido como el cambio estructural de la relación entre dos mercados, y si hay problemas de endogeneidad, variables omitidas, heteroscedasticidad y son tomados en cuenta, entonces no existe contagio entre Argentina y México en las 3 crisis recientes.

Estudio: Van Rijckenghem y Weder (1999)

Se utiliza los prestamos bancarios, en contraste con los vínculos comerciales y las características de los países, para explicar el efecto contagio.

Muestra, Frecuencia y países involucrados: se enfoca en tres episodios, la crisis mexicana, la crisis asiática y la rusa. La data es del BIS semianual cubriendo sistemas bancarios de 17 países industrializados: Austria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlandia, Francia, Alemania, Irlanda, Italia, Japón, Luxemburgo, Holanda, Noruega, España, Inglaterra y Estados Unidos.

Fuentes de contagio/canales de transmisión: Contagio dado por los préstamos bancarios, opuesto a los vínculos de comercio y a las características de los países.

Metodología y comentarios: Se realizan dos regresiones, la primera es una regresión de panel que utiliza datos de flujos desagregados de bancos centrales, y la segunda es un grupo de regresiones entre países que combina información de flujos y rendimientos.

Resultados: El estudio consigue un efecto significativo de préstamo común de la crisis tailandesa. El efecto es algo más pequeño que el mexicano y no es estadísticamente significativo en la crisis rusa.

Estudio: Valdés (1997)

Se investiga la existencia de contagio en los mercados emergentes por medio de los fundamentos macroeconómicos, y de que manera estos pueden explicar los movimientos conjuntos de la capacidad crediticia de un grupo de países latinoamericanos.

Analiza el comportamiento de las relaciones de los fundamentos de los precios de deuda en el mercado secundario y las valuaciones de los países respecto al crédito.

Investiga si el exceso de movimiento conjunto es explicado por las asimetrías entre contagio positivo y negativo o por los episodios de grandes noticias.

Construye un modelo para explicar el contagio sobre la base de consideraciones de liquidez.

Muestra, Frecuencia y países involucrados: Estudia precios de deuda en el mercado secundario desde marzo de 1986 a agosto de 1994, utiliza datos mensuales de Argentina, Brasil, Chile, Ecuador, México, Perú y Venezuela.

Utiliza valoraciones crediticias: desde septiembre de 1979 a septiembre de 1994, datos semianuales de los mismos siete países.

Fuentes de contagio/canales de transmisión: Estudia movimientos conjuntos como consecuencia de la interacción entre los inversionistas que están sujetos a las necesidades de liquidez y quienes invierte en un grupo potencial de activos no líquidos. Si los agentes quieren cambiar sus portafolios, pueden reclamar dinero por liquidez. Si no consiguen liquidez en un país irán a otro en búsqueda de lo mismo. La liquidez entonces del primer país tiene influencia en el tamaño de las caídas de un segundo país.

Metodología y comentarios: Las dos variables dependientes son los precios de deuda y las valoraciones de créditos, son variables proxy para

la percepción riesgo país. Por cada variable dependiente habrá un análisis de movimiento conjunto como lo realizo Pindyck- Rottemberg después de controlar los fundamentos.

Resultados: Los fundamentos no pueden explicar los movimientos conjuntos de la capacidad acreedora de un grupo de países de América Latina. Las correlaciones entre países del mercado secundario de los precios de deuda y las valoraciones crediticias son significativamente positivas y permanecen así hasta cuando se controlan los fundamentos que determinan la capacidad acreedora y los flujos de capitales. El contagio observado en el sentido explicado arriba no puede ser determinado eventualmente por las grandes noticias.

Contagio es asimetría en el sentido de que es mas fuerte y negativo para innovaciones en la capacidad acreedora.

Valdés atribuye este tipo de contagio a consideraciones de liquidez: "liquidez en un país afecta probablemente el pago en otro". Las características de un país se convierten en una variable fundamental para otros.

III.2 Fuente, Conceptos y Cálculo de las Variables Incluidas en la Investigación

En esta sección se presenta cada una de las principales fuentes utilizadas para obtener los datos macroeconómicos y se especifica la serie que de allí se obtuvieron.

1. Banco Central de Venezuela: se obtuvo las Reservas Internacionales Totales Diarias de Venezuela (1997-2001), Tasas de Interés Diarias Nominales Promedio Ponderadas de las operaciones pasivas de depósitos a plazo fijo 90 días (1997-2001), tasa de inflación trimestral (1996-2000), Gasto Fiscal trimestral (1996-2000), Flujo Neto de capitales como porcentaje del PIB. Disponible: http://www.bcv.org

2. Bloomberg Profesional Services: Se consiguieron los Índices de Bolsa diarios tanto de Rusia como de Venezuela (1997-2000), Índice de la bolsa de Estados Unidos (Standard and Poor), tipo de cambio diario del rublo, del marco, y del bolívar en dólares (1997-2000), Cronología de Buenas y Malas Noticias para crear variables dummies (1998-1999).

3. JPMorgan: los rendimientos de los Eurobonos Rusos con fecha de maduración 27/11/2001 y cupón 9.25 % fijo semestrales, los

rendimientos de los Bonos Global 27 con fecha de maduración 19/9/2027 y cupón 9.25% semestral.

4. Yahoo: se logro obtener el rendimiento de los bonos del tesoro americano a 10 y 30 años, así como la tasa de interés pasiva interna de los depósitos a 90 días de Estados Unidos. Disponible: http://www.quotes.com

5. International Financial Statistical (IFS): de donde se obtuvo el Tipo de Cambio Real Efectivo, Tasas de Interés trimestrales Nominales sobre depósitos ponderadas pasivas a 3 meses (1996-2000).

6. Biblioteca de la bolsa de Valores de Caracas, donde se consiguió el rendimiento de los bonos par venezolanos.

7. El Nacional digital: se obtuvo la Cronología de Buenas y Malas noticias de Venezuela para crear las variables dummies y justificar el estudio. Disponible: http://www.el-nacional.com

Explicación de las principales variables incluidas en el estudio.

Venezuela:

1. Índice Bolsa de Valores Caracas (IBVC): Esta variable mide el índice compuesto de capitalización de la Bolsa de Valores de Caracas.

2. Tipo de cambio Nominal del Bolívar. Es el número de Bolívares que puede obtenerse por una unidad de moneda extranjera (Dólares).

3. Tasa de Interés pasiva interna. Para esta variable se utilizo como proxy, la tasa de interés pasiva de los depósitos a noventa días que pagan los seis principales bancos del país.

4. Tasa de Inflación. Es la tasa a la que sube el nivel de precios. Calculada por el Banco Central, tomando como indicador del nivel de precios al índice de precios del consumo.

5. Rendimiento del Global 27. Es el cociente entre el cupón y el precio del Bono.

6. Spreads Global 27. Se calculo restando el rendimiento de los bonos globales 27 Venezolanos y el rendimiento de los bonos a diez años del tesoro americano.

7. Prima Riesgo País. Se Calculo restando el rendimiento de los bonos globales 27 y el rendimiento de los bonos a treinta años del tesoro americano.

8. Expectativas de Devaluación. Se calculó restando, la tasa de interés pasiva interna menos la tasa de interés pasiva externa y la prima por riesgo país.

9. Gasto Público en bienes y servicios. Son los bienes y servicios comprados por el estado en todas sus instancias.

Rusia:

1. Índice Bolsa de Valores Moscú (RTSI): Esta variable mide el índice compuesto de capitalización de la Bolsa de Valores de Rusia.

2. Tipo de cambio Nominal del Rublo. Es el número de Rublos que puede obtenerse por una unidad de moneda extranjera (Dólares).

3. Tipo de cambio Nominal del Marco. Es el número de Marcos que se puede obtener por una unidad de moneda extranjera (Dólares).

4. Tasa de Interés pasiva interna. Para esta variable se utilizó como Proxy, la tasa de interés pasiva de los depósitos a noventa días de la banca.

5. Rendimiento del Eurobond Ruso. Es el cociente entre el cupón y el precio del Bono.

6. Spreads Rusia Eurobond. Se calculo restando el rendimiento del Eurobond Ruso y el rendimiento de los bonos a diez años del tesoro americano.

Nota: Se puede apreciar que en el estudio se utilizan bonos con distinta fecha de maduración, dado que se procedió siguiendo los pasos del trabajo de ***Goldfajn y Baig*** *(2000), en el cual se hace mas énfasis en la similitud de los rendimientos.*

III.3 Justificación y Obtención de los Modelos Empleados

Los coeficientes de correlación se utilizan para saber en que proporción las variables evolucionan conjuntamente. El signo, obtenido de la covarianza, indica la dirección de la variación conjunta de las variables. El estudio hace énfasis en comparar dos coeficientes de correlación, uno de un período definido como tranquilo contra otro de un período definido en crisis, donde el primero se caracteriza por tener un bajo coeficiente de correlación y un comportamiento medianamente uniforme y el segundo por el tiempo en que se definió la crisis Rusa (alrededor del 17 de Agosto de 1998, día de la devaluación Rusa). Buscando así observar si existe un cambio significativo en dichas correlaciones.

El estudio de la causalidad se efectúa para determinar el orden de precedencia de las variables, en otras palabras, si una variable cualquiera es explicada o no por otra variable del sistema.

La diferencia entre Correlación y causalidad. El hecho de que dos variables evolucionen al unísono significa que la primera explique las variaciones de la segunda. Es posible que la relación de causalidad vaya en sentido contrario, es decir, que la segunda variable sea la

causante de las variaciones de la primera. O tal vez, como es probable que ocurra, la relación de causalidad vaya en ambos sentidos

La utilización de los modelos VAR se hace con la finalidad de generar pronósticos económicos a través de herramientas distintas a los modelos econométricos estructurales. Una característica muy importante de estos modelos es que son parcialmente ateóricos y que utilizan propiedades de las series de tiempo observadas para pronosticar variables económicas. No obstante, tales modelos pueden ser estimados sin la necesidad de introducir restricciones apriorísticas, las cuales son necesarias para identificar y estimar modelos econométricos estructurales. Al utilizar un modelo VAR, se puede introducir todas las variables que se relacionen de una forma lineal con los valores corrientes y desfasados de otras variables y de ella misma, determinando así el impacto cuantitativo de cada una sobre sus propios valores futuros y los de las demás variables, miden el espacio de tiempo que los shocks tardan en desaparecer y proveen una primera aproximación en señalar el problema de causalidad. La vinculación de valores futuros de un vector de variables con sus valores pasados, es precisamente lo que hace que a estos modelos se les denomine vectores autoregresivos. Es importante, aclarar que aunque estos modelos son utilizados para pronosticar parámetros, los mismos no pueden ser

utilizados para hacer inferencias acerca de la estructura de la economía. La aplicación de un modelo de vectores autoregresivos permite calcular las funciones de respuesta de cada variable a impulsos en las demás, lo cual constituye una representación no restringida de lo que sería un modelo no dinámico[13].

El análisis del VAR tiene algunas ventajas sobre los coeficientes de correlación, es sumamente difícil aislar la magnitud de Shocks que son transmitidos de un mercado a otro, para distinguir la influencia de shocks en los modelos de Índice de Valores y Spreads de Bonos, es útil para cuantificar el tamaño y la importancia de la influencia de un mercado sobre los otros. De la misma manera, permite reconocer la endogeneidad de todas las variables en el sistema. En otras palabras, el problema de ordenar las variables para generar la función impulso respuesta desaparece por ser insignificante, dado que para este caso cambiar el orden no tiene un impacto significativo en los resultados[14].

[13] Notas de Clase de "Tópicos Cuantitativos", Profesor Matías Riutort.
[14] Goldfajn, I. Y Baig, T. (1999) "Financial Market Contagion in The Asian Crises" PUC-Rio Working paper,400.

III.4 Modelo de Coeficiente de Correlación

Este estudio se fundamentó en la metodología desarrollada por Forbes y Rigobon (1998)[15], la cual muestra que la correlación estimada entre dos variables estocásticas, x e y, crece cuando la varianza de x crece, aun cuando la correlación entre x e y no varíe. El coeficiente de correlación estándar desajustado está condicionado a la varianza de x. Ellos muestran que el sesgo puede ser cuantificado de la siguiente manera:

$$\rho_t^u = \rho_t \sqrt{\frac{1+\delta_t}{1+\delta_t \rho_t^2}}$$

donde,

ρ_t^u : coeficiente de correlación sesgado

ρ_t : coeficiente de correlación ajustado

δ_t : incremento relativo de la varianza de x_t

Despejando la ecuación antes expuesta, se obtiene:

$$\rho_t = \frac{\rho_t^u}{\sqrt{1+\delta_t[1-(\rho_t^u)^2]}}$$

[15] Forbes, K. y Rigobon, R. (1999) "No Contagion, Only Interdependence: Measuring De valores Market Co-movements" NBER Working Paper, 7276.

La ecuación despejada se utilizó para ajustar las correlaciones de los períodos estudiados respecto al sesgo de la variable x.

Luego de obtener los coeficientes de correlación ajustados de las variables en estudio, se aplicó una prueba t para evaluar los cambios significativos entre correlaciones. Dicha prueba contrastó la hipótesis nula de que el coeficiente de correlación ajustado de un período definido como tranquilo, es mayor o igual que el coeficiente de correlación ajustado de un período definido como de crisis; contra la hipótesis alternativa de que el coeficiente de correlación es mayor durante el período crisis:

$$\mathbf{H}_0 : \rho^{\mathbf{T}}_{\mathbf{i,j}} \geq \rho^{\mathbf{C}}_{\mathbf{i,j}} \rightarrow \textbf{Interdependencia}$$
$$\mathbf{H}_1 : \rho^{\mathbf{T}}_{\mathbf{i,j}} < \rho^{\mathbf{C}}_{\mathbf{i,j}} \rightarrow \textbf{Contagio}$$

donde, $\rho^t_{i,j}$ es el coeficiente de correlación entre el país i y el país j en el período t. El período de tranquilidad es representado con T y el período de crisis con C.

El coeficiente de correlación es transformado a través de la transformación Z de Fisher[16], para que sea, de una forma aproximada, normalmente distribuido, con media μ_t y varianza s_t^2:

[16] Goldfajn, I. Y Baig, T. (1999) "Financial Market Contagion in The Asian Crises" PUC-Rio Working paper,400.

$$\mu_t = \frac{1}{2} Ln\left(\frac{1+\rho_{i,j}^t}{1-\rho_{i,j}^t}\right) \text{y } \sigma_t^2 = \frac{1}{n_t - 3}$$

El t estadístico se deriva con la siguiente función:

$$Z = \frac{\mu_1 - \mu_2}{\sigma_{Z1-Z2}}, \text{ donde } \sigma_{Z1-Z2} = \sqrt{\frac{1}{N_1 - 3} + \frac{1}{N_2 - 3}}$$

donde, μ_i es la media, σ_i^2 la varianza y N_i el tamaño de la muestra.

Con un contraste de dos colas mediante la distribución normal, se rechazará H_0 si $Z > |1.96|$ o Prob < 5%. Es decir, se aceptará la hipótesis de la existencia del efecto contagio al comparar las correlaciones ajustadas de algún período de crisis contra el período definido de tranquilidad.

A continuación se presenta el estudio de correlación en el mercado de valores y de bonos.

III.4.1 Mercado de Valores

El modelo utiliza dos variables, el Índice de la Bolsa de Valores Caracas (IBVC) y el Índice de Bolsa de Valores Moscú (RTSI).

Se dividió la data de la siguiente manera: Período de tranquilidad y período de crisis, donde el último se divide en subperíodos de 3 meses para hacer más específico el estudio.

Nota: Al presentar gráficamente la correlación no ajustada del mercado de valores (Gráfico #5 y Gráfico #6), se observó indicios de un comportamiento conjunto en el mercado de valores. En estos gráficos esta dibujada la tendencia lineal y se presentó la ecuación que la describe con su respectivo R^2. De esta manera se pudo observar como la bondad de la regresión (R^2) aumentó de 0.0012 en el período de tranquilidad a 0.7576 en el período de crisis. Esto dio indicios de la existencia del efecto contagio.

Los primeros 5 meses de 1997 son definidos como el período de tranquilidad, donde existe poca evidencia de interacción entre los dos mercados. La correlación de la diferencia logarítmica de los dos mercados es –0.025221.

Al realizar la prueba de correlación se obtuvo los resultados para el período completo de crisis y trece subperíodos contra el período de tranquilidad. Véase los resultados resumidos en el Cuadro #1.

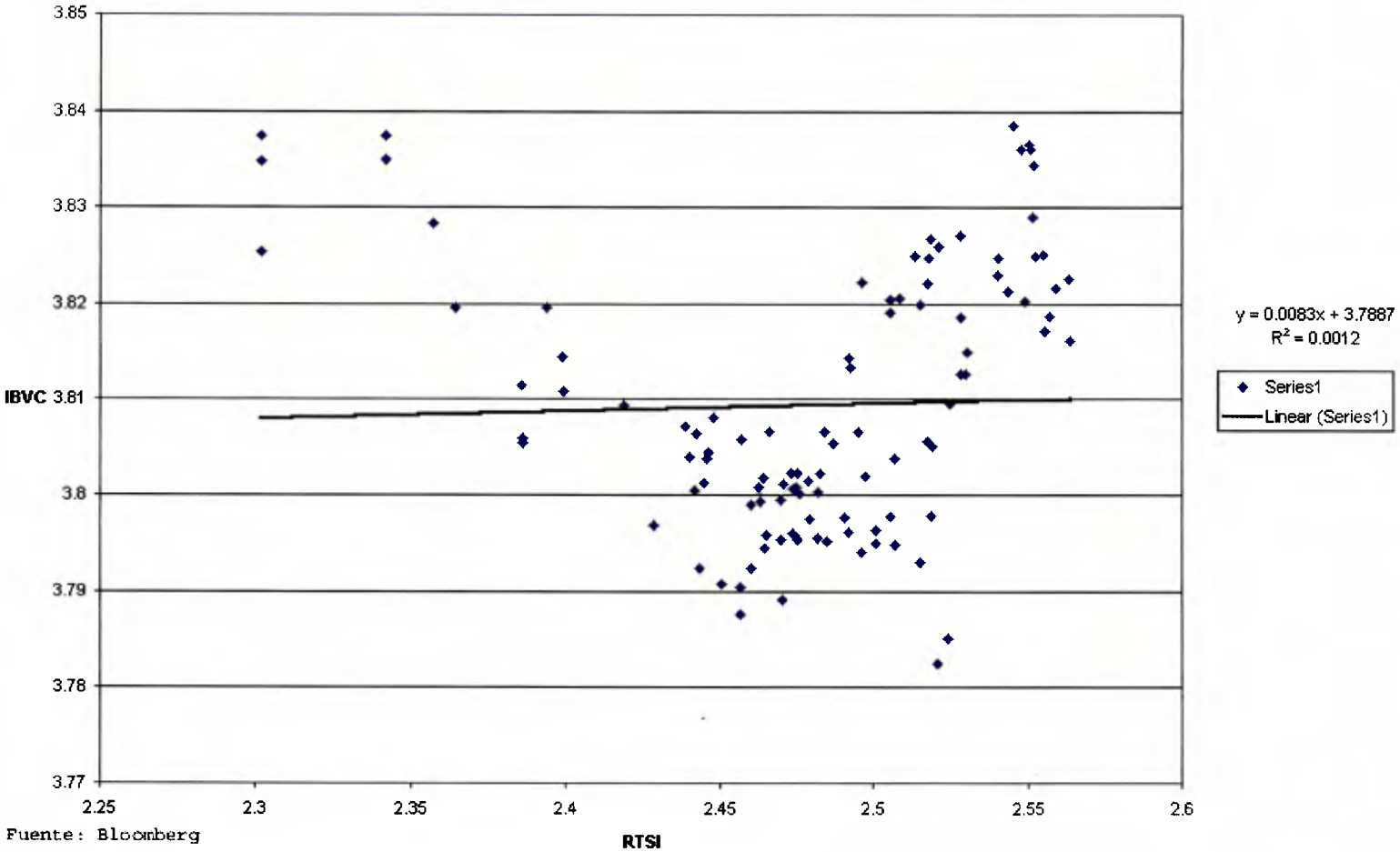
Cuadro #1. Venezuela y Rusia: Correlación en el mercado de Valores, Enero de 1997-Junio de 1999						
Indice de Bolsa de Valores en primera diferencia logaritmica						
	Periodo	# Obs.	Correlación Desajustada	Correlación Ajustada	t-Estadístico	Prob
Periodo de Tranquilidad	01/01/1997:5/30/1997	108	-0.025221			
Periodo de Crisis (Completo)	04/01/1998:12/31/1998	197	0.112979	0.057666	-0.692857	0.496505
Ventanas de tres meses	04/01/1998:06/30/1998	65	0.072258	0.043450	-0.437650	0.667195
	05/01/1998:07/31/1998	66	0.159401	0.075808	-0.647594	0.528695
	06/01/1998:08/31/1998	66	0.342699	0.140919	-1.069444	0.293718
	07/01/1998:09/30/1998	66	0.296228	0.127328	-0.980863	0.337055
	08/03/1998:10/30/1998	65	0.232911	0.097643	-0.784680	0.4413
	09/01/1998:11/30/1998	65	-0.005235	-0.002914	-0.142130	0.88866
	10/01/1998:12/31/1998	66	-0.086176	-0.054586	0.188260	0.857153
	11/02/1998:01/29/1999	65	-0.095931	-0.091370	0.422967	0.681806
	12/01/1998:02/26/1999	64	-0.101753	-0.087848	0.398411	0.696536
	01/01/1999:03/31/1999	64	0.276673	0.215398	-1.547104	0.128511
	02/01/1999:04/30/1999	64	0.242649	0.168095	-1.235722	0.226279
	03/01/1999:05/31/1999	66	0.216818	0.121790	-0.944855	0.352371
	04/01/1999:06/30/1999	65	0.191379	0.112036	-0.877386	0.389789

Fuente Bloomberg;estimación por los autores.

Dados los resultados expresados en el Cuadro #1, el efecto contagio no está presente, debido a que tanto en el período completo de crisis, como en las ventanas de tiempo de 3 meses, el t-estadístico no es significativamente mayor que |1.96|, ni la probabilidad (Prob.) menor que 5%. Esto validó que el efecto contagio no esta presente y por ello se acepta la hipótesis nula (H_o).

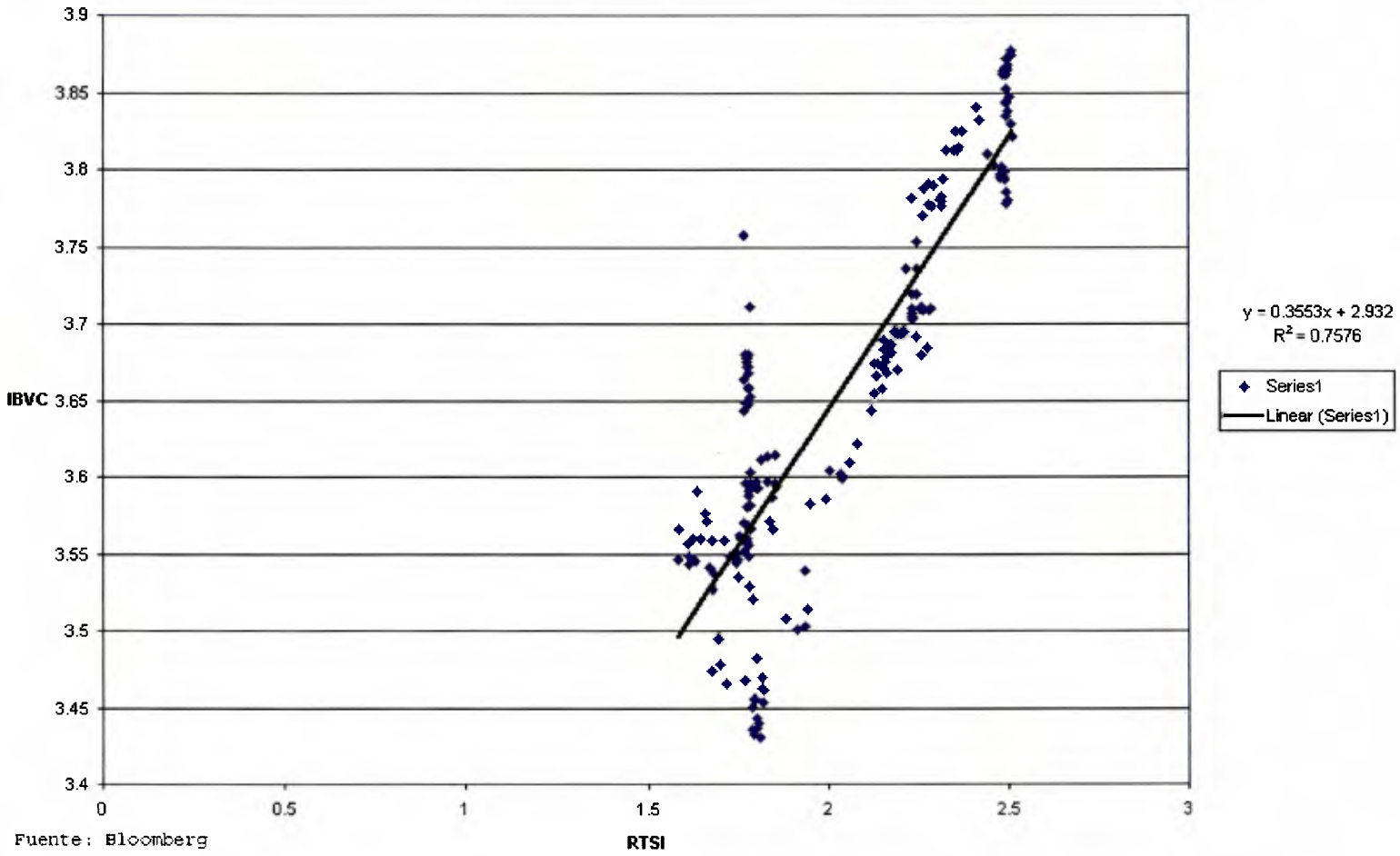
También se apreció que las correlaciones aumentaron una cierta cantidad en los períodos que involucran la fecha exacta de la crisis Rusa (17 de Agosto de 1998), indicando que si hubo un cierto efecto, pero este no fue suficiente para demostrar el efecto contagio, según la metodología aplicada.

Gráfico #5. Dispersión de los Indices de las Bolsas de Valores en el Periodo de Tranquilidad



Fuente: Bloomberg

Gráfico #6. Dispersión de los Indices de las Bolsas de Valores en los Periodos de Crisis



Fuente: Bloomberg

III.4.2 Mercados de Bonos

El modelo utilizó dos variables, los spreads de los bonos Global 27 (SPVZ) y los spreads de los bonos Eurobonds (SPRA).

Se dividió la data de la siguiente manera: Período de tranquilidad y período de crisis, donde el último se divide en subperíodos o ventanas de 3 meses para hacer mas especifico el estudio.

Nota: Al presentar gráficamente la correlación no ajustada (Gráfico #7 y Gráfico #8), ya se observan indicios de un comportamiento conjunto en el mercado de bonos soberanos. En estos gráficos esta dibujada la tendencia lineal y se presenta la ecuación que la describe con su respectivo R^2. De esta manera se puede observar como la bondad de la regresión (R^2) aumenta de 0.7868 en el período de tranquilidad a 0.9186 en el período de crisis. Esto da indicios de la existencia de contagio.

Del 11 de Septiembre de 1997 al 30 de Mayo de 1998, se define el período de tranquilidad, donde existe poca evidencia de movimiento conjunto o interacción entre los dos mercados. La correlación de la diferencia logarítmica de los dos mercados es 0.055947.

Al realizar la prueba de correlación se obtuvieron los resultados para el período completo de crisis y trece subperíodos contra el período de tranquilidad. Véase los resultados resumidos en el Cuadro #2.

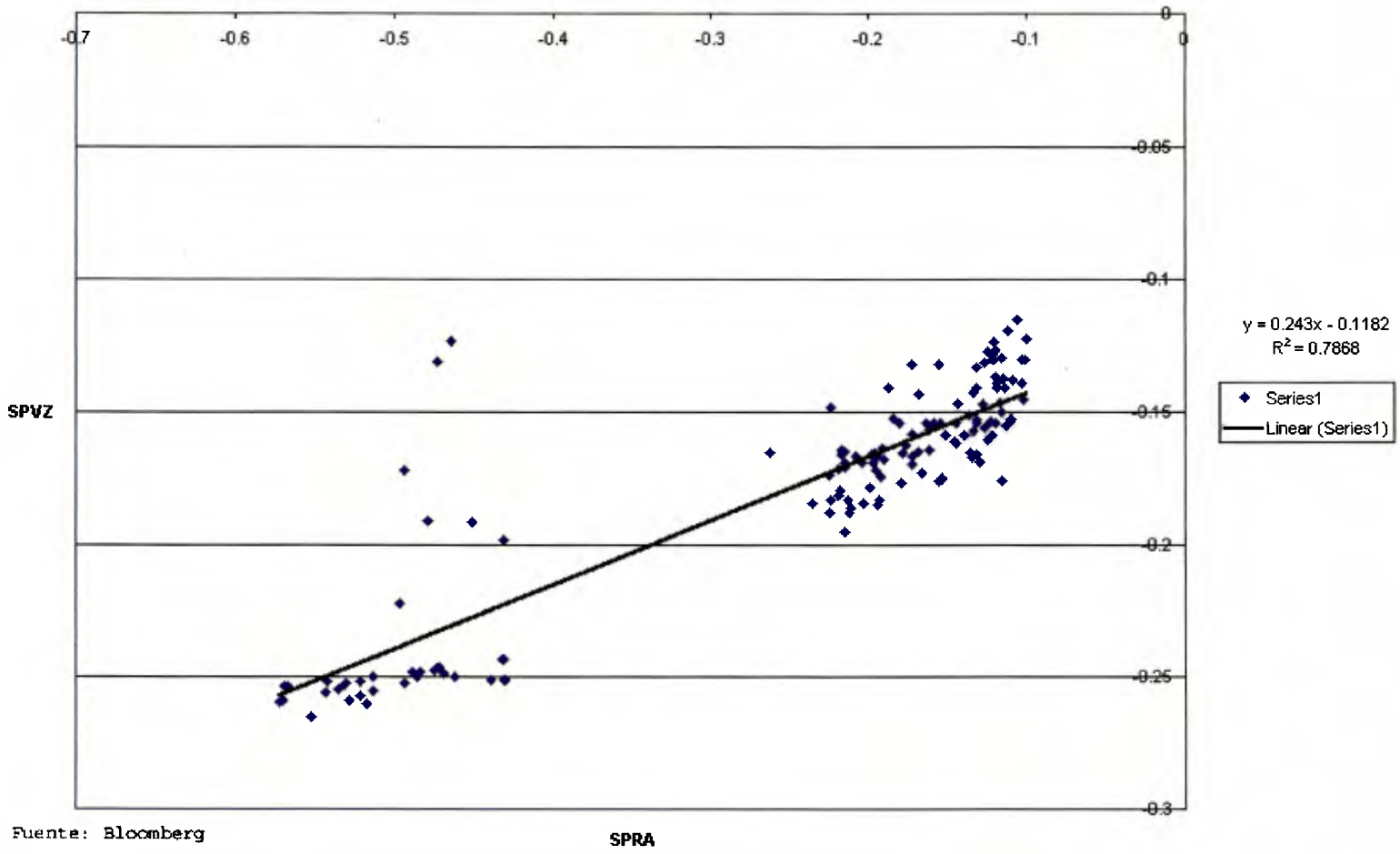
Cuadro #2. Venezuela y Rusia: Correlación en el mercado Spread de Bonos, Septiembre 1997-Junio de 1999						
Spread en primera diferencia logaritmica						
	Periodo	# Obs.	Correlación Desajustada	Correlación Ajustada	t-Estadístico	Prob
Periodo de Tranquilidad	09/11/1997:5/30/1997	143	0.055947	0.055947		
Periodo de Crisis (Completo)	04/01/1998:12/31/1998	197	0.335782	0.808670	-9.623311	0
Ventanas de tres meses	04/01/1998:06/30/1998	65	0.521756	0.912848	-9.756333	0
	05/01/1998:07/31/1998	66	0.511319	0.876770	-8.606042	0
	06/01/1998:08/31/1998	66	0.318414	0.665366	-4.919761	0.000001
	07/01/1998:09/30/1998	66	0.309301	0.699682	-5.343573	0
	08/03/1998:10/30/1998	65	0.288854	0.738486	-5.841546	0
	09/01/1998:11/30/1998	65	0.245333	0.895649	-9.136438	0
	10/01/1998:12/31/1998	66	0.097286	0.661485	-4.874068	0.000001
	11/02/1998:01/29/1999	65	0.237188	0.929701	-10.489431	0
	12/01/1998:02/26/1999	64	0.252181	0.961099	-12.411461	0
	01/01/1999:03/31/1999	64	0.227165	0.959886	-12.309385	0
	02/01/1999:04/30/1999	64	0.123572	0.878858	-8.569680	0
	03/01/1999:05/31/1999	66	0.163127	0.810929	-7.077526	0
	04/01/1999:06/30/1999	65	0.135878	0.742995	-5.907044	0

Fuente: Bloomberg;estimación por los autores.

Dados los resultados expresados en el Cuadro #2, el efecto contagio está presente, debido a que tanto en el período completo de crisis, como en las ventanas de tiempo de 3 meses, el t-estadistico es significativamente mayor que $|1.96|$, y la probabilidad (Prob.) menor que 5%. Esto validó que el efecto contagio está presente y por ello se rechaza la hipótesis nula (H_0).

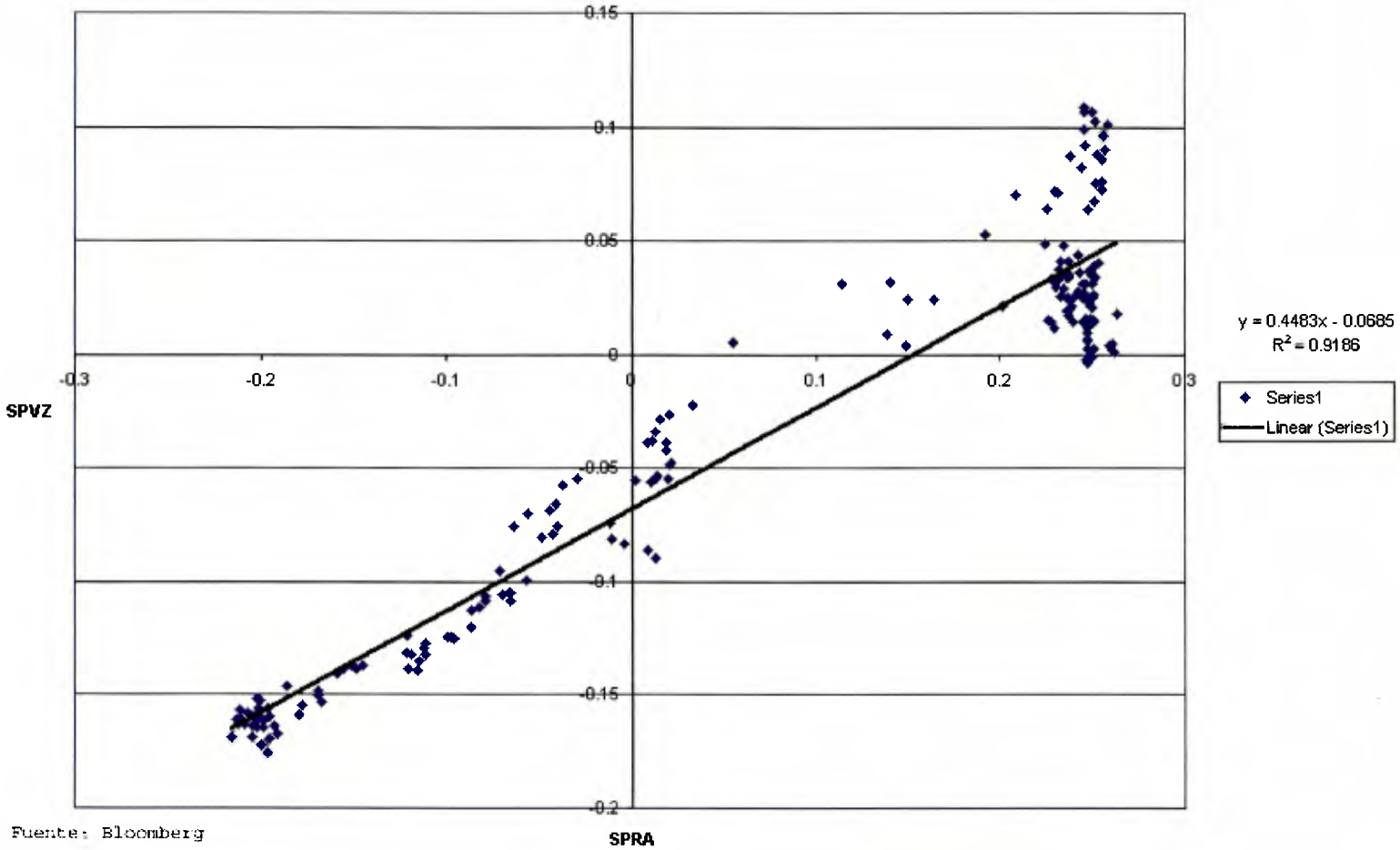
Se pudo apreciar que las correlaciones aumentaron de manera significativa en todas las ventanas de crisis estudiadas desde Abril de 1998 hasta Junio de 1999.

Gráfico #7. Dispersión de los Spreads de los Bonos Soberanos en el Periodo de Tranquilidad



Fuente: Bloomberg

Gráfico #8. Dispersión de los Spreads de los Bonos Soberanos en el Periodo de Crisis



Fuente: Bloomberg

III.5 Modelo de Flujos Netos de Capitales

La finalidad de este modelo es investigar el impacto de la Crisis de Rusia (trimestralmente) sobre los flujos netos de capitales en Venezuela. El modelo se estimó por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), controlando la heterocedasticidad, autocorrelación, el criterio de akaike simple (AIC) y el criterio de Schwarz simple (SC), así como el R^2 para hacer una mejor estimación[17]:

$$\mathbf{fn} = \frac{\mathbf{NF}}{\mathbf{PIB}} = \beta_0 + \beta_1(\mathbf{i} - \mathbf{Ee}) + \beta_2 \mathbf{i}^* + \mathbf{BX} + \varepsilon$$

Donde,

Nf: sistema de flujo de capitales como porcentaje del PIB (Producto Interno Bruto).

i: tasa de interés domestica.

i*: tasa de interés norteamericana, aquí se utiliza como variable proxy el rendimiento de los bonos a 10 años.

Ee: Expectativas de devaluación.

[17] Goldfajn, I. Y Baig, T. (2000) " The Russian default and the contagion to Brazil" PUC-Rio Working paper, 420.

X: denota a un grupo de variables, incluyendo inflación, gasto del gobierno, y una serie de variables dummies para la crisis asiática, la rusa y la brasilera. Las variables dummies toman valor de 1 durante el período de crisis y 0 en los demás períodos.

En este estudio se utiliza data de baja frecuencia (trimestral), desde el tercer trimestre de 1996 al cuarto de 1999, y se llega a los resultados planteados y resumidos en el cuadro #3. Para observar las salidas del estudio realizado en eviews, véase apéndice 2, cuadros 4-18.

En cuanto a la regresión, se hace notar que el problema de multicolinealidad es fácilmente descartado, dado que no se presenta la situación donde al mismo tiempo haya un R^2 elevado, con pocos coeficientes significativos o altas correlaciones entre parejas de regresores.

Como está establecido por la teoría, tanto el coeficiente de la tasa de interés internacional, como el de la inflación medida en niveles tienen los signos correctos (negativos), pero no son significativos al explicar los flujos netos de capitales como porcentaje del PIB. En cambio, el coeficiente de la tasa de interés doméstica ajustada por expectativas de depreciación, la diferencia de la inflación y la diferencia del gasto fiscal

ayudan a explicar los flujos de capitales en Venezuela (signos y significancia, de los coeficientes, correctos).

Haciendo referencia a las variables dummies se pudo observar que el coeficiente del ataque especulativo brasilero resultó ser significativo, pero no posee el signo adecuado según la teoría. En contraste con esto los coeficientes de las variables dummies de la crisis de la devaluación Rusa y la crisis financiera Asiática presentan el signo correcto, pero no ayudan a explicar el flujo de capitales en Venezuela.

El resultado de la regresión, para esta data de baja frecuencia (trimestral), puede interpretarse como indicativo de que la crisis de Rusia no tuvo un impacto significativo en los flujos de capitales de Venezuela en el mediano y largo plazo.

Cuadro #3. Resultados de la regresión: impacto de la crisis Rusa sobre los flujos de capitales en Venezuela (Variable Dependiente: Relación del Flujo neto de capital con el Producto interno Bruto) Periodo: Septiembre 1996 – Diciembre 1999					
Constante	0.0555 2.907	0.0518 3.0106	0.1418 0.6588	0.2614 1.1622	0.1141 0.4805
i*			-0.0125 -0.3446	-0.0371 -0.9507	-0.0077 -0.1897
i – Ee	-0.0039 -3.1066	-0.004 -3.5529	-0.0039 -2.1041	-0.0038 -2.3071	-0.0035 -1.6769
Asia Dummy					-0.0017 -0.0417
Rusia Dummy				-0.0188 -0.5557	-0.0314 -0.7693
Brazil Dummy	0.0721 2.5173	0.0662 2.5653	0.0619 1.6502	0.0439 1.3192	0.0584 1.4222
Tasa de Inflación			-0.0019 -0.7073		-0.0021 -0.7075
Tasa de Inflación (diferencia)	-0.0059 -1.831	-0.0069 -2.3687			
Gasto fiscal (diferencia)		2.15E-05 1.8073		2.36E-05 1.2699	
R^2 Ajustado	0.4598	0.5684	0.1645	0.3279	0.0095

Fuente: Bloomberg; estimación de los autores.

III.6 Modelo de Variables Dummies

Se utilizó data de alta frecuencia (diaria), con el fin de demostrar, en el corto plazo, si existe un incremento en el movimiento conjunto de las variables financieras. Este modelo se realiza porque no existe data diaria que pueda ser una proxy adecuada a los fundamentos macroeconómicos de cada nación. Por esta ausencia, siguiendo trabajos previos de Goldfajn y Baig, se establece que una aproximación adecuada es crear un grupo de variables dummies extraídas de noticias como proxy a los movimientos en los fundamentos.

Para establecer un proceso riguroso, las variables dummies fueron creadas a través del siguiente sistema de clasificación:

1. Se recolectó data financiera de noticias para Venezuela y Rusia, con el fin de separar noticias que representan fundamentos, de noticias que son en su mayoría ruido.
2. Para cada país, las noticias se clasificaron en las categorías de malas o buenas. Y para ello se aplicó los siguientes criterios:
   a) Para las buenas noticias, se ignoraron explicaciones del porque el mercado estuvo mejor y se enfocó en noticias que cumplían los siguientes criterios:

-Acuerdos exitosos de refinanciamiento;

-Anuncio de paquetes de rescate de organizaciones internacionales;

-Noticias económicas mejores que las esperadas (Crecimiento del PIB, menor inflación y otros);

-Medidas especificas para estabilizar los mercados.

b) Para las malas noticias:

-Colapso del régimen monetario o arreglos financieros de largo plazo;

-Ruptura en las negociaciones con agencias multilaterales;

-Bancarrotas de gran escala o cierre de empresas;

-Rating de los créditos degradado;

-Noticias económicas peores de las esperadas, de créditos, inflación, crecimiento y movidas políticas confusas;

-Tratos o anuncios de imposiciones de controles de capital;

-Renuncias o despidos de altos cargos oficiales

3. Utilizando las series de buenas y malas noticias para cada país, se construyeron dos series de variables dummies. Las cuales se estudian por separado y toman el valor de 1 el día de la noticia y 0 los restantes.

4.Se evita sesgos típicos en la presentación de las noticias por agencias. Se ignoran comentarios de opinión sobre mercados, como "hubo hoy un pesimismo generalizado en los inversionistas". Simplemente se incluyen noticias que entran dentro de las categorías.

5.Noticias que salieron al final del horario laboral fueron asignadas al siguiente día (ver apéndice 3).

En la regresión, se procede primero a realizar la estimación con las variables financieras de las naciones, con sus noticias y otros fundamentos seleccionados. La idea es que las noticias de un país son una proxy para cambios en fundamentos, donde cambios en las noticias de otra nación es un potencial origen de contagio. Posteriormente se estima, para cada nación, sus variables financieras a través de las dummies de ambas naciones, para evaluar el impacto internacional de las noticias internas de un país.

El estudio se realizó en el mercado de valores y de bonos soberanos.

III.6.1 Índice de Valores de Rusia vs. Venezuela

Se estimó la diferencia logarítmica de los índices del mercado de valores de Rusia y Venezuela, a través de sus buenas y malas noticias con los fundamentos seleccionados por Goldfajn y Baig[18] (Tasa de Interés americana, Tipo de cambio nominal del marco en dólares y el índice S&P en el mercado americano). Con el objetivo de estudiar los

[18] Idem.

signos y la importancia de las variables, por esta razón no se efectuó un análisis econométrico exhaustivo.

Se puede observar en el cuadro #19, que para la regresión donde la variable dependiente es el IBVC, las buenas y malas noticias presentan los signos correctos, pero únicamente las malas noticias de Venezuela ayudan a explicar el Índice de Bolsa de Valores de Caracas. El Marco alemán en dólares, así como el índice S&P resultaron también significativos. Un resultado que sugiere evidencia de contagio, es que el signo de las malas noticias de Rusia es el adecuado (negativo) y significativo.

Ambas regresiones del mercado de valores de Moscú (RTSI) presentaron a las dummies de las buenas y malas noticias con los signos esperados y significativos, al igual que el Índice S&P. La segunda estimación del RTSI muestra a las malas noticias de Venezuela en forma apropiada en signo y significancia.

Para observar las salidas del estudio realizado en eviews véase en el apéndice 2, los cuadros del 20 al 23.

Cuadro #19. Resultados de la regresión: Mercados de Valores Venezuela (IBVC) y Rusia (RTSI)				
Periodo: Septiembre 1996 - Diciembre 1999				
Variable Dependiente	Indice de Bolsa Valores Caracas (IBVC) en diferencia logarítmica		Indice Bolsa de Valores Moscú (RTSI) en diferencia logarítmica	
Constante	0.0304 0.8723	0.0416 1.19	0.0509 1.1212	0.0526 1.1526
Venezuela dummy - Buenas Noticias	0.0036 0.3753	0.0015 0.1593		-0.0085 -0.6702
Venezuela dummy - Malas Noticias	-0.0224 -3.1524	-0.0201 -2.8096		-0.0144 -1.5473
Rusia dummy - Buenas Noticias		-0.0101 -0.9005	0.0338 2.3311	0.0377 2.5693
Rusia dummy - Malas Noticias		-0.0154 -2.3276	-0.0341 -3.9591	-0.0335 -3.8656
i*	-0.0056 -0.8015	-0.0073 -1.0554	-0.0101 -1.1115	-0.01 -1.1037
DM/U.S (Diferencia Logarítmica)	0.6428 1.6252	0.55 1.3977	-0.3321 -0.6478	-0.3138 -0.6112
Standart & Poors (Diferencia Logarítmica)	0.4344 2.6923	0.4023 2.5096	0.5251 2.5069	0.5165 2.4689
Número de Obs.	217	217	217	217
R2 Ajustado	0.0801	0.0978	0.1009	0.1044

Fuente: Bloomberg; estimación de los autores.

III.6.2 Spreads de Bonos Soberanos de Rusia vs. Venezuela

Se estimó la diferencia logarítmica de los spreads de los bonos soberanos de Rusia y Venezuela, a través de sus buenas y malas noticias con los fundamentos seleccionados por Goldfajn y Baig[19] (Tasa de Interés americana, Tipo de cambio nominal del marco en dólares y El índice S&P en el mercado americano). Con el objetivo de estudiar los signos y la importancia de las variables, por esta razón no se efectúa un

[19] Idem.

análisis econométrico exhaustivo. Se puede observar en el cuadro #24, que para el estudio de los Spreads de Venezuela resultaron significativos y con el signo correcto, en ambas estimaciones, la tasa de interés americana (con signo negativo), lo que implica que aumentos esta conducen a disminuciones del spread; Y en la segunda estimación, las malas noticias en Rusia.

En el estudio de los Spreads de Rusia, resultaron significativos y con el signo correcto en ambas estimaciones, la tasa de interés americana (con signo negativo), lo que implica que aumentos en esta conducen a disminuciones del spread, al igual que el marco alemán (con signo negativo), lo que implica que a medida que se devalúa el marco los spread Rusos disminuyen. En la segunda estimación resultó significativo y con signo correcto (negativo) el Mercado de valores de Moscú, lo que implica que aumentos en el RTSI disminuyen el spread de los Eurobonos Rusos.

Según los modelos estimados de variables dummies, tanto para los índices de valores, como para los spreads de Venezuela, se puede aceptar la existencia de contagio dado que para ambas regresiones, las malas noticias de Rusia son significativas con el signo esperado (negativo).

Cuadro #24. Resultados de la regresión: Spreads de Venezuela (SPVZ) y Rusia (SPRA)				
Periodo: Septiembre 1996 – Diciembre 1999				
Variable Dependiente	Spread de Venezuela (SPVZ) en diferencia logarítmica		Spread de Rusia (SPRA) en diferencia logarítmica	
Constante	221.5444 17.8656	225.29 17.784	24.6321 10.1335	25.67 10.623
Venezuela dummy - Buenas Noticias	-2.6708 -0.765	-3.2927 -0.9317		-0.5893 -0.8743
Venezuela dummy - Malas Noticias	-2.2722 -0.8965	-2.84 -1.0761		-0.633 -0.1259
Rusia dummy - Buenas Noticias		2.9643 0.7182	0.2944 0.3786	0.6302 0.8007
Rusia dummy - Malas Noticias		-3.2673 -1.3046	0.5247 1.1387	0.0101 0.0213
i*	-35.0508 -14.0692	-35.726 -14.094	-2.7015 -5.543	-2.8967 -5.9914
DM/U.S (Diferencia Logarítmica)	68.7099 0.48876	65.849 0.4621	-46.402 1.6922	-48.631 -1.7894
Standart & Poors (Diferencia Logarítmica)	32.4323 0.5655	42.05 0.7092	-12.0066 -1.0716	-4.2546 -0.3762
Vzla Mcdo de Valores (Diferencia logarítmica)		-20.625 -0.8261		-5.7477 -1.207
Rusia Mcdo de Valores (Diferencia Logarítmica)		-8.608 -0.4499		-10.989 -3.0114
Número de Obs.	217	217	217	217
R2 Ajustado	0.4775	0.4743	0.1781	0.1419

Fuente: Bloomberg; estimación de los autores.

Para observar las salidas del estudio realizado en eviews, véase el apéndice 2, cuadros del 25 al 28.

III.7 Modelo VAR

III.7.1 Índice de Valores de Rusia vs. Venezuela

El modelo utilizó dos variables, el Índice de la Bolsa de Valores Caracas (IBVC) y el Índice de Bolsa de Valores Moscú (RTSI).

Se divide la data de la siguiente manera: período de tranquilidad y período de crisis.

Período de Tranquilidad

Para estimar un modelo VAR se requiere que las series de tiempo sean estacionarias. Para ello se realizó la prueba de Raíz Unitaria (Ver apéndice 2, cuadros 29 - 30), y se obtuvo que las variables (IBVC, RTSI) son estacionarias en primera diferencia, es decir, integradas de primer orden. El análisis de estacionariedad incluye el descarte de autocorrelación por: la prueba LM y por los estadísticos Q de Box-Pierce y Ljung-Box.

El estadístico Q puede ser usado para probar la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes de autocorrelación (ρ_k) son simultáneamente iguales a cero.

Prueba Box-Pierce: $\mathbf{Q = T\sum_{i=1}^{k} r^2(i)}$ $\qquad$ $Q \sim \chi^2(k)$

Si $Q_{cal} > \chi^2(k)$ Existe autocorrelación conjunta de orden k. No todos los coeficientes de autocorrelación (ρ_k) son cero o ninguno lo es estadísticamente. Esto evidencia precedencia de autocorrelación de orden superior a 1.

Prueba Ljung-Box: $\mathbf{Q = T(T+2)\sum_{i=1}^{k} \frac{r^2(i)}{T-K}}$ $\qquad Q \sim \chi^2(k)$

Si $Q_{cal} > \chi^2(k)$ Se acepta que por lo menos una autocorrelación no es cero. En este caso sería autocorrelación de orden superior a 1.

Para el calculo del numero óptimo de rezagos que debe incluirse en el modelo VAR se utilizó el Criterio Generalizado de Akaike (AIC) y el criterio de Schwarz (SC). A través de estos criterios, la conclusión es que el numero óptimo de rezagos es uno (ver apéndice 2, cuadros 31 a 32).

El AIC y el SC tienen un propósito similar al R^2 ajustado en el sentido que recompensan buenos ajustes pero penaliza las perdidas de grados de libertad. El AIC para un sistema multivariante es:

$$AIC(n) = \ln[Det.\Omega_n] + \frac{2(M^2.N + M)}{T} \quad \rightarrow \quad \mathbf{AIC = \ln|\Omega| + \frac{2k}{T}}$$

Ω_n: Matriz VAR-COV de residuos de la ecuación del modelo VAR.

M: Numero de Variables endógenas del VAR, Numero de ecuaciones en el VAR o el número de constantes en el VAR.

N: Número de rezagos.

T: Número de Observaciones.

$(M^2.N+M) = k$: Numero de parámetros a estimar o numero de coeficientes en el VAR.

$M^2.N$: Numero de Coeficientes variables rezagadas.

El Programa Eviews, calcula el Criterio de Akaike, corregido a través del valor de Log-Likelihood que se computa asumiendo una distribución normal multivariante (Gaussian) como:

$$\mathbf{AIC} = -\frac{2\ell}{\mathbf{T}} + \frac{2\mathbf{k}}{\mathbf{T}}$$

Donde:

$$\ell = -\frac{\mathbf{Tm}}{2}(1 + \ln(2\pi)) - \frac{\mathbf{T}}{2}\ln|\Omega|$$

Calculo del Criterio de Schwartz (SC), corregido a través del valor de Log-Likelihood que se computa asumiendo una distribución normal multivariante (Gaussian) como:

$$\mathbf{SC} = -\frac{2\ell}{\mathbf{T}} + \frac{\mathbf{k}\ln\mathbf{T}}{\mathbf{T}}$$

Donde:

$$\ell = -\frac{\mathbf{Tm}}{2}(1 + \ln 2\pi) - \frac{\mathbf{T}}{2}\ln|\Omega|$$

La prueba de exogeneidad en bloque, verifica si los rezagos de las otras variables endógenas del sistema entran en forma significativa en una ecuación dada. En otras palabras, determina si una variable cualquiera es explicada o no por otras variables del sistema, sino es

exógena. Esto se realiza a través del calculo de un F estadístico, a partir de la corrida de la ecuación de una variable con su rezago(s) y de otra corrida de la misma variable con rezago(s) de ella misma y de otras variable(s).

$$F_{CAL} = \frac{(SCR1 - SCR2)/(g.l.1 - g.l.2)}{SCR2 / g.l.2}$$

Si $F_{CAL} > F_{Critico}$ → El coeficiente es estadísticamente distinto de cero → Variable Endógena.

Para Verificar sus resultados se utilizó:

Criterio de Akaike Simple (AIC). Se utiliza para comparar modelos, para saber cual es la mejor especificación.

Consiste en Minimizar: $\mathbf{Min.Ln}\left[\frac{\mathbf{SCR}}{\mathbf{T}}\right] + \frac{\mathbf{2k}}{\mathbf{T}}$

El Programa Eviews, calcula el Criterio de Akaike, corregido a través del valor de Log-Likelihood que se computa asumiendo que los errores están distribuidos normalmente, este evalúa los valores estimados de los coeficientes, así:

$$\mathbf{AIC} = -\frac{2\ell}{\mathbf{T}} + \frac{\mathbf{2k}}{\mathbf{T}}$$

Donde:

$$\ell = -\frac{\mathbf{T}}{2}(1 + \ln(2\pi) + \ln(\frac{\mathbf{SCR}}{\mathbf{T}})$$

Criterio de Schwartz. Criterio de selección de modelos similar a AIC simple. Es mejor el AIC simple para muestras más grandes, este posee mejores propiedades para muestras más pequeñas.

Consiste en Minimizar: $\mathbf{Min.Ln}\left[\frac{\mathbf{SCR}}{\mathbf{T}}\right]+\frac{\mathbf{k}\ln\mathbf{T}}{\mathbf{T}}$

El Programa Eviews, calcula el Criterio de Schwartz, corregido a través del valor de Log-Likelihood que se computa asumiendo que los errores están distribuidos normalmente, este evalúa los valores estimados de los coeficientes, así:

$$\mathbf{SC}=-\frac{2\ell}{\mathbf{T}}+\frac{\mathbf{k}\ln\mathbf{T}}{\mathbf{T}}$$

Donde:

$$\ell=-\frac{\mathbf{T}}{2}(1+\ln(2\pi)+\ln(\frac{\mathbf{SCR}}{\mathbf{T}})$$

Se obtuvo que el IBVC es una variable exógena y el RTSI es una variable endógena (Ver apéndice 2, cuadro 33)

La prueba de causalidad de Granger (caso especial de la prueba de exogeneidad en bloque). Es una prueba que determina el orden de precedencia (cual ocurre primero) de las variables. Se elabora entre 2 variables, dado que es importante saber el orden con el que se afectan las variables. Verifica si X causa a Y en el Sentido de Granger. El resultado de la prueba mostró (cuadro 34) que el IBVC es la variable

exógena del modelo y la RTSI es la endógena, y que el orden de precedencia es el siguiente: IBVC → RTSI.

Calculada la prueba de cointegración de Yohansen (ver apéndice 2, cuadro 35), queda establecido que hay 2 vectores de cointegración al 1%, dado que Likelihood Ratio > Valor Critico al 1%.

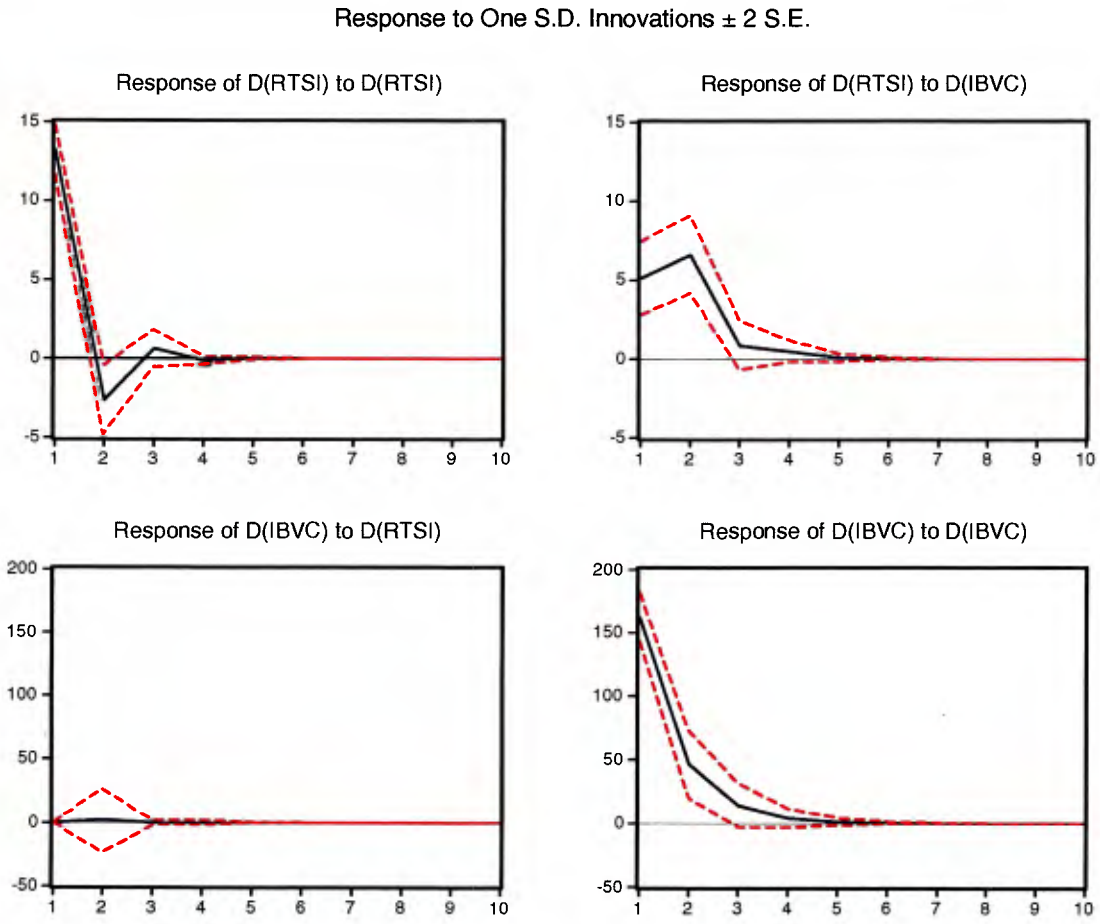
Por ultimo, se procedió a calcular el modelo VAR con problemas de identificación, dado que una variable exógena (IBCV) no debería tener una ecuación en el modelo VAR, considerando a ambas variables endógenas[20], con el fin de evaluar las respuestas de un mercado a otro, se estima el modelo VAR. Confirmada su estabilidad (la trayectoria convergente del parámetro al estimador), a través de los coeficientes de las variables rezagadas (ver apéndice 2, cuadro 36), se estimó la Función Impulso Respuesta. La descomposición de varianza no se realiza dado que el sistema no esta identificado, y esto implica que su salida no tenga ninguna interpretación estructural.

[20] Al igual que Goldfajn, I y Baig, T.(1999) en "Financial Market Contagion in the Asian Crises" y (2000) en "The Russian Default and the contagion to Brazil".

Gráfico #9. Funciones Impulso Respuesta

Período de Tranquilidad

(11/09/1997 – 31/03/1998)



Según el gráfico anterior

Una innovación en el Índice de la Bolsa de Valores Caracas (IBVC), tiende a estimular al Índice de Bolsa de Moscú en el corto plazo dado que el efecto solo dura cinco días y tiende a incrementarse el segundo día, donde los dos primeros el efecto es significativo.

Una innovación en el Índice de Bolsa de Valores Moscú (RTSI), no tiene efectos instantáneos, el efecto se da el segundo día y es significativo, desapareciendo el quinto día. Y esto se puede justificado por la diferencia entre los husos horarios que esta representa por 10 horas de adelanto de Rusia con respecto a Venezuela.

Período de Crisis

Para estimar un modelo VAR se requiere que las series de tiempo sean estacionarias. Se aplicó la prueba de Raíz Unitaria (Ver apéndice 2, cuadros 37-38), quien mostró a las variables (IBVC, RTSI) como estacionarias en primera diferencia, es decir integradas de primer orden. El análisis de estacionariedad incluye el descarte de autocorrelación por: La prueba LM y por los estadísticos Q de Box-Pierce y Ljung-Box (con un procedimiento análogo al período de tranquilidad).

Se calculó del numero óptimo de rezagos que debe incluirse en el modelo VAR utilizando el Criterio Generalizado de Akaike (AIC) y el criterio de Schwarz (SC). Aplicando estos criterios se determinó que el número óptimo de rezagos es dos (ver apéndice 2, cuadros 39-41).

La prueba de exogeneidad en bloque, el cual verifica si los rezagos de las otras variables endógenas del sistema entran en forma significativa en una ecuación dada. En otras palabras, determina si una

variable cualquiera es explicada o no por otras variables del sistema, sino es exógena. Esto se realiza a través del calculo de un F estadístico, a partir de la corrida de la ecuación de una variable con su rezago(s) y de otra corrida de la misma variable con rezago(s) de ella misma y de otras variable(s). Procediendo en forma análoga al período de tranquilidad. El resultado indica que el IBVC es una variable exógena y el RTSI es una variable exógena (Ver apéndice 2, cuadro 42)

La prueba de causalidad de Granger (caso especial de la prueba de exogeneidad en bloque), es una prueba que determina el orden de precedencia (cual ocurre primero) de las variables. Se elabora entre 2 variables, dado que es importante saber el orden con el que se afectan las mismas. Verifica si X causa a Y en el sentido de Granger. El resultado de la prueba mostró (cuadro 43) que el IBVC es la variable exógena del modelo y la RTSI es la menos exógena, y que el orden de precedencia es el siguiente: RTSI → IBVC.

Se procedió a Calcular la prueba de cointegración de Yohansen (ver apéndice 2, cuadro 44), determinando que hay 2 vectores de cointegración al 1%, dado que Likelihood Ratio > Valor Critico al 1%.

Por ultimo, se estimó el modelo VAR con problemas de identificación, dado que existen dos variables exógenas (RTSI), se

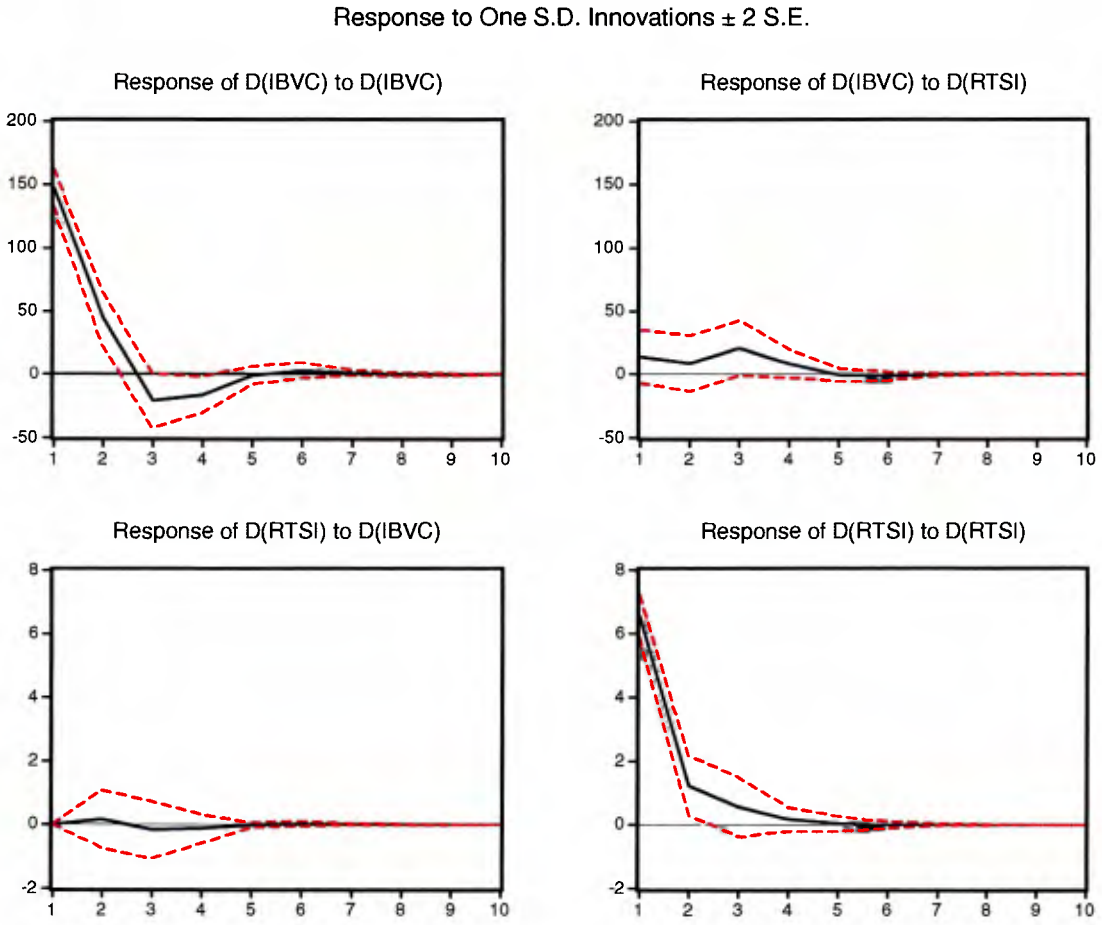
termina considerando a ambas variables endógenas[21], con el fin de evaluar las respuestas de un mercado a otro, se realizo el VAR. Confirmada su estabilidad (ver apéndice 2, cuadro 45), se obtuvo la FIR. La descomposición de varianza no se realiza dado que el sistema no esta identificado, esto implica que su salida no tenga ninguna interpretación estructural.

[21] Idem.

Gráfico #10. Funciones Impulso Respuesta

Período de Crisis

(1/04/1998 – 31/12/1998)



Una innovación en el Índice de la Bolsa de Valores Caracas (IBVC), no tiene efectos instantáneos, el efecto se da el segundo día y es significativo, desapareciendo el séptimo día.

Una innovación en el Índice de Bolsa de Valores Moscú (RTSI), tiene un impacto instantáneo en el Índice de la Bolsa de Valores Caracas (IBVC), el cual es significativo durante los primeros seis días, incrementándose el tercer día y desapareciendo casi completamente el décimo día.

Observando la respuesta del IBVC en el período de tranquilidad y contrastándola con la del período de crisis, se sospecha la existencia de contagio dado el cambio en la magnitud y la dirección del RTSI al introducir una innovación (del período de tranquilidad al de crisis)[22].

III.7.2 Spreads de Bonos Soberanos de Rusia vs. Venezuela

El modelo utiliza dos variables, El Spread de los Bonos Globales 27 de Venezuela (SPVZ) y el Spreads de los Rusia Eurobond (SPRA).

Se divide la data de la siguiente manera: período de tranquilidad y período de crisis.

Período de Tranquilidad

Para estimar un modelo VAR se requiere que las series de tiempo sean estacionarias. Estimada la prueba de Raíz Unitaria (Ver apéndice

[22] Para este análisis se adoptó la noción del LP y CP, a la rigidez de los factores en los mercados financieros. Considerando como CP a un período que tiene una duración de 10 días aproximadamente.

2, cuadros 46-47), se determinó que las variables (IBVC, RTSI) son estacionarias en primera diferencia, es decir, integradas de primer orden. El análisis de estacionariedad incluye el descarte de autocorrelación por: la prueba LM y los estadísticos Q de Box-Pierce y Ljung-Box (con un procedimiento análogo al período de tranquilidad, del Modelo VAR del Índice de Valores de Rusia Vs. Venezuela).

El número óptimo de rezagos que debe incluirse en el modelo VAR con el Criterio Generalizado de Akaike (AIC) y el criterio de Schwarz (SC), donde con estos criterios se llego a la conclusión que el número óptimo es dos (ver apéndice 2, cuadros 48 -50).

La prueba de exogeneidad en bloque, verifica si los rezagos de las otras variables endógenas del sistema entran en forma significativa en una ecuación dada. En otras palabras, determina si una variable cualquiera es explicada o no por otras variables del sistema, sino es exógena. Esto se realizó a través del calculo de un F estadístico, a partir de la corrida de la ecuación de una variable con su rezago(s) y de otra corrida de la misma variable con rezago(s) de ella misma y de otras variable(s). Procediendo en forma análoga al período de tranquilidad, se obtuvo que el SPVZ es una variable exógena y el SPRA es una variable Endógena (Ver apéndice 2, cuadro 51)

La prueba de causalidad de Granger (caso especial de la prueba de exogeneidad en bloque). Es una prueba que determina el orden de precedencia (cual ocurre primero) de las variables. Se elabora entre 2 variables, dado que es importante saber el orden con el que se afectan las variables. Verifica si X causa a Y en el Sentido de Granger. El resultado de la prueba mostró (cuadro 52) que el SPVZ es la variable exógena del modelo y el SPRA es la variable endógena, y que el orden de precedencia es el siguiente: SPVZ → SPRA.

Aplicada la prueba de cointegración de Yohansen (ver apéndice 2, cuadro 53), se determinó que hay 2 vectores de cointegración al 1%, dado que Likelihood Ratio > Valor Critico al 1%.

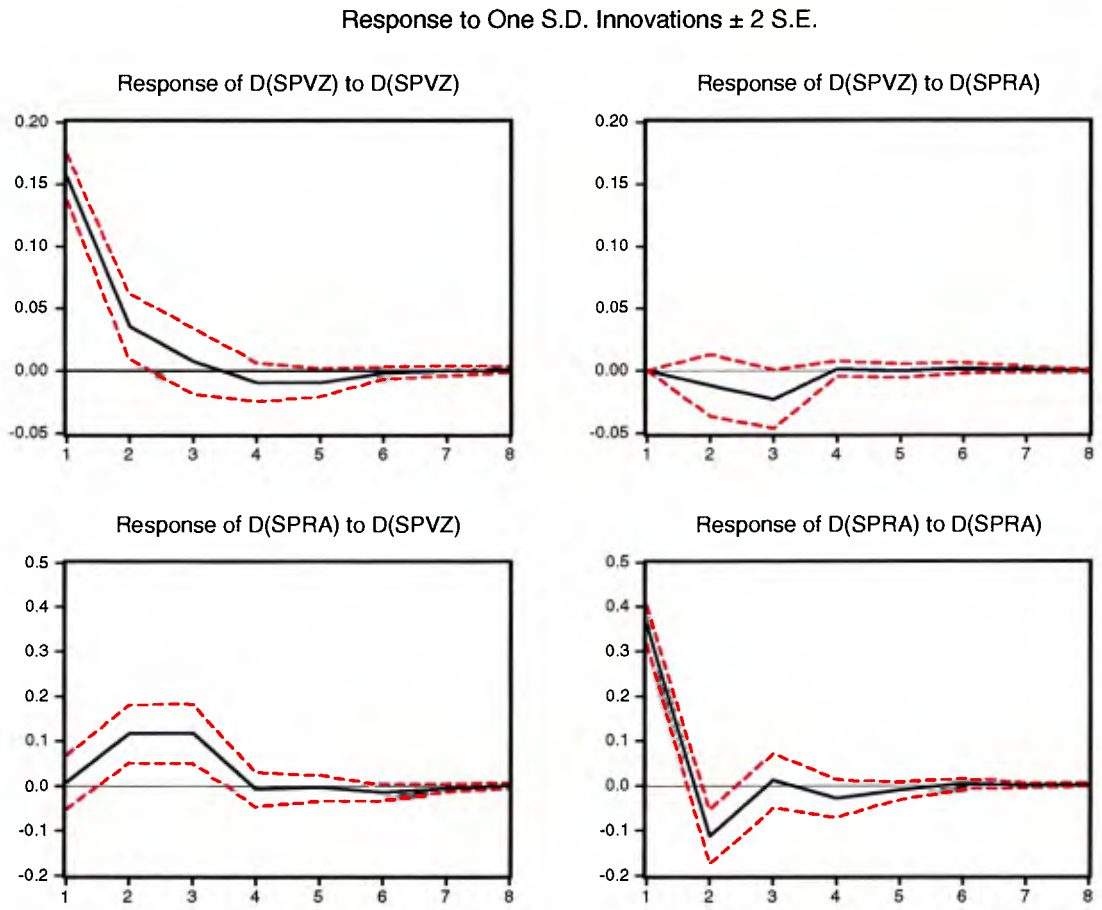
Por último, se procedió a calcular el modelo VAR con problemas de identificación, dado que existe una variable exógena (SPVZ), se termina considerando a ambas variables endógenas[23], con el fin de evaluar las respuestas de un mercado a otro, se estima el VAR.
Confirmada su estabilidad (ver apéndice 2, cuadro 54), se estima la FIR. La descomposición de varianza no se realiza dado que el sistema no esta identificado, esto implica que su salida no tenga ninguna interpretación estructural.

[23] Al igual que Goldfajn, I y Baig, T.(1999) en "Financial Market Contagion in the Asian Crises" y (2000) en "The Russian Default and the contagion to Brazil".

Gráfico #11. Funciones Impulso Respuesta

Período de Tranquilidad

(11/09/1997 – 31/03/1998)



Un Shock en el Spread de los Rusia Eurobond (SPRA), no tiene efectos instantáneos sobre el Spread de Venezuela (SPVZ), el efecto se

da los próximos dos días, sin ser significativos, con leves efectos negativos que desaparecen el octavo (día).

Un Shock en el Spread de Venezuela (SPVZ), no tiene efectos instantáneos sobre el SPRA, el efecto es positivo y se da con más fuerza el segundo y el tercer día, sin ser significativos, desapareciendo en el décimo período.

Período de Crisis

Para estimar un modelo VAR se requiere que las series de tiempo sean estacionarias. La prueba de Raíz Unitaria (Ver apéndice 2, cuadros 55 -56), obtuvo que las variables (IBVC, RTSI) son estacionarias en primera diferencia, es decir integradas de primer orden. El análisis de estacionariedad incluye el descarte de autocorrelación por: la prueba LM y por los estadísticos Q de Box-Pierce y Ljung-Box (con un procedimiento análogo al período de tranquilidad, del Modelo VAR del Índice de Valores de Rusia Vs. Venezuela).

El número óptimo de rezagos que debe incluirse en el modelo VAR utilizando el Criterio Generalizado de Akaike (AIC) y el criterio de Schwarz (SC). Utilizando estos criterios se determinó que el número óptimo de rezagos es uno (ver apéndice 2, cuadros 57 - 58).

Posteriormente se realiza la prueba de exogeneidad en bloque, el cual verifica si los rezagos de las otras variables endógenas del sistema entran en forma significativa en una ecuación dada. En otras palabras,

determina si una variable cualquiera es explicada o no por otras variables del sistema, sino es exógena. Esto se realizó a través del calculo de un F estadístico, a partir de la corrida de la ecuación de una variable con su rezago(s) y de otra corrida de la misma variable con rezago(s) de ella misma y de otras variable(s). Procediendo en forma análoga al período de tranquilidad. Se obtuvo que el SPVZ es una variable exógena y el SPRA es una variable Endógena (Ver apéndice 2, cuadro 59)

Se realizó la prueba de causalidad de Granger (caso especial de la prueba de exogeneidad en bloque). Es una prueba que determina el orden de precedencia (cual ocurre primero) de las variables. Se elabora entre 2 variables, dado que es importante saber el orden con el que se afectan las variables. Verifica si X causa a Y en el Sentido de Granger. El resultado de la prueba mostró (cuadro 60) que el SPRA es la variable endógena del modelo y la SPVZ es la exógena, y que el orden de precedencia es el siguiente: SPVZ → SPRA.

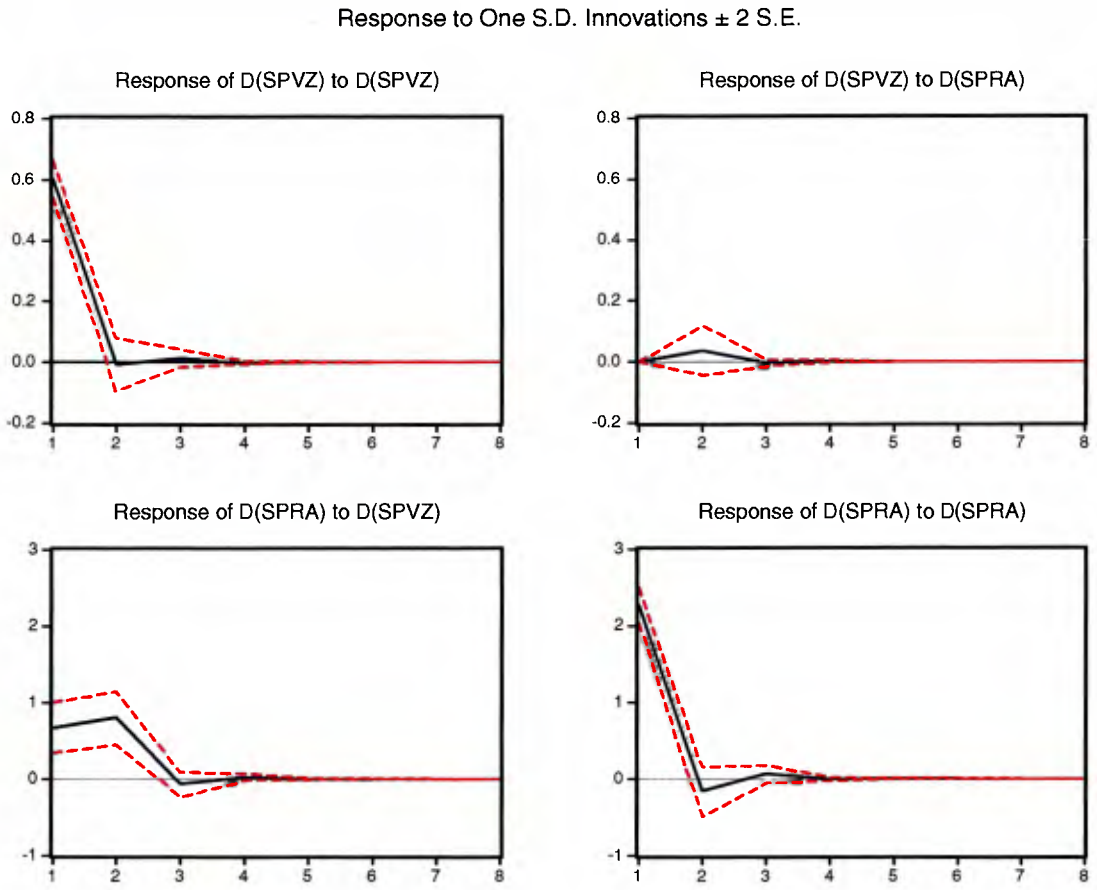
Calculado la prueba de cointegración de Yohansen (ver apéndice 2, cuadro 61), queda determinado que hay 2 vectores de cointegración al 1%, dado que Likelihood Ratio > Valor Critico al 1%.

Por último, se procedió a calcular el modelo VAR con problemas de identificación, dado que existe una variable exógena (RTSI), se terminó considerando a ambas variables endógenas, con el fin de evaluar las respuestas de un mercado a otro, se estima el VAR. Confirmada su estabilidad (ver apéndice 2, cuadro 62), se estima la Función Impulso Respuesta. La descomposición de varianza no se realiza dado que el sistema no esta identificado, esto implica que su salida no tenga ninguna interpretación estructural.

Gráfico #12. Funciones Impulso Respuesta

Período de Crisis

(1/04/1998 – 31/12/1998)



Un Shock en el Spread de los Rusia Eurobond (SPRA), no tiene efectos instantáneos sobre el Spread de Venezuela (SPVZ), el efecto se da el segundo día, sin ser significativo, con leves efectos negativos que desaparecen el quinto (día).

Un Shock en el Spread de Venezuela (SPVZ), tiene efectos instantáneos sobre el SPRA, el efecto es positivo con tendencia a incrementarse el segundo día y se da con más fuerza el tercer día, los efectos sin ser significativos tienden a desaparecer el sexto (día).

Comparando las respuestas del Spread de Venezuela, en los distintos períodos frente a una innovación en el Spread de los Russian Eurobond (SPRA). Se tiene que los efectos no son significativos, así como el cambio en las direcciones y su duración que permite descartar la existencia de contagio.

III.8 Prueba de Causalidad de Granger

Para realizar este estudio es necesario entender los criterios empleados. Se emplea la prueba de raíz unitaria para determinar la estacionariedad de las variables, la cual esta caracterizada (estacionariedad) por tener a la media como una función independiente del tiempo, a su varianza como constante e independiente del tiempo y a la covarianza como función de los elementos del proceso y nunca del tiempo.

El descarte por autocorrelación se efectúa después de demostrar que los residuos de la prueba no están correlacionados.

Para seleccionar él numero óptimo de rezagos se utiliza el Criterio de Akaike simple y el Criterio de Schwarz, los cuales son indicadores de la especificación del modelo dado que recompensan buenos ajustes pero penalizan la perdida de grados de libertad.

Prueba de exogeneidad en bloque, verifica si los rezagos de las otras variables endógenas del sistema entran en forma significativa en una ecuación dada. En otras palabras, determina si una variable cualquiera es explicada o no por otras variables del sistema, sino es

exógena. Esto se realizó a través del calculo de un F estadístico, a partir de la corrida de la ecuación de una variable con su(s) rezago(s) y de otra corrida de la misma variable con rezago(s) de ella misma y de otras variable(s).

La causalidad de Granger (caso especial de la prueba de exogeneidad en bloque). Es una prueba que determina el orden de precedencia (cual ocurre primero) de las variables. Se elabora entre 2 variables, dado que es importante saber el orden con el que se afectan las variables. Verifica si X causa a Y en el Sentido de Granger.

III.8.1 Mercados de Valores.

El estudio de causalidad se efectúa para determinar el orden de precedencia de las variables, en este estudio se busco la especificación correcta, con el siguiente procedimiento:

1) Se proceso la data en: Período de tranquilidad, Período de Crisis y Ventanas trimestrales para el período de Crisis.

2) La prueba de Raíz Unitaria fue aplicado incluyendo el descarte por autocorrelación a través de la prueba LM (Ver apéndice 2, cuadros 63- 64 para el período 01/04/1998 – 30/06/1998).

3) El numero óptimo de rezagos fue determinado a través del criterio de Akaike y Schwarz (Ver apéndice 2, cuadros 65-66 para el período 01/04/1998 – 30/06/1998).

4) Se aplicó la prueba de Exogeneidad en Bloque (Ver apéndice 2, cuadro 67 para el período 01/04/1998 – 30/06/1998).

5) Fue realizada la prueba de Causalidad de Granger (Ver apéndice 2, cuadro 68 para el período 01/04/1998 – 30/06/1998).

6) Procediendo en forma análoga para los otros períodos, se presenta la prueba de Exogeneidad en Bloque y la prueba de causalidad de Granger (Ver apéndice 2, cuadros 69 - 92 para el período 01/04/1998 – 30/06/1998).

Cuadro #93. Prueba de Causalidad de Granger. Mercado de Valores			
Período	Fecha		Causalidad
Tranquilidad	11/09/1997 - 31/03/1998	A	IBVC → RTSI
Crisis	01/04/1998 - 31/12/1998	B	RTSI → IBVC
Ventana de tres meses	01/04/1998 - 30/06/1998	B	IBVC → IBVC
	01/05/1998 - 31/07/1998		Indeterminado
	01/06/1998 - 31/08/1998	A	RTSI → IBVC
	01/07/1998 - 30/09/1998	M	RTSI → IBVC
	03/08/1998 - 30/10/1998	A	RTSI → IBVC
	01/09/1998 - 30/11/1998		Indeterminado
	01/10/1998 - 31/12/1998		Indeterminado
	02/11/1998 - 29/01/1999	M	IBVC → RTSI
	01/12/1998 - 26/02/1999		Indeterminado
	01/01/1999 - 31/03/1999	B	IBVC→ RTSI
	01/02/1999 - 30/04/1999	M	RTSI → IBVC
	01/03/1999 - 31/05/1999		Indeterminado
	01/04/1999 - 30/06/1999	B	IBVC ↔ RTSI

Fuente: Bloomberg; estimación de los autores.
La causalidad se clasifico así: Alta (1-5%), Media (5-10%) y Baja (10-20%).

Dado el cuadro adjunto se puede concluir que existe evidencia de contagio, principalmente porque la causalidad entre el período de tranquilidad y de crisis cambia considerablemente, prueba de esto es que en el período de crisis la probabilidad de que Rusia cause a Venezuela es 82,63%. Lo cual aunado a que las tres principales ventanas que toman en cuenta el día en que Rusia declaro la moratoria y devalúo el rublo (el 17 de agosto), muestran una causalidad del Mercado de Valores de Rusia al de Venezuela de 99,19% 94,51% y 98,47% respectivamente.

Nota: Para los resultados del período de tranquilidad, véase apéndice 2, Cuadros (29 -34) y para el resultado del período de crisis, véase el apéndice 2, cuadros (37 –43)

III.8.2 Mercados de Bonos

El estudio de causalidad se efectúa para determinar el orden de precedencia de las variables, en este estudio se busco la especificación correcta, con el siguiente procedimiento:

1) Se proceso los datos en: Período de tranquilidad, Período de Crisis y Ventanas trimestrales para el período de Crisis.

2) La prueba de Raíz Unitaria fue aplicada incluyendo el descarte por autocorrelación a través de la prueba LM (Ver apéndice 2, cuadros 94 -95 para el período 01/04/1998 – 30/06/1998).

3) El número óptimo de rezagos fue determinado a través del criterio de Akaike y Schwarz (Ver apéndice 2, cuadros 96 - 97 para el período 01/04/1998 – 30/06/1998).

4) Se aplicó la prueba de Exogeneidad en Bloque (Ver apéndice 2, cuadro 98 para el período 01/04/1998 – 30/06/1998).

5) Fue realizada la prueba de Causalidad de Granger (Ver apéndice 2, cuadro 99 para el período 01/04/1998 – 30/06/1998).

6) Procediendo en forma análoga para los otros períodos, se presenta la prueba de Exogeneidad en Bloque y la prueba de causalidad de

Granger (Ver apéndice 2, cuadros 100- 123 para el período 01/04/1998 – 30/06/1998).

Cuadro #124. Prueba de Causalidad de Granger. Mercado de Bonos			
Período	Fecha		Causalidad
Tranquilidad	11/09/1997 - 31/03/1998	A	SPVZ → SPRA
	11/09/1997 – 31/03/1998	B	SPVZ → SPRA
Crisis	01/04/1998 - 31/12/1998	A	SPVZ → SPRA
Ventana de tres meses	01/04/1998 – 30/06/1998	A	SPVZ → SPRA
	01/05/1998 – 31/07/1998	B	SPVZ ↔SPRA
	01/06/1998 – 31/08/1998	A	SPVZ ↔SPRA
	01/07/1998 – 30/09/1998	A	SPVZ → SPRA
	01/07/1998 – 30/09/1998	B	SPRA→ SPVZ
	31/07/1998 – 30/10/1998	A	SPVZ → SPRA
	01/09/1998 - 30/11/1998		Indeterminado
	01/10/1998 - 31/12/1998	M	SPRA → SPVZ
	30/10/1998 - 29/01/1999		Indeterminado
	01/12/1998 - 26/02/1999	B	SPRA → SPRA
	01/01/1999 - 31/03/1999	M	SPRA → SPRA
	01/02/1999 - 30/04/1999	B	SPRA → SPRA
	01/03/1999 - 31/05/1999		Indeterminado
	01/04/1999 - 30/06/1999		Indeterminado

Fuente: Bloomberg: estimación de los autores.
La causalidad se clasifico así: Alta (1-5%), Media (5-10%) y Baja (10-20%).

Dado el cuadro adjunto se puede concluir la evidencia de contagio con cierta sospecha, principalmente porque la causalidad entre el período de tranquilidad y de crisis no cambia en la dirección correcta. Por otro lado, dos de las tres principales ventanas que toman en cuenta el día en que Rusia declaró la moratoria y devalúo el rublo (el 17 de agosto), muestran una causalidad del Spread Ruso al de Venezuela de 99,90% y 83,81% respectivamente. También se puede observar que en las últimas ventanas se mantiene dicha tendencia (SPRA → SPVZ).

Nota: Para los resultados del período de tranquilidad, véase apéndice 2, cuadros (46 -52), y para el resultado del período de crisis, véase el apéndice 2, cuadros (55 -60).

CONCLUSIONES

Durante 1998 la economía venezolana resultó adversamente afectada por el desenvolvimiento desfavorable de la economía mundial y las turbulencias de los mercados financieros internacionales. La caída de los precios del petróleo llevo a empeorar las cuentas fiscales y externas, lo cual perjudicó la apreciación de los agentes económicos respecto al país. De igual forma, el desarrollo del proceso electoral influyo perjudicialmente en las expectativas, pues esto al igual que las crisis internacionales perturbó los mercados.

En este proyecto de investigación se obtuvieron resultados que apoyan y estudian la existencia de un posible efecto de contagio en Venezuela proveniente de Rusia.

Primero: en el estudio del coeficiente de correlación se obtuvo, para la relación de los índices de bolsa de valores, que no hubo un cambio significativo durante el periodo de la crisis de la devaluación Rusa. Esto significa que no hay evidencia de contagio en este mercado, según este modelo. Ello puede ser sustentado a priori, en que la Bolsa de Valores de Caracas es un mercado emergente cuya magnitud no ha

permitido que los inversionistas internacionales se vean interesados en este. En cambio para el estudio de correlación de los spread de los bonos soberanos de ambos países, sí se consiguió evidencia del efecto contagio durante este periodo de crisis. Lo cual es debido a que este mercado tiene mayor alcance internacional, y puede verse en el índice de *spreads* de bonos soberanos de las economías emergentes (EMBI+), producido por JPMorgan.

Segundo: desde el punto de vista del estudio de la regresión de flujo de capitales, lo más importante es que la tasa de interés doméstica ajustada por expectativas de devaluación, la diferencia de la inflación, y el gasto fiscal explican los flujos de capitales en Venezuela. En este estudio de baja frecuencia (trimestral), se puede interpretar, a través de las variables dummies, que la crisis de la devaluación Rusa no tuvo efectos significativos en los flujos de capitales en el mediano y largo plazo para Venezuela.

Tercero: a través del estudio de la regresión de variables dummies, el índice de la Bolsa de Valores de Caracas es explicado por las malas noticias de Venezuela y Rusia, al igual que por el tipo de cambio del marco alemán en dólares y el índice S&P 500. Se observó que el tipo de cambio del marco alemán a dólares es significativo porque se sabe que los bancos alemanes tenían grandes inversiones en Rusia y que fueron

afectados por su crisis. Las malas noticias rusas sugieren la existencia del efecto contagio, pues el signo es negativo y significativo.

En cuanto a los Spread de los Bonos existe evidencia de contagio dado que las noticias de Rusia son significativas al explicarlos.

Cuarto: en la prueba de Causalidad de Granger del mercado de valores se obtuvo evidencia del efecto contagio al aumentar de manera significativa la causalidad entre el periodo de tranquilidad y de crisis; Es decir, que existe evidencia de que hay efectos de la crisis Rusa a Venezuela.

En cuanto al mercado de "Spread" de los Bonos Soberanos, se consigue resultados débiles del efecto contagio, pues la causalidad entre el periodo de tranquilidad y de crisis no cambia ni en la dirección correcta ni en la magnitud, de manera importante.

Quinto: el modelo de Vectores Autorregresivos (VAR), en el caso de la Bolsa de Valores, sugiere la existencia del efecto contagio con una función impulso-respuesta significativa en Venezuela al introducir una innovación en Rusia. Continuando su coherencia al mostrarse en el periodo de Crisis.

Finalmente, por todo lo anterior, se llega a la conclusión de que si existió un efecto que partió de la crisis Rusa y afectó a Venezuela, el cual está definido dentro del marco de la interdependencia.

Puede hablarse entonces que Venezuela posee características particulares que hacen que la hipótesis de este estudio, de la existencia del efecto contagio, sean rechazadas. Como lo es su característica de monoproductor petrolero, donde al igual que Rusia dependen significativamente de los precios de este producto y para la época este mercado estaba pasando por un momento difícil. Además de lo anterior, el proceso electoral que se estaba llevando a cabo en esos momentos estaba atando a Venezuela a un ambiente de incertidumbre.

Por estas razones se abre la oportunidad para que estudios futuros busquen explicar y comprender los aspectos referentes al mercado petrolero y el ambiente político como factores explicativos del comportamiento de los mercados en Venezuela, así como buscar obtener otros canales de transmisión que justifiquen la relación entre los países.

BIBLIOGRAFÍA

- Abeysinghe, T. (1999) "Thai Meltdown and Transmission of Recession within ASEAN4 and NIE4"
- Bhattacharya, A., Claessens, S., Ghosh, S., Hernandez, L. y Alba, P. (1998) "Voltily and Contagion in Financially-Integrated World: Lessons from East Asia's Experience", CEPR.
- Baig, T. y Goldfajn, I. (1999) "Financial Market contagion in the Asian crisis" PUC-Rio Working paper, 400.
- Baig, T. y Goldfajn, I. (2000) "The Russian Default and the contagion to Brazil" PUC-Rio Working paper, 420.
- Barry, E. (1999) "Lending Booms, Reserves ad sustainability of Short-Term Debt: Inferences from the pricing of Syndicated Bank Loans""University of Berkeley and NBER.
- Banco Mundial. (2001) [Página Web en linea].
  Disponible: http://www.worldbank.org/
- Bazdresch, S. y Werner, A. (1999) "Contagion of International Financial Crises: The case of Mexico". World Bank Conference "Contagion: How it Spreads and How IT Can BE Stopped" Washington, D, C, 3 y 4 de Febrero, 2000
- Blanchard, O. "Macroeconomía"
  Editorial Prentice Hall, Primera Edición, año 1997

- Bordo, M. Y Murshid, A. (2000) "Are Financial Crises Becoming Increasingly More Contagious? What is the Historical Evidence on Contagion?" Rutgers University Working Paper.
- Calvo, S. y Reinhart, C. (1996) "Capital Flows to Latin America: Is There Evidence of Contagion Effects?" Forthcoming in Private Capital Flows to Emerging Markets, edited by Goldstein, M. Washington, DC: Institute for International Economics.
- Calvo, G. (1998) "Understanding the Russian Virus with special reference to Latin America"
- Cashin, P., Kumar, M. and McDermott (1995), C. J. "International integration of equity markets and contagion effects" FMI Working Paper WP/96/110.
- Corsetti, G., Pericoli, M., y Sbracia, M. (2001) "Correlation analysis of financial contagion: what one should know before running a test" Banco de Italia.
- De Gregorio, J. And Valdés, R. (1999) "Crisis transmission: Evidence from the debt, tequila and asian flu crises"
- Doukas, J. (1989) "Contagion Effects on Sovereign Interest Rate Spreads" Economics Letters 29(3): 237-41.
- Edwards, S. (2000) "Contagion" University of California, Los Angeles and NBER

- Eichengreen, B., Hale, G., Mody, A. (2000) "Flight to Quality: Investor Risk Tolerance and the Spread of Emerging Market Crises" World Bank
- Eichengreen, B. y Rose, A. (1999) "Contagious Currency Crises: Channels of Conveyance" in T Ito y Krueger, A., Changes in Exchange Rates Rapidly Developing Countries, U. of Chicago Press.
- Eichengreen, B., Rose, A. y Wyplosz (1996) "Contagios Currency Crises" CEPR, Discussion Paper, 1453.
- Enders, W. "Aplied Econometric Time Series", John Wiley and Sons, año 1995.
- Favero, C. y Giavazzi, F. (2000) "Looking for contagion: evidence from the ERM" NBER Working Paper, 7797.
- Fernandez-Arias, E., Hausmann, R. y Rigobon, R. "Financial Contagion in Emerging Markets: Preliminary Notes" Inter American Development Bank
- Forber, K. "The Asian Flu and Russian Virus: Firm-Level evidence on how crises are transmitted internationally".

Working Paper 7807 NBER

- Forbes, K. y Rigobon, R. (1999) "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-movements" NBER Working Paper, 7276.

- Forbes K. y Rigobon, R. (2000) "Contagion in Latin America: Definitions, Measurement, and Policy implications" NBER Working Paper, 7885.
- Gavin, M. y Hausmann R. (1999) "Preventing Crisis and Contagion: Fiscal and Financial Dimensions" Inter-American Development Bank
- Gerstman, B. (1998) "Epidemiology: An Introduction to Classic and Modern Epidemiology"
- Goldstein, M. (1996) "Presumptive Indicators/ Early Warning signals of vulnerability to financial crises in emerging market economies (unpublished; Washington: Institute of International Economics)
- Gujarati, D. "Econometría", Editorial McGraw-Hill, Tercera Edición, año 1997
- Kaminsky, G. y Reinhart, C. (1998) "On Crises, Contagion, and Confusion" University of Maryland and NBER.
- Kaminsky, G. Y Reinhart, C. (1998) "Financial Crises in Asi and Latin America: Then and Now" American Economic Review: Papers and Proceedings, Vol. 88, May 1998, 444-48.
- Kaminsky, G. Y Reinhart, C.(2000) "The Center and the Periphery: Tales of Financial Turmoil" IMF Working Paper.

- Lee. S. H. (1993) "Are the Credit Ratings Assigned by Bankers Based on the Willingness of LDC Borrowers to Repay?" Juarnal of Development Economics 40(2):349-59
- Masson, P. "Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps between Multiple Equilibria" IMF Working Paper, 98142.
- Rigobon, R. (1999) "On the measurement of the international propagation of shocks" NBER Working Paper, 7354.
- Rigobon, R. (2000) "Identification through heteroskedasticity: Measuring "contagion" Between Argentinean and Mexican Sovereign Bonds" NBER Working Paper, 7493.
- Rigobon, R. (2000) "Comments on three papers measuring "contagion": DeGregorio-Valdes, Kaminsky-Reinhart, and Eichengreen-Hale-Mody" Sloan School of Management, MIT and NBER.
- Greene, W. "Análisis Econométrico"
  Editorial Prentice Hall, Tercera Edición, año 1999
- Rigobon, R. (2001) "Contagion: How to measure it?" NBER Working Paper, 8118.
- Sachs, J., y Larrain, F. "Macroeconomía en la Economía Global", Editorial Prentice Hall, Primera Edición, año 1994
- Saunders, A. (1987) "The Inter-Bank Market, Contagion Effects and International Financial Crisis". Edit.In Portes, R.y Swoboda,

A., Threats to International Financial Stability. Cambridge University Press.

- Shiller, R.J. (1989) "Comovements in Stock Prices and Comovements in Divedends" Journal of Finance 44(3): 719-729
- Valdés, R. (1997) "Emerging Markets contagion: evidence and theory" Documentos de Trabajo del Banco Central, Central Bank of Chile.

APÉNDICE 1

APÉNDICE 1. TABLA DE DATOS

VARIABLES DIARIAS VENEZUELA

Día	IBVC	Tipo de cambio Bs/U.S$	Rendimiento Bonos Global 27	SPVZ	Rendimiento Bonos del tesoro Americano 10 años
11-09-97	10,439.97	496.00	10.01	3.637	6.373
12-09-97	10,568.66	496.50	10.003	3.725	6.278
15-09-97	10,564.87	496.50	9.989	3.724	6.265
16-09-97	10,507.97	496.75	9.734	3.64	6.094
17-09-97	10,528.58	496.50	9.728	3.642	6.086
18-09-97	10,652.59	497.00	9.741	3.651	6.090
19-09-97	10,773.68	496.75	9.741	3.664	6.077
22-09-97	10,782.79	496.75	9.727	3.679	6.048
23-09-97	10,817.13	497.25	9.768	3.687	6.081
24-09-97	10,670.39	497.25	9.727	3.692	6.035
25-09-97	10,563.45	497.00	9.768	3.653	6.115
26-09-97	10,504.26	497.50	9.747	3.674	6.073
29-09-97	10,445.55	497.75	9.754	3.673	6.081
30-09-97	10,489.09	497.75	9.734	3.627	6.107
01-10-97	10,515.93	497.75	9.68	3.654	6.026
02-10-97	10,522.26	498.00	9.594	3.593	6.001
03-10-97	10,582.40	498.00	9.548	3.552	5.996
06-10-97	10,520.65	497.75	9.509	3.555	5.954
07-10-97	10,482.13	498.00	9.47	3.545	5.925
08-10-97	10,369.90	498.25	9.567	3.494	6.073
09-10-97	10,433.55	498.50	9.66	3.579	6.081
10-10-97	10,482.33	498.75	9.753	3.617	6.136
13-10-97	10,426.05	498.75	9.753	3.617	6.136
14-10-97	10,468.63	498.50	9.646	3.586	6.060
15-10-97	10,574.77	498.50	9.726	3.632	6.094
16-10-97	10,620.90	498.00	9.713	3.632	6.081
17-10-97	10,613.66	498.50	9.767	3.622	6.145
20-10-97	10,619.62	498.50	9.76	3.628	6.132
21-10-97	10,624.33	498.50	9.686	3.558	6.128
22-10-97	10,730.60	498.75	9.713	3.598	6.115
23-10-97	10,511.21	498.75	9.994	3.977	6.017
24-10-97	10,309.41	498.80	10.298	4.298	6.000
27-10-97	9,449.65	499.00	10.298	4.399	5.899
28-10-97	9,474.83	499.00	10.672	4.706	5.966
29-10-97	9,383.11	499.50	11.39	5.487	5.903
30-10-97	9,212.50	500.25	11.497	5.661	5.836
31-10-97	9,289.91	500.00	11.046	5.227	5.819
03-11-97	9,405.66	498.75	10.704	4.81	5.894
04-11-97	9,553.48	499.25	10.463	4.527	5.936
05-11-97	9,775.59	499.25	10.751	4.819	5.932
06-11-97	9,531.33	499.50	11.029	5.14	5.889
07-11-97	9,216.85	499.50	11.164	5.279	5.885
10-11-97	9,154.69	499.50	11.372	5.466	5.906
11-11-97	9,072.52	499.50	11.372	5.466	5.906
12-11-97	8,692.59	499.75	11.735	5.85	5.885
13-11-97	8,298.08	500.00	11.372	5.512	5.860
14-11-97	8,364.46	500.40	11.355	5.508	5.847
17-11-97	8,629.28	500.40	11.147	5.313	5.834

Día	IBVC	Tipo de cambio Bs/U.S$	Rendimiento Bonos Global 27	SPVZ	Rendimiento Bonos del tesoro Americano 10 años
18-11-97	8,736.04	500.50	11.113	5.279	5.834
19-11-97	8,852.86	500.75	10.824	5.023	5.801
20-11-97	8,864.25	500.00	10.881	5.055	5.826
21-11-97	9,005.72	499.25	10.509	4.704	5.805
24-11-97	8,606.81	500.00	10.881	5.03	5.851
25-11-97	8,487.38	500.75	10.783	4.945	5.838
26-11-97	8,578.38	500.50	10.72	4.869	5.851
27-11-97	8,670.34	500.50	10.672	4.821	5.851
28-11-97	8,706.25	500.75	10.594	4.743	5.851
01-12-97	8,692.76	501.25	10.47	4.624	5.846
02-12-97	8,586.76	501.50	10.365	4.519	5.846
03-12-97	8,446.67	501.75	10.32	4.495	5.825
04-12-97	8,634.85	501.75	10.335	4.501	5.834
05-12-97	8,803.11	502.25	10.231	4.339	5.892
08-12-97	8,803.11	502.25	10.35	4.407	5.943
09-12-97	8,788.60	502.25	10.463	4.524	5.939
10-12-97	8,521.83	502.50	10.736	4.844	5.892
11-12-97	8,318.34	502.75	10.979	5.167	5.812
12-12-97	8,351.20	502.75	11.013	5.281	5.732
15-12-97	8,382.93	502.75	10.704	4.938	5.766
16-12-97	8,417.75	502.75	10.696	4.935	5.761
17-12-97	8,318.12	502.75	10.776	4.985	5.791
18-12-97	8,491.17	503.00	10.688	4.939	5.749
19-12-97	8,344.77	502.75	10.955	5.244	5.711
22-12-97	8,263.26	503.25	10.996	5.285	5.711
23-12-97	8,243.28	503.50	10.889	5.17	5.719
24-12-97	8,210.31	503.75	10.752	5.025	5.727
25-12-97	8,210.31	503.75	10.752	5.025	5.727
26-12-97	8,232.23	503.75	10.625	4.89	5.735
29-12-97	8,353.56	503.75	10.41	4.662	5.748
30-12-97	8,506.93	503.75	10.471	4.685	5.786
31-12-97	8,656.04	504.25	10.38	4.641	5.739
01-01-98	8,656.04	504.25	10.38	4.641	5.739
02-01-98	8,630.43	504.75	10.306	4.651	5.655
05-01-98	8,630.43	504.75	10.38	4.882	5.498
06-01-98	8,538.95	504.75	10.634	5.161	5.473
07-01-98	8,271.73	504.75	10.517	4.99	5.527
08-01-98	7,925.26	505.25	10.833	5.368	5.465
09-01-98	7,584.57	505.50	10.964	5.585	5.379
12-01-98	7,198.77	506.00	11.047	5.677	5.370
13-01-98	7,331.46	506.00	10.915	5.516	5.399
14-01-98	7,420.04	506.25	11.09	5.651	5.439
15-01-98	7,292.19	506.75	11.2	5.74	5.460
16-01-98	7,343.25	507.25	11.014	5.501	5.513
19-01-98	7,337.80	507.25	10.989	5.476	5.513
20-01-98	7,172.30	508.00	10.989	5.443	5.546
21-01-98	7,028.36	508.25	11.098	5.573	5.525
22-01-98	6,694.16	509.50	11.082	5.549	5.533
23-01-98	6,606.35	509.25	11.184	5.501	5.683
26-01-98	6,305.67	509.25	10.965	5.349	5.616
27-01-98	6,567.69	508.00	10.998	5.315	5.683
28-01-98	6,938.56	509.25	11.015	5.336	5.679
29-01-98	7,119.84	509.75	10.754	5.197	5.557
30-01-98	7,332.81	510.00	10.619	5.107	5.512

Día	IBVC	Tipo de cambio Bs/U.S$	Rendimiento Bonos Global 27	SPVZ	Rendimiento Bonos del tesoro Americano 10 años
02-02-98	7,708.78	510.75	10.588	5.031	5.557
03-02-98	7,508.29	511.25	10.588	5.043	5.545
04-02-98	7,525.11	512.00	10.55	5.001	5.549
05-02-98	7,610.13	513.00	10.503	4.904	5.599
06-02-98	7,587.40	513.00	10.412	4.81	5.602
09-02-98	7,447.43	513.50	10.465	4.825	5.640
10-02-98	7,371.50	514.75	10.382	4.759	5.623
11-02-98	7,202.42	516.00	10.36	4.787	5.573
12-02-98	6,861.24	515.50	10.496	4.971	5.525
13-02-98	7,144.83	515.50	10.504	5.029	5.475
16-02-98	7,154.78	515.50	10.527	5.052	5.475
17-02-98	7,239.12	516.00	10.512	5.082	5.430
18-02-98	7,103.67	516.00	10.497	5.022	5.475
19-02-98	7,232.78	516.00	10.512	5.016	5.496
20-02-98	7,304.40	515.00	10.551	5.027	5.524
23-02-98	7,304.40	515.00	10.59	5.02	5.570
24-02-98	7,304.40	515.00	10.7	5.026	5.674
25-02-98	7,131.42	515.75	10.551	4.935	5.616
26-02-98	7,132.19	516.75	10.475	4.834	5.641
27-02-98	7,175.57	517.25	10.414	4.798	5.616
02-03-98	7,311.75	517.50	10.482	4.779	5.703
03-03-98	7,343.62	517.00	10.422	4.668	5.754
04-03-98	7,348.96	518.00	10.506	4.756	5.750
05-03-98	7,269.54	518.75	10.568	4.801	5.767
06-03-98	7,264.49	519.00	10.475	4.763	5.712
09-03-98	7,204.32	519.00	10.506	4.849	5.657
10-03-98	7,220.33	519.50	10.468	4.815	5.653
11-03-98	7,270.72	520.00	10.43	4.814	5.616
12-03-98	7,259.32	520.00	10.354	4.801	5.553
13-03-98	7,456.21	520.75	10.325	4.755	5.570
16-03-98	7,401.92	521.25	10.369	4.841	5.528
17-03-98	7,222.70	522.25	10.377	4.828	5.549
18-03-98	7,349.44	523.00	10.287	4.726	5.561
19-03-98	7,349.44	523.00	10.294	4.72	5.574
20-03-98	7,572.01	523.00	10.235	4.674	5.561
23-03-98	7,856.92	522.50	10.012	4.451	5.561
24-03-98	7,732.78	523.00	10.14	4.579	5.561
25-03-98	7,719.48	523.25	10.177	4.553	5.624
26-03-98	7,782.37	523.00	10.162	4.504	5.658
27-03-98	7,848.16	522.25	10.119	4.449	5.670
30-03-98	7,774.87	522.50	10.177	4.473	5.704
31-03-98	7,685.83	523.50	10.264	4.602	5.662
01-04-98	7,543.05	524.00	10.257	4.654	5.603
02-04-98	7,482.66	525.25	10.339	4.794	5.545
03-04-98	7,443.11	525.00	10.467	5.014	5.453
06-04-98	7,376.23	525.00	10.429	4.934	5.495
07-04-98	7,335.34	526.25	10.368	4.852	5.516
08-04-98	7,278.79	526.50	10.414	4.844	5.570
09-04-98	7,278.79	526.50	10.323	4.749	5.574
10-04-98	7,278.79	526.50	10.323	4.749	5.574
13-04-98	7,343.36	527.50	10.353	4.704	5.649
14-04-98	7,304.94	527.50	10.383	4.767	5.616
15-04-98	7,127.82	528.50	10.574	4.979	5.595
16-04-98	7,033.81	529.75	10.505	4.931	5.574

Día	IBVC	Tipo de cambio Bs/U.S$	Rendimiento Bonos Global 27	SPVZ	Rendimiento Bonos del tesoro Americano 10 años
17-04-98	6,834.39	531.00	10.505	4.927	5.578
20-04-98	6,978.12	532.25	10.52	4.891	5.629
21-04-98	6,991.80	531.75	10.505	4.838	5.667
22-04-98	6,893.91	532.00	10.52	4.849	5.671
23-04-98	6,766.87	533.00	10.551	4.876	5.675
24-04-98	6,639.67	534.00	10.551	4.897	5.654
27-04-98	6,301.76	535.25	10.747	4.957	5.790
28-04-98	6,346.26	535.00	10.739	4.945	5.794
29-04-98	6,245.37	536.00	10.708	4.909	5.799
30-04-98	6,104.26	536.00	10.535	4.868	5.667
01-05-98	6,104.26	536.00	10.421	4.767	5.654
04-05-98	5,998.24	537.25	10.52	4.866	5.654
05-05-98	6,036.78	537.00	10.582	4.898	5.684
06-05-98	6,221.27	537.75	10.723	5.064	5.659
07-05-98	6,259.64	537.75	10.652	4.993	5.659
08-05-98	6,240.47	537.25	10.692	4.995	5.697
11-05-98	6,260.93	537.75	10.828	5.059	5.769
12-05-98	6,349.96	537.50	10.86	5.172	5.688
13-05-98	6,459.16	537.50	10.763	5.096	5.667
14-05-98	6,795.66	537.00	10.804	5.138	5.666
15-05-98	6,917.28	536.00	10.707	5.037	5.670
18-05-98	6,684.46	536.00	10.984	5.355	5.629
19-05-98	6,678.48	535.75	11.009	5.363	5.646
20-05-98	6,519.71	536.25	10.934	5.334	5.600
21-05-98	6,497.34	536.25	10.926	5.285	5.641
22-05-98	6,485.92	536.00	10.95	5.325	5.625
25-05-98	6,485.92	536.00	10.95	5.325	5.625
26-05-98	6,222.14	536.75	11.212	5.637	5.575
27-05-98	6,134.46	537.25	11.152	5.606	5.546
28-05-98	6,162.77	538.00	11.093	5.522	5.571
29-05-98	6,179.53	539.00	11.109	5.563	5.546
01-06-98	6,042.68	539.00	11.152	5.631	5.521
02-06-98	5,995.55	538.75	11.017	5.467	5.550
03-06-98	5,975.98	539.25	11.034	5.476	5.558
04-06-98	6,016.61	539.75	10.901	5.318	5.583
05-06-98	6,062.17	539.25	10.901	5.33	5.571
08-06-98	6,025.88	539.50	10.984	5.409	5.575
09-06-98	5,980.56	540.00	11.042	5.467	5.575
10-06-98	5,884.20	540.75	11.127	5.626	5.501
11-06-98	5,670.16	541.25	11.343	5.912	5.431
12-06-98	5,444.51	541.25	11.343	5.933	5.410
15-06-98	5,444.51	541.25	11.723	6.353	5.370
16-06-98	5,070.12	542.25	11.431	6	5.431
17-06-98	5,148.59	543.50	11.256	5.727	5.529
18-06-98	4,917.17	544.75	11.549	6.057	5.492
19-06-98	5,056.99	544.75	11.539	6.08	5.459
22-06-98	5,136.42	544.00	11.54	6.089	5.451
23-06-98	5,237.26	543.00	11.45	6.012	5.438
24-06-98	5,237.26	543.00	11.549	6.098	5.451
25-06-98	5,100.83	544.25	11.705	6.246	5.459
26-06-98	4,952.82	545.50	12.039	6.597	5.442
29-06-98	4,952.82	545.50	11.971	6.512	5.459
30-06-98	4,802.58	547.25	12.108	6.674	5.434
01-07-98	4,819.92	550.50	12.168	6.742	5.426

Día	IBVC	Tipo de cambio Bs/U.S$	Rendimiento Bonos Global 27	SPVZ	Rendimiento Bonos del tesoro Americano 10 años
02-07-98	4,889.17	553.50	12.35	6.949	5.401
03-07-98	4,862.44	555.50	12.35	6.949	5.401
06-07-98	4,769.44	554.50	12.928	7.547	5.381
07-07-98	4,725.39	554.50	13.064	7.659	5.405
08-07-98	4,725.95	555.00	13.03	7.609	5.421
09-07-98	4,635.79	554.00	13.225	7.832	5.393
10-07-98	4,691.00	555.00	13.019	7.614	5.405
13-07-98	4,678.75	555.75	13.064	7.614	5.450
14-07-98	4,775.07	556.75	12.688	7.214	5.474
15-07-98	4,839.20	558.00	12.613	7.143	5.470
16-07-98	5,137.95	557.00	12.403	6.916	5.487
17-07-98	5,135.03	558.00	12.31	6.811	5.499
20-07-98	5,119.03	558.50	12.24	6.774	5.466
21-07-98	5,121.35	559.00	12.341	6.904	5.437
22-07-98	5,047.09	560.00	12.529	7.084	5.445
23-07-98	4,938.68	558.50	12.93	7.501	5.429
24-07-98	4,938.68	558.50	13.032	7.591	5.441
27-07-98	4,822.66	560.00	13.309	7.856	5.453
28-07-98	4,798.64	561.75	13.562	8.084	5.478
29-07-98	4,789.23	562.00	13.723	8.212	5.511
30-07-98	4,865.33	562.25	13.735	8.245	5.490
31-07-98	4,846.37	562.50	13.711	8.217	5.494
03-08-98	4,737.02	563.25	13.862	8.417	5.445
04-08-98	4,656.05	563.25	14.082	8.654	5.428
05-08-98	4,549.17	563.00	14.149	8.729	5.420
06-08-98	4,517.78	563.25	14.337	8.905	5.432
07-08-98	4,394.13	563.25	15.706	10.319	5.387
10-08-98	4,181.78	563.75	17.28	11.881	5.399
11-08-98	3,989.07	564.75	16.784	11.422	5.362
12-08-98	3,999.00	566.75	17.321	11.934	5.387
13-08-98	4,021.57	568.75	15.642	10.218	5.424
14-08-98	4,064.06	570.75	15.888	10.502	5.386
17-08-98	3,973.76	571.00	16.822	11.432	5.390
18-08-98	3,847.95	571.50	16.638	11.235	5.403
19-08-98	3,824.46	572.00	18.877	13.466	5.411
20-08-98	3,460.64	572.75	20.351	14.977	5.374
21-08-98	3,172.29	573.50	20.407	15.091	5.316
24-08-98	3,184.42	574.75	19.715	14.428	5.287
25-08-98	3,265.57	576.00	18.419	13.181	5.238
26-08-98	3,225.91	577.00	20.299	15.109	5.190
27-08-98	3,038.52	577.00	20.299	15.198	5.101
28-08-98	2,898.70	578.00	22.053	16.973	5.080
31-08-98	2,904.02	579.75	23.32	18.288	5.032
01-09-98	2,840.12	581.50	21.215	16.179	5.036
02-09-98	2,948.66	582.50	21.769	16.693	5.076
03-09-98	2,726.53	582.75	23.47	18.45	5.020
04-09-98	2,737.45	583.00	24.308	19.309	4.999
07-09-98	2,772.48	583.00	23.997	18.998	4.999
08-09-98	2,856.19	583.75	22.287	17.256	5.031
09-09-98	2,821.04	584.75	23.007	18.072	4.935
10-09-98	2,694.70	586.50	23.698	18.96	4.738
11-09-98	2,709.29	587.50	23.149	18.325	4.824
14-09-98	2,753.75	587.75	22.591	17.744	4.847
15-09-98	2,857.07	588.50	21.401	16.526	4.875

Día	IBVC	Tipo de cambio Bs/U.S$	Rendimiento Bonos Global 27	SPVZ	Rendimiento Bonos del tesoro Americano 10 años
16-09-98	2,940.47	589.00	19.619	14.768	4.851
17-09-98	2,921.51	589.25	21.552	16.784	4.768
18-09-98	3,007.60	588.50	20.141	15.463	4.678
21-09-98	2,982.62	586.75	20.167	15.509	4.658
22-09-98	3,126.47	586.00	19.121	14.408	4.713
23-09-98	3,366.11	584.00	17.467	12.809	4.658
24-09-98	3,440.53	583.00	17.712	13.105	4.607
25-09-98	3,477.11	581.50	17.151	12.575	4.576
28-09-98	3,725.88	580.50	16.338	11.751	4.587
29-09-98	3,769.04	580.50	16.624	12.06	4.564
30-09-98	3,893.88	576.75	16.623	12.213	4.410
01-10-98	3,602.49	574.50	16.845	12.541	4.304
02-10-98	3,677.34	574.00	15.826	11.546	4.280
05-10-98	3,519.90	572.00	16.443	12.294	4.149
06-10-98	3,535.15	572.00	16.094	11.874	4.220
07-10-98	3,512.17	572.00	15.891	11.498	4.393
08-10-98	3,494.92	571.25	15.565	11.019	4.546
09-10-98	3,624.84	571.00	14.833	10.061	4.772
12-10-98	3,624.84	571.00	15.04	10.268	4.772
13-10-98	3,624.18	571.00	14.833	10.109	4.724
14-10-98	3,624.46	571.00	14.775	10.219	4.556
15-10-98	3,556.63	571.25	14.464	9.904	4.560
16-10-98	3,554.51	571.00	14.804	10.387	4.417
19-10-98	3,518.27	570.50	14.576	10.14	4.436
20-10-98	3,427.81	569.75	14.354	9.834	4.520
21-10-98	3,313.79	569.75	14.891	10.34	4.551
22-10-98	3,381.98	569.75	15.405	10.823	4.582
23-10-98	3,538.60	570.00	15.564	10.901	4.663
26-10-98	3,629.43	570.50	15.532	10.834	4.698
27-10-98	3,650.64	571.00	15.437	10.848	4.589
28-10-98	3,534.02	571.50	15.939	11.362	4.577
29-10-98	3,506.10	571.50	15.757	11.25	4.507
30-10-98	3,631.22	571.00	15.531	10.928	4.603
02-11-98	3,719.41	568.00	14.89	10.146	4.744
03-11-98	3,943.03	568.00	15.281	10.541	4.740
04-11-98	4,012.77	568.50	14.832	9.953	4.879
05-11-98	3,867.27	568.50	14.774	9.956	4.818
06-11-98	3,942.50	568.50	14.92	9.998	4.922
09-11-98	3,810.43	569.00	15.531	10.665	4.866
10-11-98	3,687.70	569.50	15.531	10.713	4.818
11-11-98	3,684.05	569.50	15.531	10.713	4.818
12-11-98	3,595.11	569.50	16.915	12.145	4.770
13-11-98	3,614.20	568.50	17.222	12.416	4.806
16-11-98	3,614.29	568.50	16.915	12.077	4.838
17-11-98	3,699.12	569.00	16.074	11.224	4.850
18-11-98	3,809.57	569.00	16.298	11.456	4.842
19-11-98	3,897.83	569.50	15.724	10.878	4.846
20-11-98	3,948.83	569.00	15.627	10.817	4.810
23-11-98	3,857.77	569.50	15.675	10.845	4.830
24-11-98	3,684.15	570.00	15.972	11.13	4.842
25-11-98	3,725.28	570.25	16.953	12.131	4.822
26-11-98	3,923.61	570.25	16.953	12.131	4.822
27-11-98	4,116.40	570.75	16.934	12.132	4.802
30-11-98	3,943.98	571.50	16.877	12.151	4.726

Día	IBVC	Tipo de cambio Bs/U.S$	Rendimiento Bonos Global 27	SPVZ	Rendimiento Bonos del tesoro Americano 10 años
01-12-98	3,955.06	572.50	17.222	12.563	4.659
02-12-98	4,104.58	572.75	16.546	11.978	4.568
03-12-98	4,088.67	573.50	16.896	12.332	4.564
04-12-98	3,919.28	574.25	16.619	12.012	4.607
07-12-98	3,919.28	574.25	16.619	11.941	4.678
08-12-98	4,789.98	575.00	16.404	11.809	4.595
09-12-98	5,719.78	575.75	16.057	11.509	4.548
10-12-98	5,138.50	572.00	16.619	12.098	4.521
11-12-98	4,612.25	565.50	16.766	12.163	4.603
14-12-98	4,395.98	555.00	16.84	12.264	4.576
15-12-98	4,455.19	560.00	16.529	11.91	4.619
16-12-98	4,496.24	561.00	16.475	11.904	4.571
17-12-98	4,440.69	561.75	16.177	11.617	4.560
18-12-98	4,455.74	562.75	16.058	11.487	4.571
21-12-98	4,560.58	562.75	16.299	11.673	4.626
22-12-98	4,546.94	563.00	16.161	11.471	4.690
23-12-98	4,660.96	563.25	16.024	11.243	4.781
24-12-98	4,700.93	563.50	16.335	11.489	4.846
25-12-98	4,700.93	563.50	16.335	11.489	4.846
28-12-98	4,752.38	563.50	15.758	10.989	4.769
29-12-98	4,729.16	563.75	15.857	11.156	4.701
30-12-98	4,763.47	564.00	15.501	10.859	4.642
31-12-98	4,788.68	564.50	15.314	10.676	4.638
01-01-99	4,788.68	564.50	15.314	10.676	4.638
04-01-99	4,720.77	565.00	15.222	10.545	4.677
05-01-99	4,629.83	565.00	14.834	10.105	4.729
06-01-99	4,619.70	565.50	14.864	10.143	4.721
07-01-99	4,549.61	566.00	15.345	10.58	4.765
08-01-99	4,655.19	566.00	15.207	10.365	4.842
11-01-99	4,655.19	566.00	15.793	10.919	4.874
12-01-99	4,348.70	566.75	16.026	11.216	4.810
13-01-99	4,217.78	567.25	18.575	13.854	4.721
14-01-99	4,118.58	567.75	18.262	13.648	4.614
15-01-99	4,179.39	568.75	17.227	12.558	4.669
18-01-99	4,193.56	568.75	15.567	10.898	4.669
19-01-99	4,049.71	569.25	17.227	12.526	4.701
20-01-99	4,063.45	570.25	16.996	12.251	4.745
21-01-99	4,003.82	570.50	17.385	12.696	4.689
22-01-99	3,918.32	571.25	17.386	12.757	4.629
25-01-99	3,920.47	571.75	17.228	12.575	4.653
26-01-99	3,991.98	572.25	16.921	12.24	4.681
27-01-99	4,095.73	572.50	16.922	12.249	4.673
28-01-99	4,082.60	573.00	16.063	11.398	4.665
29-01-99	4,185.18	573.25	16.626	11.973	4.653
01-02-99	4,350.54	574.00	16.235	11.49	4.745
02-02-99	4,216.06	575.00	16.923	12.138	4.785
03-02-99	4,199.18	576.00	16.627	11.805	4.822
04-02-99	4,202.21	576.50	16.609	11.722	4.887
05-02-99	4,131.34	577.00	16.627	11.695	4.932
08-02-99	4,170.17	576.75	16.628	11.704	4.924
09-02-99	4,168.92	577.00	16.924	12.033	4.891
10-02-99	4,177.94	577.25	15.898	10.998	4.900
11-02-99	4,152.54	578.00	16.169	11.261	4.908
12-02-99	4,098.12	578.25	16.485	11.433	5.052

Día	IBVC	Tipo de cambio Bs/U.S$	Rendimiento Bonos Global 27	SPVZ	Rendimiento Bonos del tesoro Americano 10 años
15-02-99	4,098.12	578.25	16.485	11.433	5.052
16-02-99	4,098.12	578.25	16.169	11.141	5.028
17-02-99	3,936.09	577.75	16.927	11.949	4.978
18-02-99	3,853.27	578.00	16.759	11.731	5.028
19-02-99	3,816.90	577.75	16.559	11.498	5.061
22-02-99	3,899.38	577.50	16.668	11.652	5.016
23-02-99	3,889.98	577.75	16.452	11.374	5.078
24-02-99	3,854.84	578.00	16.633	11.471	5.162
25-02-99	3,789.49	578.25	16.634	11.341	5.293
26-02-99	3,810.67	577.00	16.454	11.182	5.272
01-03-99	3,822.32	576.50	16.562	11.178	5.384
02-03-99	3,787.62	576.25	16.894	11.553	5.341
03-03-99	3,736.24	576.00	18.591	13.215	5.376
04-03-99	3,730.07	576.50	17.047	11.646	5.401
05-03-99	3,705.91	576.50	17.241	11.925	5.316
08-03-99	3,751.57	576.50	17.202	11.924	5.278
09-03-99	3,788.95	577.00	17.125	11.953	5.172
10-03-99	3,844.42	577.25	16.675	11.486	5.189
11-03-99	3,965.45	577.75	16.493	11.296	5.197
12-03-99	4,023.05	578.25	16.142	10.991	5.151
15-03-99	3,961.74	579.50	16.074	10.944	5.130
16-03-99	3,986.54	580.25	16.315	11.218	5.097
17-03-99	3,982.31	579.50	16.456	11.334	5.122
18-03-99	3,971.75	579.25	16.176	11.075	5.101
19-03-99	3,971.75	579.25	16.35	11.202	5.148
22-03-99	3,954.93	580.00	16.244	11.05	5.194
23-03-99	3,859.87	580.75	16.455	11.269	5.186
24-03-99	3,822.67	581.25	16.331	11.175	5.156
25-03-99	3,824.64	582.25	16.348	11.145	5.203
26-03-99	3,832.24	583.50	16.296	11.097	5.199
29-03-99	3,885.46	584.50	15.97	10.711	5.259
30-03-99	4,072.51	584.00	15.513	10.322	5.191
31-03-99	4,133.89	583.50	15.387	10.153	5.234
01-04-99	4,133.89	583.50	15.066	9.794	5.272
02-04-99	4,133.89	583.50	15.066	9.794	5.272
05-04-99	4,291.83	583.75	14.932	9.749	5.183
06-04-99	4,469.46	583.75	15.021	9.901	5.120
07-04-99	4,347.79	583.75	15.095	9.971	5.124
08-04-99	4,250.42	584.00	15.247	10.228	5.019
09-04-99	4,212.08	584.50	15.386	10.35	5.036
12-04-99	4,219.71	585.00	15.11	10.07	5.040
13-04-99	4,167.96	585.50	15.201	10.102	5.099
14-04-99	4,202.14	586.50	14.843	9.731	5.112
15-04-99	4,579.92	587.50	14.614	9.464	5.150
16-04-99	4,951.49	588.00	13.762	8.556	5.206
19-04-99	4,951.49	588.00	13.966	8.798	5.168
20-04-99	5,029.18	588.25	13.637	8.503	5.134
21-04-99	4,992.92	588.50	13.515	8.381	5.134
22-04-99	5,099.43	589.00	13.276	8.04	5.236
23-04-99	5,275.53	590.00	13.371	8.134	5.237
26-04-99	5,462.69	590.00	13.43	8.219	5.211
27-04-99	5,455.49	589.75	13.359	8.152	5.207
28-04-99	5,551.51	589.75	13.323	8.082	5.241
29-04-99	5,463.38	590.25	13.011	7.821	5.190

Día	IBVC	Tipo de cambio Bs/U.S$	Rendimiento Bonos Global 27	SPVZ	Rendimiento Bonos del tesoro Americano 10 años
30-04-99	5,515.82	590.75	12.843	7.493	5.350
03-05-99	5,467.37	591.50	12.691	7.332	5.359
04-05-99	5,610.31	592.50	12.821	7.414	5.407
05-05-99	5,664.69	593.50	12.91	7.525	5.385
06-05-99	5,897.23	594.50	12.966	7.471	5.495
07-05-99	5,900.92	595.50	12.777	7.242	5.535
10-05-99	6,246.39	596.00	12.756	7.242	5.514
11-05-99	6,385.05	596.00	12.832	7.261	5.571
12-05-99	6,305.78	595.00	13.068	7.51	5.558
13-05-99	6,531.35	595.00	12.865	7.475	5.390
14-05-99	6,356.65	596.00	13.229	7.626	5.603
17-05-99	6,356.65	596.00	13.515	7.866	5.649
18-05-99	6,205.72	595.75	13.711	8.05	5.661
19-05-99	5,957.41	595.75	14.07	8.475	5.595
20-05-99	5,803.38	596.00	14.501	8.919	5.582
21-05-99	5,694.30	596.50	14.529	9.013	5.516
24-05-99	5,613.20	596.75	14.93	9.438	5.492
25-05-99	5,388.71	597.00	14.474	8.995	5.479
26-05-99	5,549.19	597.75	13.812	8.275	5.537
27-05-99	5,587.90	597.50	14.419	8.807	5.612
28-05-99	5,575.41	598.50	14.529	8.918	5.611
31-05-99	5,534.95	598.50	14.529	8.918	5.611
01-06-99	5,469.63	598.50	14.585	8.819	5.766
02-06-99	5,467.25	599.00	14.642	8.859	5.783
03-06-99	5,693.41	599.00	14.391	8.603	5.788
04-06-99	5,687.02	599.75	14.31	8.501	5.809
07-06-99	5,687.02	599.75	14.123	8.327	5.796
08-06-99	5,848.01	600.00	14.364	8.546	5.818
09-06-99	5,795.57	600.75	14.256	8.4	5.856
10-06-99	5,745.94	601.00	14.558	8.642	5.916
11-06-99	5,694.25	601.75	14.558	8.56	5.998
14-06-99	5,650.24	601.75	14.337	8.369	5.968
15-06-99	5,692.88	602.25	14.229	8.27	5.959
16-06-99	5,652.57	602.00	13.864	7.926	5.938
17-06-99	5,586.21	602.75	13.663	7.887	5.776
18-06-99	5,550.45	603.25	13.713	7.891	5.822
21-06-99	5,559.61	604.00	13.7	7.809	5.891
22-06-99	5,515.66	604.75	14.045	8.115	5.930
23-06-99	5,461.89	604.00	14.365	8.362	6.003
24-06-99	5,461.89	604.00	14.42	8.391	6.029
25-06-99	5,452.51	604.75	14.772	8.76	6.012
28-06-99	5,452.51	604.75	14.503	8.545	5.958
29-06-99	5,374.44	605.25	14.489	8.563	5.926
30-06-99	5,367.41	606.00	14.312	8.502	5.810

VARIABLES DIARIAS DE RUSIA

Día	RTSI	Tipo de cambio Rublo/U.S$	Rendimiento de los Eurobonos	SPRA
11-09-97	489.44		8.722	2.349
12-09-97	483.75	5.8415	8.626	2.348
15-09-97	486.90	5.846	8.605	2.340
16-09-97	490.47	5.847	8.439	2.345
17-09-97	494.48	5.848	8.397	2.311
18-09-97	489.69	5.8495	8.212	2.122
19-09-97	497.94	5.8515	8.262	2.185
22-09-97	496.40	5.8535	8.211	2.163
23-09-97	501.25	5.855	8.247	2.166
24-09-97	496.92	5.8565	8.208	2.173
25-09-97	495.15	5.8585	8.327	2.212
26-09-97	491.42	5.8585	8.203	2.130
29-09-97	492.86	5.861	8.192	2.111
30-09-97	498.42	5.861	8.201	2.094
01-10-97	503.96	5.861	8.052	2.026
02-10-97	525.73	5.861	8.026	2.025
03-10-97	552.14	5.8645	7.849	1.853
06-10-97	571.66	5.86	7.812	1.858
07-10-97	559.51	5.868	7.936	2.011
08-10-97	552.88	5.869	7.98	1.907
09-10-97	533.62	5.8705	8.082	2.001
10-10-97	527.78	5.872	8.003	1.867
13-10-97	535.65	5.872	7.997	1.861
14-10-97	544.89	5.872	7.994	1.934
15-10-97	539.56	5.876	8.093	1.999
16-10-97	537.07	5.876	8.018	1.937
17-10-97	532.90	5.878	8.113	1.968
20-10-97	526.61	5.878	8.103	1.971
21-10-97	538.01	5.878	8.106	1.978
22-10-97	550.44	5.878	8.071	1.956
23-10-97	528.50	5.879	8.101	2.084
24-10-97	518.28	5.879	8.348	2.348
27-10-97	485.16	5.881	8.157	2.258
28-10-97	392.86	5.881	8.06	2.094
29-10-97	454.34	5.883	8.072	2.169
30-10-97	427.20	5.885	8.041	2.205
31-10-97	422.26	5.887	10.587	4.768
03-11-97	440.82	5.887	9.934	4.040
04-11-97	441.61	5.887	9.892	3.956
05-11-97	440.97	5.887	9.45	3.518
06-11-97	438.34	5.89	9.842	3.953
07-11-97	438.34	5.89	10.342	4.457
10-11-97	402.10	5.892	10.608	4.702
11-11-97	385.69	5.898	10.903	4.997
12-11-97	350.01	5.898	11.961	6.076
13-11-97	344.80	5.898	12.053	6.193
14-11-97	342.07	5.9005	12.005	6.158
17-11-97	339.39	5.9015	11.973	6.139
18-11-97	360.31	5.903	11.582	5.748
19-11-97	352.10	5.905	11.44	5.639

Día	RTSI	Tipo de cambio Rublo/U.S $	Rendimiento de los Eurobonos	SPRA
20-11-97	360.73	5.9065	10.333	4.507
21-11-97	382.59	5.9065	10.145	4.340
24-11-97	368.47	5.9105	10.422	4.571
25-11-97	347.04	5.912	10.539	4.701
26-11-97	356.81	5.914	10.483	4.632
27-11-97	340.03	5.914	10.458	4.607
28-11-97	328.49	5.917	10.547	4.696
01-12-97	322.91	5.919	10.429	4.583
02-12-97	320.38	5.921	10.221	4.375
03-12-97	340.22	5.921	10.181	4.356
04-12-97	361.79	5.927	9.644	3.810
05-12-97	382.42	5.93	9.963	4.071
08-12-97	388.13	5.93	8.09	2.147
09-12-97	387.34	5.936	10.038	4.099
10-12-97	369.16	5.935	10.776	4.884
11-12-97	339.25	5.935	11.04	5.228
12-12-97	339.25	5.935	11.209	5.477
15-12-97	361.24	5.936	11.463	5.697
16-12-97	373.91	5.939	11.063	5.302
17-12-97	383.60	5.941	10.682	4.891
18-12-97	379.86	5.943	11.048	5.299
19-12-97	354.41	5.943	11.143	5.432
22-12-97	353.91	5.943	11.598	5.887
23-12-97	371.85	5.943	11.526	5.807
24-12-97	370.41	5.943	11.464	5.737
25-12-97	378.92	5.943	11.666	5.939
26-12-97	379.32	5.955	10.917	5.182
29-12-97	389.02	5.958	10.783	5.035
30-12-97	395.68	5.958	10.59	4.804
31-12-97	396.86	5.958	10.737	4.998
01-01-98	396.86	5.958	11.559	5.820
02-01-98	396.86	5.958	10.689	5.034
05-01-98	411.61	5.973	10.698	5.200
06-01-98	410.04	5.975	11.031	5.558
07-01-98	410.04	5.975	11.102	5.575
08-01-98	382.06	5.969	11.193	5.728
09-01-98	372.46	5.972	11.119	5.740
12-01-98	319.02	5.974	11.587	6.217
13-01-98	341.76	5.976	11.219	5.820
14-01-98	338.42	5.98	11.159	5.720
15-01-98	329.89	5.98	11.372	5.912
16-01-98	334.54	5.995	11.22	5.707
19-01-98	339.47	5.995	11.098	5.585
20-01-98	338.32	6.0005	11.02	5.474
21-01-98	325.34	6.001	11.139	5.614
22-01-98	308.80	6.005	11.227	5.694
23-01-98	294.71	6.015	11.366	5.683
26-01-98	280.59	6.02	11.472	5.856
27-01-98	284.39	6.02	11.437	5.754
28-01-98	276.88	6.021	11.672	5.993
29-01-98	265.93	6.021	11.727	6.170
30-01-98	284.35	6.021	11.338	5.826
02-02-98	300.61	6.026	11.216	5.659
03-02-98	291.31	6.028	11.528	5.983
04-02-98	284.80	6.031	11.458	5.909

Día	RTSI	Tipo de cambio Rublo/U.S $	Rendimiento de los Eurobonos	SPRA
05-02-98	299.58	6.033	11.215	5.616
06-02-98	304.04	6.036	11.075	5.473
09-02-98	307.71	6.038	11.033	5.393
10-02-98	302.68	6.041	11.134	5.511
11-02-98	306.49	6.043	10.979	5.406
12-02-98	297.57	6.045	10.956	5.431
13-02-98	302.24	6.047	10.952	5.477
16-02-98	303.50	6.047	10.948	5.473
17-02-98	309.65	6.052	10.794	5.364
18-02-98	303.02	6.054	10.684	5.209
19-02-98	305.24	6.057	10.493	4.997
20-02-98	305.81	6.059	10.543	5.019
23-02-98	311.93	6.061	10.43	4.860
24-02-98	307.13	6.064	10.616	4.942
25-02-98	306.74	6.066	10.681	5.065
26-02-98	309.21	6.068	10.405	4.764
27-02-98	309.56	6.07	10.312	4.696
02-03-98	323.91	6.071	10.115	4.412
03-03-98	321.44	6.072	10.148	4.394
04-03-98	334.18	6.073	9.968	4.218
05-03-98	328.12	6.075	10.13	4.363
06-03-98	339.66	6.077	10.026	4.314
09-03-98	339.66	6.079	10.063	4.406
10-03-98	354.56	6.081	9.98	4.327
11-03-98	357.09	6.083	9.917	4.301
12-03-98	350.31	6.084	9.709	4.156
13-03-98	350.20	6.086	9.636	4.066
16-03-98	349.35	6.088	9.565	4.037
17-03-98	332.15	6.09	9.614	4.065
18-03-98	325.06	6.091	9.628	4.067
19-03-98	331.61	6.093	9.589	4.015
20-03-98	335.78	6.095	9.501	3.940
23-03-98	342.85	6.096	9.501	3.940
24-03-98	344.75	6.097	9.593	4.032
25-03-98	341.89	6.099	9.638	4.014
26-03-98	335.03	6.1005	9.883	4.225
27-03-98	341.48	6.102	9.778	4.108
30-03-98	331.28	6.104	9.829	4.125
31-03-98	325.50	6.106	9.95	4.288
01-04-98	321.91	6.108	9.926	4.323
02-04-98	323.13	6.11	9.952	4.407
03-04-98	313.48	6.112	10.075	4.622
06-04-98	316.42	6.112	10.078	4.583
07-04-98	316.33	6.116	9.893	4.377
08-04-98	312.52	6.118	9.859	4.289
09-04-98	306.39	6.119	9.916	4.342
10-04-98	306.70	6.119	9.911	4.337
13-04-98	310.07	6.1225	9.929	4.280
14-04-98	308.85	6.1245	9.819	4.203
15-04-98	313.12	6.126	9.709	4.114
16-04-98	319.83	6.127	9.785	4.211
17-04-98	312.69	6.128	9.921	4.343

Día	RTSI	Tipo de cambio Rublo/U.S $	Rendimiento de los Eurobonos	SPRA
20-04-98	312.84	6.129	9.917	4.288
21-04-98	314.26	6.13	9.913	4.246
22-04-98	317.48	6.131	9.879	4.208
23-04-98	322.10	6.13	9.903	4.228
24-04-98	326.16	6.13	9.776	4.122
27-04-98	309.63	6.13	9.961	4.171
28-04-98	304.13	6.131	10.035	4.241
29-04-98	306.21	6.132	10.059	4.260
30-04-98	312.37	6.133	9.821	4.154
01-05-98	312.37	6.133	9.713	4.059
04-05-98	312.37	6.133	9.758	4.104
05-05-98	315.21	6.134	9.777	4.093
06-05-98	310.61	6.135	9.899	4.240
07-05-98	304.74	6.136	9.984	4.325
08-05-98	302.82	6.138	9.947	4.250
11-05-98	302.82	6.138	10.033	4.264
12-05-98	290.72	6.1395	10.164	4.476
13-05-98	279.19	6.1515	10.431	4.764
14-05-98	263.66	6.143	10.426	4.760
15-05-98	258.10	6.144	10.456	4.786
18-05-98	227.61	6.144	10.714	5.085
19-05-98	236.58	6.1465	10.836	5.190
20-05-98	233.15	6.155	10.737	5.137
21-05-98	230.23	6.156	10.576	4.935
22-05-98	225.41	6.1575	10.629	5.004
25-05-98	213.44	6.158	10.633	5.008
26-05-98	209.33	6.158	11.285	5.710
27-05-98	187.23	6.16	11.878	6.332
28-05-98	198.74	6.16	11.485	5.914
29-05-98	191.29	6.16	11.481	5.935
01-06-98	171.71	6.164	11.764	6.243
02-06-98	192.75	6.165	11.308	5.758
03-06-98	209.07	6.166	11.253	5.695
04-06-98	208.61	6.1675	11.422	5.839
05-06-98	207.65	6.1685	11.296	5.725
08-06-98	205.31	6.169	11.426	5.851
09-06-98	196.45	6.17	11.518	5.943
10-06-98	184.26	6.171	11.789	6.288
11-06-98	178.13	6.172	12.014	6.583
12-06-98	178.13	6.172	12.127	6.717
15-06-98	165.11	6.172	12.43	7.060
16-06-98	171.96	6.18	12.254	6.823
17-06-98	181.99	6.183	12.11	6.581
18-06-98	177.43	6.1845	12.317	6.825
19-06-98	174.65	6.1855	12.562	7.103
22-06-98	172.37	6.187	12.669	7.218
23-06-98	172.61	6.1885	12.683	7.245
24-06-98	178.21	6.1905	12.708	7.257
25-06-98	172.57	6.192	13.001	7.542
26-06-98	163.99	6.194	15.919	10.477
29-06-98	153.97	6.196	16.193	10.734
30-06-98	151.34	6.198	15.216	9.782
01-07-98	145.72	6.2	14.864	9.438
02-07-98	144.21	6.202	14.784	9.383
03-07-98	151.33	6.202	14.78	9.379

Día	RTSI	Tipo de cambio Rublo/U.S $	Rendimiento de los Eurobonos	SPRA
06-07-98	145.01	6.205	15.961	10.580
07-07-98	138.47	6.207	16.188	10.783
08-07-98	134.81	6.209	16.519	11.098
09-07-98	136.19	6.209	16.544	11.151
10-07-98	144.02	6.211	16.103	10.698
13-07-98	157.20	6.212	14.028	8.578
14-07-98	183.65	6.212	13.605	8.131
15-07-98	190.56	6.213	13.46	7.990
16-07-98	181.32	6.214	13.655	8.168
17-07-98	193.35	6.216	13.566	8.067
20-07-98	193.02	6.219	13.308	7.842
21-07-98	183.95	6.22	12.735	7.298
22-07-98	171.73	6.221	13.006	7.561
23-07-98	159.86	6.222	13.712	8.283
24-07-98	157.74	6.223	15.512	10.071
27-07-98	143.46	6.24	16.671	11.218
28-07-98	147.28	6.24	16.534	11.056
29-07-98	147.96	6.24	16.595	11.084
30-07-98	150.17	6.24	16.102	10.612
31-07-98	149.65	6.238	15.954	10.460
03-08-98	145.64	6.25	16.157	10.712
04-08-98	147.21	6.244	16.303	10.875
05-08-98	141.68	6.25	16.584	11.164
06-08-98	135.88	6.25	17.461	12.029
07-08-98	132.86	6.25	19.032	13.645
10-08-98	120.91	6.2585	25.341	19.942
11-08-98	109.90	6.262	31.073	25.711
12-08-98	108.19	6.262	29.476	24.089
13-08-98	101.17	6.2585	30.969	25.545
14-08-98	115.00	6.2725	29.194	23.808
17-08-98	109.43	6.43	34.159	28.769
18-08-98	99.58	6.885	44.241	38.838
19-08-98	90.19	6.99	41.416	36.005
20-08-98	86.57	6.995	46.637	41.263
21-08-98	81.76	7.005	55.633	50.317
24-08-98	86.40	7.14	53.011	47.724
25-08-98	88.50	7.86	52.556	47.318
26-08-98	76.26	7.86	54.933	49.743
27-08-98	63.20	11.0986	68.216	63.115
28-08-98	66.77	12	68.858	63.778
31-08-98	65.61	12	70.104	65.072
01-09-98	65.66	11.35	61.622	56.586
02-09-98	65.63	10.8833	58.866	53.790
03-09-98	61.43	13.46	65.755	60.735
04-09-98	63.13	16.99	62.746	57.747
07-09-98	63.28	18.9	62.693	57.694
08-09-98	62.61	20.83	62.667	57.636
09-09-98	61.63	20.82	62.429	57.494
10-09-98	64.60	15.77	64.62	59.882
11-09-98	62.31	12.8749	69.853	65.029
14-09-98	63.88	11.4281	68.42	63.573
15-09-98	62.03	11.4281	67.965	63.090
16-09-98	58.86	9.61	65.331	60.480
17-09-98	52.31	12.4509	66.1	61.332
18-09-98	50.12	14.6	65.792	61.114

Día	RTSI	Tipo de cambio Rublo/U.S dollar	Rendimiento de los Eurobonos	SPRA
21-09-98	47.81	14.6	67.719	63.061
22-09-98	49.65	16.3818	63.093	58.380
23-09-98	47.65	15.8378	60.317	55.659
24-09-98	48.31	16.217	56.827	52.220
25-09-98	47.08	15.6099	57.782	53.206
28-09-98	46.24	15.8827	56.591	52.004
29-09-98	45.86	16.06	57.663	53.099
30-09-98	43.81	15.91	60.53	56.120
01-10-98	41.18	15.9932	65.953	61.649
02-10-98	38.81	15.9056	64.461	60.181
05-10-98	38.53	15.775	63.835	59.686
06-10-98	41.05	15.9706	64.272	60.052
07-10-98	42.94	15.7944	64.329	59.936
08-10-98	41.35	15.81	72.772	68.226
09-10-98	42.55	15.84	71.833	67.061
12-10-98	44.75	15.84	71.624	66.852
13-10-98	47.67	15.79	71.304	66.580
14-10-98	51.89	15.05	70.167	65.611
15-10-98	58.73	13	62.716	58.156
16-10-98	55.32	13.56	62.815	58.398
19-10-98	55.91	15.51	64.79	60.354
20-10-98	56.68	17.09	63.263	58.743
21-10-98	61.94	16.93	63.263	58.712
22-10-98	61.00	16.83	58.89	54.308
23-10-98	60.42	16.76	62.49	57.827
26-10-98	59.90	16.69	61.672	56.974
27-10-98	56.89	16.69	63.06	58.471
28-10-98	53.54	16.67	63.432	58.855
29-10-98	55.39	16.65	63.806	59.299
30-10-98	57.54	16.65	63.888	59.285
02-11-98	58.38	16.55	63.448	58.704
03-11-98	59.36	15.82	63.109	58.369
04-11-98	61.07	16.1	63.908	59.029
05-11-98	60.38	16.25	64.622	59.804
06-11-98	61.13	15.65	64.104	59.182
09-11-98	61.13	15.65	63.287	58.421
10-11-98	60.67	16.15	63.883	59.065
11-11-98	60.76	16	63.637	58.819
12-11-98	60.53	17.4	64.75	59.980
13-11-98	59.32	18.11	65.026	60.220
16-11-98	59.55	18.8	65.825	60.987
17-11-98	60.02	18.65	64.854	60.004
18-11-98	59.76	18.75	64.948	60.106
19-11-98	60.04	18.35	65.338	60.492
20-11-98	63.36	17.75	65.291	60.481
23-11-98	70.13	18.225	53.656	48.826
24-11-98	70.85	18.3	57.749	52.907
25-11-98	69.15	18	58.168	53.346
26-11-98	72.00	18.1	57.995	53.173
27-11-98	71.57	18.25	56.249	51.447
30-11-98	71.46	18.225	55.6	50.874
01-12-98	67.74	18.575	55.951	51.292
02-12-98	68.07	18.505	55.003	50.435
03-12-98	65.38	19.935	55.394	50.830

Día	RTSI	Tipo de cambio Rublo/U.S $	Rendimiento de los Eurobonos	SPRA
04-12-98	64.00	20.61	53.696	49.089
07-12-98	63.32	20.4	54.225	49.547
08-12-98	60.44	20.89	54.685	50.090
09-12-98	58.71	20.45	55.932	51.384
10-12-98	60.95	20.77	57.434	52.913
11-12-98	58.67	21.3	58.045	53.442
14-12-98	58.67	21.3	63.455	58.879
15-12-98	58.79	21.7	62.827	58.208
16-12-98	60.95	21.98	61.921	57.350
17-12-98	60.42	21.72	61.961	57.401
18-12-98	59.23	21.88	61.798	57.227
21-12-98	60.25	21.496	60.249	55.623
22-12-98	60.16	21.01	59.326	54.636
23-12-98	60.44	20.5	58.736	53.955
24-12-98	60.11	20.26	57.737	52.891
25-12-98	59.94	20.26	58.176	53.330
28-12-98	59.95	20.99	57.86	53.091
29-12-98	59.68	20.99	58.308	53.607
30-12-98	59.39	20.62	52.705	48.063
31-12-98	58.93	20.62	54.477	49.839
01-01-99	58.93	20.62	54.477	49.839
04-01-99	58.93	20.62	55.313	50.636
05-01-99	59.70	22.5	55.529	50.800
06-01-99	61.27	22.95	54.721	50.000
07-01-99	61.27	22.95	56.366	51.601
08-01-99	61.27	23.3	53.923	49.081
11-01-99	61.35	23.45	53.91	49.036
12-01-99	60.17	23.1	54.684	49.874
13-01-99	55.64	21.8	58.621	53.900
14-01-99	56.94	22.8	57.216	52.602
15-01-99	55.40	22.7	56.1	51.431
18-01-99	55.71	23.35	55.935	51.266
19-01-99	56.10	23.35	54.647	49.946
20-01-99	56.99	23.3	55.394	50.649
21-01-99	57.59	23.3	58.228	53.539
22-01-99	55.68	23.3	57.812	53.183
25-01-99	55.60	23.2	55.696	51.043
26-01-99	55.55	22.95	55.459	50.778
27-01-99	55.02	22.95	54.994	50.321
28-01-99	54.49	22.77	54.935	50.270
29-01-99	55.12	22.95	55.153	50.500
01-02-99	55.09	22.95	55.014	50.269
02-02-99	55.14	23.4	56.106	51.321
03-02-99	55.30	23.4	56.384	51.562
04-02-99	55.96	23.25	55.93	51.043
05-02-99	55.69	23.25	56.489	51.557
08-02-99	56.60	23.11	59.067	54.143
09-02-99	58.94	23.05	55.715	50.824
10-02-99	62.98	22.86	57.796	52.896
11-02-99	67.53	22.77	57.728	52.820
12-02-99	65.16	22.89	57.41	52.358
15-02-99	64.01	23.075	57.496	52.444
16-02-99	65.60	23.175	57.302	52.274
17-02-99	65.79	23.1	58.059	53.081

Día	RTSI	Tipo de cambio Rublo/U.S $	Rendimiento de los Eurobonos	SPRA
18-02-99	66.52	23.075	56.201	51.173
19-02-99	70.22	23.1	56.298	51.237
22-02-99	75.40	23	57.743	52.727
23-02-99	73.93	22.91	60.107	55.029
24-02-99	75.50	22.99	60.602	55.440
25-02-99	71.36	22.82	61.456	56.163
26-02-99	70.03	23.075	62.335	57.063
01-03-99	73.50	23.1	63.473	58.089
02-03-99	76.07	23.12	63.395	58.054
03-03-99	73.33	23.23	64.282	58.906
04-03-99	70.93	23.37	66.391	60.990
05-03-99	72.61	23.4	66.717	61.401
08-03-99	72.61	23.4	66.596	61.318
09-03-99	73.71	23.03	65.17	59.998
10-03-99	76.52	23.3	63.174	57.985
11-03-99	82.24	23.04	60.262	55.065
12-03-99	82.98	23.42	59.82	54.669
15-03-99	83.84	23.26	59.635	54.505
16-03-99	86.63	23.55	59.925	54.828
17-03-99	90.02	23.55	59.876	54.754
18-03-99	84.53	23.87	56.207	51.106
19-03-99	85.70	23.95	54.135	48.987
22-03-99	81.98	24.35	54.135	48.941
23-03-99	80.96	24.45	56.406	51.220
24-03-99	76.82	25.65	55.949	50.793
25-03-99	80.65	26.99	55.956	50.753
26-03-99	79.94	26.89	56.316	51.117
29-03-99	79.85	25.2	53.662	48.403
30-03-99	81.18	24.725	53.721	48.530
31-03-99	80.36	24.875	54.273	49.039
01-04-99	78.70	25.875	54.219	48.947
02-04-99	78.51	26.2	54.189	48.917
05-04-99	79.24	26	54.184	49.001
06-04-99	75.51	25.85	54.132	49.012
07-04-99	72.98	25.85	53.954	48.830
08-04-99	70.90	25.85	51.28	46.261
09-04-99	66.88	25.575	49.447	44.411
12-04-99	68.59	25.91	47.998	42.958
13-04-99	69.15	25.75	47.171	42.072
14-04-99	73.57	25.95	44.663	39.551
15-04-99	75.68	25.8	44.663	39.513
16-04-99	79.59	25.55	43.558	38.352
19-04-99	81.10	25.55	43.96	38.792
20-04-99	76.58	25.125	43.557	38.423
21-04-99	76.91	24.9	43.194	38.060
22-04-99	80.33	24.9	42.081	36.845
23-04-99	82.83	24.9	41.25	36.013
26-04-99	83.92	24.675	40.984	35.773
27-04-99	83.72	24.5	41.922	36.715
28-04-99	81.47	24.59	42.938	37.697
29-04-99	87.16	24.575	42.548	37.358
30-04-99	91.83	24.59	40.751	35.401
03-05-99	91.83	24.59	40.751	35.392
04-05-99	91.83	24.59	40.236	34.829

Día	RTSI	Tipo de cambio Rublo/U.S $	Rendimiento de los Eurobonos	SPRA
05-05-99	102.69	24.59	41.055	35.670
06-05-99	104.67	24.535	38.28	32.785
07-05-99	100.97	24.565	37.11	31.575
10-05-99	100.97	24.565	37.686	32.172
11-05-99	97.11	24.29	39.343	33.772
12-05-99	81.39	24.925	48.808	43.250
13-05-99	83.58	25.5	45.811	40.421
14-05-99	82.58	25.45	46.119	40.516
17-05-99	92.13	24.915	42.924	37.275
18-05-99	99.15	24.75	41.668	36.007
19-05-99	98.23	24.8745	42.382	36.787
20-05-99	98.49	24.905	42.252	36.670
21-05-99	98.16	24.825	41.264	35.748
24-05-99	101.60	24.725	42.897	37.405
25-05-99	98.62	24.5	41.792	36.313
26-05-99	99.90	24.485	41.27	35.733
27-05-99	100.32	24.65	37.702	32.090
28-05-99	99.10	24.71	37.729	32.118
31-05-99	97.64	24.725	37.729	32.118
01-06-99	96.76	24.635	36.886	31.120
02-06-99	94.18	24.55	37.269	31.486
03-06-99	99.70	24.5479	36.276	30.488
04-06-99	100.27	24.57	36.01	30.201
07-06-99	102.72	24.595	34.342	28.546
08-06-99	106.40	24.49	31.635	25.817
09-06-99	107.47	24.375	30.973	25.117
10-06-99	110.66	24.385	30.795	24.879
11-06-99	113.86	24.435	31.009	25.011
14-06-99	113.86	24.435	30.63	24.662
15-06-99	112.77	24.43	29.848	23.889
16-06-99	112.77	24.53	30.266	24.328
17-06-99	117.57	24.455	29.978	24.202
18-06-99	121.13	24.355	29.412	23.590
21-06-99	129.28	24.375	29.407	23.516
22-06-99	129.83	24.445	28.223	22.293
23-06-99	125.50	24.355	28.543	22.540
24-06-99	126.12	24.315	28.633	22.604
25-06-99	123.06	24.385	29.108	23.096
28-06-99	122.80	24.415	28.871	22.913
29-06-99	123.90	24.245	28.812	22.886
30-06-99	125.65	24.255	28.771	22.961

VARIABLES DUMMIES

Día	Tasa de interés de U.S.	Tipo de cambio Marco/U.S. dollar	Índice Standard & Poor´s
01-07-98	5.426	1.8182	1148.56
02-07-98	5.401	1.821	1146.42
03-07-98	5.401	1.819	1146.42
06-07-98	5.381	1.8108	1157.31
07-07-98	5.405	1.8148	1154.66
08-07-98	5.421	1.8184	1166.37
09-07-98	5.393	1.8285	1158.56
10-07-98	5.405	1.8162	1164.33
13-07-98	5.450	1.8013	1165.19
14-07-98	5.474	1.8025	1177.58
15-07-98	5.470	1.7982	1174.81
16-07-98	5.487	1.7878	1183.99
17-07-98	5.499	1.7802	1186.75
20-07-98	5.466	1.7825	1184.1
21-07-98	5.437	1.7864	1165.07
22-07-98	5.445	1.7891	1164.08
23-07-98	5.429	1.7847	1139.75
24-07-98	5.441	1.7807	1140.8
27-07-98	5.453	1.7878	1147.27
28-07-98	5.478	1.7715	1130.24
29-07-98	5.511	1.7735	1125.21
30-07-98	5.490	1.7822	1142.95
31-07-98	5.494	1.7774	1120.67
03-08-98	5.445	1.7844	1112.44
04-08-98	5.428	1.7682	1072.12
05-08-98	5.420	1.7719	1081.43
06-08-98	5.432	1.774	1089.63
07-08-98	5.387	1.7803	1089.45
10-08-98	5.399	1.7793	1083.14
11-08-98	5.362	1.7823	1068.98
12-08-98	5.387	1.7867	1084.22
13-08-98	5.424	1.7842	1074.91
14-08-98	5.386	1.8017	1062.75
17-08-98	5.390	1.7955	1083.67
18-08-98	5.403	1.8017	1101.2
19-08-98	5.411	1.7979	1098.06
20-08-98	5.374	1.7995	1091.6
21-08-98	5.316	1.7974	1081.18
24-08-98	5.287	1.7947	1088.14
25-08-98	5.238	1.7982	1092.86
26-08-98	5.190	1.8063	1084.19
27-08-98	5.101	1.7983	1042.59
28-08-98	5.080	1.7585	1027.14
31-08-98	5.032	1.7465	957.28
01-09-98	5.036	1.7543	994.24
02-09-98	5.076	1.7502	990.47
03-09-98	5.020	1.73	982.26
04-09-98	4.999	1.7318	973.89
07-09-98	4.999	1.7275	973.89
08-09-98	5.031	1.7325	1023.46
09-09-98	4.935	1.7161	1006.2
10-09-98	4.738	1.686	980.19

Día	Tasa de interés de U.S.	Tipo de cambio Marco/U.S. dollar	Índice Standard & Poor´s
11-09-98	4.824	1.6935	1009.06
14-09-98	4.847	1.696	1029.72
15-09-98	4.875	1.6924	1037.68
16-09-98	4.851	1.6914	1045.48
17-09-98	4.768	1.6964	1018.87
18-09-98	4.678	1.696	1020.09
21-09-98	4.658	1.6912	1023.89
22-09-98	4.713	1.6831	1029.63
23-09-98	4.658	1.6788	1066.09
24-09-98	4.607	1.6769	1042.72
25-09-98	4.576	1.679	1044.75
28-09-98	4.587	1.6747	1048.69
29-09-98	4.564	1.6717	1049.02
30-09-98	4.410	1.6683	1017.01
01-10-98	4.304	1.6492	986.39
02-10-98	4.280	1.6463	1002.6
05-10-98	4.149	1.6328	988.56
06-10-98	4.220	1.6302	984.59
07-10-98	4.393	1.617	970.68
08-10-98	4.546	1.6403	959.44
09-10-98	4.772	1.6343	984.39
12-10-98	4.772	1.6512	997.71
13-10-98	4.724	1.632	994.8
14-10-98	4.556	1.639	1005.53
15-10-98	4.560	1.6131	1047.49
16-10-98	4.417	1.619	1056.42
19-10-98	4.436	1.6315	1062.39
20-10-98	4.520	1.6406	1063.93
21-10-98	4.551	1.6513	1069.92
22-10-98	4.582	1.6373	1078.48
23-10-98	4.663	1.6391	1070.67
26-10-98	4.698	1.6635	1072.32
27-10-98	4.589	1.6535	1065.34
28-10-98	4.577	1.6571	1068.09
29-10-98	4.507	1.6528	1085.93
30-10-98	4.603	1.654	1098.67
02-11-98	4.744	1.6533	1111.6
03-11-98	4.740	1.6602	1110.84
04-11-98	4.879	1.6679	1118.67
05-11-98	4.818	1.6615	1133.85
06-11-98	4.922	1.6724	1141.01
09-11-98	4.866	1.6887	1130.2
10-11-98	4.818	1.6817	1128.26
11-11-98	4.818	1.6769	1120.97
12-11-98	4.770	1.6883	1117.69
13-11-98	4.806	1.6848	1125.72
16-11-98	4.838	1.6695	1135.86
17-11-98	4.850	1.6691	1139.32
18-11-98	4.842	1.6775	1144.48
19-11-98	4.846	1.6865	1152.61
20-11-98	4.810	1.6917	1163.55
23-11-98	4.830	1.7041	1188.21
24-11-98	4.842	1.7035	1182.99
25-11-98	4.822	1.7035	1186.87
26-11-98	4.822	1.7006	1186.87

Día	Tasa de interés de U.S.	Tipo de cambio Marco/U.S. dollar	Índice Standard & Poor´s
27-11-98	4.802	1.7125	1192.29
30-11-98	4.726	1.6935	1163.63
01-12-98	4.659	1.6846	1175.28
02-12-98	4.568	1.6725	1171.25
03-12-98	4.564	1.6668	1150.14
04-12-98	4.607	1.6753	1176.74
07-12-98	4.678	1.6803	1187.7
08-12-98	4.595	1.6655	1181.38
09-12-98	4.548	1.669	1183.49
10-12-98	4.521	1.6523	1165.02
11-12-98	4.603	1.646	1166.46
14-12-98	4.576	1.6486	1141.2
15-12-98	4.619	1.6612	1162.83
16-12-98	4.571	1.6774	1161.94
17-12-98	4.560	1.6675	1179.98
18-12-98	4.571	1.663	1188.03
21-12-98	4.626	1.6685	1202.84
22-12-98	4.690	1.6722	1203.57
23-12-98	4.781	1.6732	1228.54
24-12-98	4.846	1.6838	1226.27
25-12-98	4.846	1.6777	1226.27
28-12-98	4.769	1.6776	1225.49
29-12-98	4.701	1.6737	1241.81
30-12-98	4.642	1.679	1231.93
31-12-98	4.638	1.6767	1229.23
01-01-99	4.638	1.6767	1229.23
04-01-99	4.677	1.6524	1228.1
05-01-99	4.729	1.6629	1244.78
06-01-99	4.721	1.682	1272.34
07-01-99	4.765	1.6699	1269.73
08-01-99	4.842	1.6882	1275.09
11-01-99	4.874	1.7016	1263.88
12-01-99	4.810	1.6919	1239.51
13-01-99	4.721	1.6761	1234.4
14-01-99	4.614	1.6731	1212.19
15-01-99	4.669	1.6926	1243.26
18-01-99	4.669	1.6842	1243.26
19-01-99	4.701	1.6842	1252
20-01-99	4.745	1.6912	1256.62
21-01-99	4.689	1.6858	1235.16
22-01-99	4.629	1.6879	1225.19
25-01-99	4.653	1.6935	1233.98
26-01-99	4.681	1.6917	1252.31
27-01-99	4.673	1.7086	1243.17
28-01-99	4.665	1.7125	1265.37
29-01-99	4.653	1.7214	1279.64
01-02-99	4.745	1.7294	1273
02-02-99	4.785	1.7234	1261.99
03-02-99	4.822	1.7287	1272.07
04-02-99	4.887	1.7247	1248.49
05-02-99	4.932	1.736	1239.4
08-02-99	4.924	1.7272	1243.77
09-02-99	4.891	1.7287	1216.14
10-02-99	4.900	1.7269	1223.55
11-02-99	4.908	1.7418	1254.04

Día	Tasa de interés de U.S.	Tipo de cambio Marco/U.S. dollar	Índice Standard & Poor´s
12-02-99	5.052	1.7296	1230.13
15-02-99	5.052	1.7421	1230.13
16-02-99	5.028	1.7458	1241.87
17-02-99	4.978	1.7388	1224.03
18-02-99	5.028	1.7471	1237.28
19-02-99	5.061	1.7669	1239.19
22-02-99	5.016	1.7742	1272.14
23-02-99	5.078	1.7769	1271.18
24-02-99	5.162	1.7774	1253.41
25-02-99	5.293	1.773	1245.02
26-02-99	5.272	1.7734	1238.33
01-03-99	5.384	1.7957	1236.16
02-03-99	5.341	1.7879	1225.5
03-03-99	5.376	1.7985	1227.7
04-03-99	5.401	1.8111	1246.64
05-03-99	5.316	1.8071	1275.47
08-03-99	5.278	1.7963	1282.73
09-03-99	5.172	1.7975	1279.84
10-03-99	5.189	1.7873	1286.84
11-03-99	5.197	1.7712	1297.68
12-03-99	5.151	1.7935	1294.59
15-03-99	5.130	1.7892	1307.26
16-03-99	5.097	1.7787	1306.36
17-03-99	5.122	1.7777	1297.82
18-03-99	5.101	1.7826	1316.55
19-03-99	5.148	1.795	1299.29
22-03-99	5.194	1.792	1297.01
23-03-99	5.186	1.794	1262.14
24-03-99	5.156	1.7986	1268.59
25-03-99	5.203	1.8044	1289.99
26-03-99	5.199	1.8168	1282.8
29-03-99	5.259	1.8226	1310.17
30-03-99	5.191	1.8238	1300.75
31-03-99	5.234	1.8173	1286.37
01-04-99	5.272	1.8118	1293.72
02-04-99	5.272	1.8133	1293.72
05-04-99	5.183	1.8258	1321.12
06-04-99	5.120	1.8058	1317.89
07-04-99	5.124	1.8143	1326.89
08-04-99	5.019	1.8201	1343.98
09-04-99	5.036	1.8115	1348.35
12-04-99	5.040	1.8103	1358.63
13-04-99	5.099	1.814	1349.82
14-04-99	5.112	1.8106	1328.44
15-04-99	5.150	1.8268	1322.85
16-04-99	5.206	1.827	1319
19-04-99	5.168	1.8347	1289.48
20-04-99	5.134	1.8405	1306.17
21-04-99	5.134	1.8469	1336.12
22-04-99	5.236	1.8375	1358.83
23-04-99	5.237	1.8425	1356.85
26-04-99	5.211	1.8472	1360.04
27-04-99	5.207	1.834	1362.8
28-04-99	5.241	1.8418	1350.91
29-04-99	5.190	1.8437	1342.83

VARIABLES TRIMESTRALES

Periodo	fn	i	Rendimiento de los Bonos Par A	i*	Certificados de deposito 90 días (vzla-us)	Expectativas de devaluación	Prima de Riesgo	Inflación	Gasto Fiscal
III 1996	-0.05	24.07	13.32	5.48	16.640	10.02	6.62	18.5584	1109.8
IV	0.06	20.3	11.78	5.41	7.480	2.11	5.37	11.4180	1800.9
I 1997	0.00	13.28	13.24	5.44	4.996	-1.34	6.33	7.8421	1328.3
II	0.02	14.11	11.1	5.69	9.260	4.66	4.60	7.0273	2261
III	0.04	15.07	9.4	5.6	9.240	5.95	3.29	8.5940	2439
IV	0.00	16.33	10.44	5.73	12.520	7.82	4.70	10.1537	2699.3
I 1998	0.03	24.56	10.48	5.55	24.010	19.19	4.82	7.2050	1940
II	0.04	31.52	13.15	5.59	34.590	26.87	7.72	8.7326	2640.3
III	-0.04	44.02	23.1	5.53	43.840	25.15	18.69	6.1003	2418.8
IV	0.05	39.27	20.04	5.2	35.080	19.68	15.40	6.0489	2948.7
I 1999	-0.05	31.8	18.28	4.9	23.280	10.23	13.05	5.5180	2253.98
II	0.02	21.99	18.2	4.98	15.250	2.86	12.39	4.3716	2248.94
III	-0.03	14.65	21.42	5.38	8.030	-7.51	15.54	4.5954	2958.03
IV	-0.02	16.67	16.72	6.06	7.440	-2.85	10.29	4.2379	3760.72

FLUJO DE CAPITALES

APÉNDICE 2

APÉNDICE 2. SALIDA DE LOS MODELOS

MODELO FLUJO NETO DE CAPITALES

Salida 1

Cuadro 4

Dependent Variable: NF
Sample(adjusted): 1996:4 1999:4
Included observations: 13 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.055555	0.019110	2.907062	0.0174
R	-0.003979	0.001281	-3.106638	0.0126
DINF	-0.005911	0.003228	-1.831025	0.1003
D1	0.072102	0.028642	2.517310	0.0329

R-squared	0.594854	Mean dependent var	0.009231
Adjusted R-squared	0.459806	S.D. dependent var	0.035698
S.E. of regression	0.026237	Akaike info criterion	-4.195602
Sum squared resid	0.006196	Schwarz criterion	-4.021771
Log likelihood	31.27141	F-statistic	4.404746
Durbin-Watson stat	2.486987	Prob(F-statistic)	0.036237

Prueba LM

Cuadro 5

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.630604	Probability	0.237434
Obs*R-squared	2.201093	Probability	0.137913

Prueba de White

Cuadro 6

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.803637	Probability	0.581028
Obs*R-squared	4.740926	Probability	0.448309

Salida 2

Cuadro 7

Dependent Variable: NF
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1996:4 1999:4
Included observations: 13 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.051801	0.017206	3.010601	0.0168
R	-0.004071	0.001146	-3.552910	0.0075
DINF	-0.006976	0.002945	-2.368722	0.0453
DGF	2.15E-05	1.19E-05	1.807360	0.1083
D1	0.066205	0.025807	2.565393	0.0334

R-squared	0.712320	Mean dependent var	0.009231
Adjusted R-squared	0.568480	S.D. dependent var	0.035698
S.E. of regression	0.023450	Akaike info criterion	-4.384153
Sum squared resid	0.004399	Schwarz criterion	-4.166864
Log likelihood	33.49699	F-statistic	4.952163
Durbin-Watson stat	2.476356	Prob(F-statistic)	0.026365

Prueba LM

Cuadro 8

Prueba LM:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.038682	Probability	0.342053
Obs*R-squared	1.679736	Probability	0.194959

Prueba de White

Cuadro 9

Prueba de White:

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.996938	Probability	0.520121
Obs*R-squared	7.573641	Probability	0.371685

Salida 3

Cuadro 10

Dependent Variable: NF
Sample: 1996:3 1999:4
Included observations: 14

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.141813	0.215252	0.658824	0.5265
R	-0.003911	0.001859	-2.104120	0.0647
IE	-0.012592	0.036538	-0.344618	0.7383
INF	-0.001926	0.002722	-0.707388	0.4972
D1	0.061940	0.037533	1.650277	0.1333

R-squared	0.421584	Mean dependent var	0.005000
Adjusted R-squared	0.164510	S.D. dependent var	0.037775
S.E. of regression	0.034528	Akaike info criterion	-3.621641
Sum squared resid	0.010730	Schwarz criterion	-3.393407
Log likelihood	30.35149	F-statistic	1.639932
Durbin-Watson stat	2.654527	Prob(F-statistic)	0.246632

Prueba LM

Cuadro 11

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.460414	Probability	0.261370
Obs*R-squared	2.161195	Probability	0.141535

Prueba de White

Cuadro 12

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.959549	Probability	0.215240
Obs*R-squared	9.739684	Probability	0.203812

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Sample: 1996:3 1999:4
Included observations: 14

Salida 4

Cuadro 13

Dependent Variable: NF
Sample(adjusted): 1996:4 1999:4
Included observations: 13 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.261482	0.224976	1.162269	0.2832
R	-0.003825	0.001658	-2.307129	0.0544
IE	-0.037114	0.039038	-0.950713	0.3734
DGF	2.36E-05	1.86E-05	1.269941	0.2447
D1	0.043960	0.033323	1.319196	0.2286
D2	-0.018850	0.033916	-0.555783	0.5957

R-squared	0.607964	Mean dependent var	0.009231
Adjusted R-squared	0.327938	S.D. dependent var	0.035698
S.E. of regression	0.029265	Akaike info criterion	-3.920802
Sum squared resid	0.005995	Schwarz criterion	-3.660056
Log likelihood	31.48521	F-statistic	2.171098
Durbin-Watson stat	2.114313	Prob(F-statistic)	0.170294

Prueba Lm

Cuadro 14

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.563352	Probability	0.481300
Obs*R-squared	1.115828	Probability	0.290819

Prueba de White

Cuadro 15

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.334299	Probability	0.912426
Obs*R-squared	5.209027	Probability	0.735019

Salida 5

Cuadro 16

Dependent Variable: NF
Sample: 1996:3 1999:4
Included observations: 14

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.114113	0.237465	0.480547	0.6455
R	-0.003555	0.002120	-1.676966	0.1375
IE	-0.007700	0.040569	-0.189792	0.8549
INF	-0.002134	0.003017	-0.707508	0.5021
D1	0.058478	0.041116	1.422277	0.1979
D2	-0.031438	0.040863	-0.769350	0.4668
D3	-0.001719	0.041169	-0.041763	0.9679

R-squared	0.466686	Mean dependent var	0.005000
Adjusted R-squared	0.009559	S.D. dependent var	0.037775
S.E. of regression	0.037594	Akaike info criterion	-3.417110
Sum squared resid	0.009893	Schwarz criterion	-3.097582
Log likelihood	30.91977	F-statistic	1.020912
Durbin-Watson stat	2.695434	Prob(F-statistic)	0.481709

Prueba LM

Cuadro 17

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.210452	Probability	0.313413
Obs*R-squared	2.350246	Probability	0.125263

Prueba de White

Cuadro 18

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.314291	Probability	0.423830
Obs*R-squared	10.46210	Probability	0.314385

MODELO DE VARIABLES DUMMIES

Índice de Valores de Rusia vs. Venezuela

Salida 1

Cuadro 20

Dependent Variable: DLIBVC
Sample(adjusted): 7/02/1998 4/30/1999
Included observations: 217 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.030438	0.034893	0.872323	0.3840
VDGN	0.003688	0.009824	0.375382	0.7078
VDBN	-0.022480	0.007131	-3.152474	0.0019
IUS	-0.005619	0.007010	-0.801564	0.4237
DLDM	0.642879	0.395559	1.625242	0.1056
DLSP	0.434459	0.161369	2.692325	0.0077

R-squared	0.101474	Mean dependent var	0.000621
Adjusted R-squared	0.080182	S.D. dependent var	0.034284
S.E. of regression	0.032881	Akaike info criterion	-3.964593
Sum squared resid	0.228123	Schwarz criterion	-3.871139
Log likelihood	436.1583	F-statistic	4.765795
Durbin-Watson stat	1.469886	Prob(F-statistic)	0.000379

Salida 2

Cuadro 21

Dependent Variable: DLIBVC
Sample(adjusted): 7/02/1998 4/30/1999
Included observations: 217 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.041627	0.034979	1.190057	0.2354
VDGN	0.001563	0.009806	0.159387	0.8735
VDBN	-0.020137	0.007167	-2.809658	0.0054
RDGN	-0.010137	0.011257	-0.900501	0.3689
RDBN	-0.015499	0.006659	-2.327636	0.0209
IUS	-0.007394	0.007005	-1.055473	0.2924
DLDM	0.550047	0.393527	1.397737	0.1637
DLSP	0.402387	0.160339	2.509601	0.0128

R-squared	0.127118	Mean dependent var	0.000621
Adjusted R-squared	0.097883	S.D. dependent var	0.034284
S.E. of regression	0.032563	Akaike info criterion	-3.975116

Sum squared resid	0.221612	Schwarz criterion	-3.850511
Log likelihood	439.3000	F-statistic	4.348121
Durbin-Watson stat	1.475778	Prob(F-statistic)	0.000161

Salida 3

Cuadro 22

Dependent Variable: DLRTSI
Sample(adjusted): 7/02/1998 4/30/1999
Included observations: 217 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.050957	0.045447	1.121244	0.2635
RDGN	0.033883	0.014535	2.331145	0.0207
RDBN	-0.034110	0.008616	-3.959121	0.0001
IUS	-0.010129	0.009112	-1.111536	0.2676
DLDM	-0.332145	0.512687	-0.647852	0.5178
DLSP	0.525144	0.209477	2.506923	0.0129

R-squared	0.121800	Mean dependent var	-0.002128
Adjusted R-squared	0.100990	S.D. dependent var	0.044899
S.E. of regression	0.042572	Akaike info criterion	-3.447994
Sum squared resid	0.382406	Schwarz criterion	-3.354540
Log likelihood	380.1073	F-statistic	5.852854
Durbin-Watson stat	1.642390	Prob(F-statistic)	0.000044

Salida 4

Cuadro 23

Dependent Variable: DLRTSI
Sample(adjusted): 7/02/1998 4/30/1999
Included observations: 217 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.052611	0.045643	1.152666	0.2504
VDGN	-0.008576	0.012795	-0.670255	0.5034
VDBN	-0.014471	0.009352	-1.547375	0.1233
RDGN	0.037740	0.014689	2.569314	0.0109
RDBN	-0.033588	0.008689	-3.865694	0.0001
IUS	-0.010089	0.009141	-1.103733	0.2710
DLDM	-0.313849	0.513493	-0.611204	0.5417
DLSP	0.516559	0.209218	2.468994	0.0144

R-squared	0.133473	Mean dependent var	-0.002128
Adjusted R-squared	0.104451	S.D. dependent var	0.044899

S.E. of regression	0.042490	Akaike info criterion	-3.442941
Sum squared resid	0.377323	Schwarz criterion	-3.318337
Log likelihood	381.5591	F-statistic	4.598968
Durbin-Watson stat	1.672887	Prob(F-statistic)	0.000084

Spreads de Bonos Soberanos de Rusia vs. Venezuela

Salida 1

Cuadro 25

Dependent Variable: SPVZ
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 7/02/1998 4/30/1999
Included observations: 217 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	221.5444	12.40060	17.86562	0.0000
VDGN	-2.670853	3.491294	-0.765004	0.4451
VDBN	-2.272205	2.534258	-0.896596	0.3710
IUS	-35.05089	2.491317	-14.06922	0.0000
DLDM	68.70990	140.5784	0.488766	0.6255
DLSP	32.43233	57.34936	0.565522	0.5723

R-squared	0.489648	Mean dependent var	47.21442
Adjusted R-squared	0.477555	S.D. dependent var	16.16702
S.E. of regression	11.68558	Akaike info criterion	7.781849
Sum squared resid	28812.65	Schwarz criterion	7.875302
Log likelihood	-838.3306	F-statistic	40.48809
Durbin-Watson stat	0.090336	Prob(F-statistic)	0.000000

Salida 2

Cuadro 26

Dependent Variable: SPVZ
Sample(adjusted): 7/02/1998 4/30/1999
Included observations: 217 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	225.2974	12.66831	17.78433	0.0000
RDGN	2.964367	4.127044	0.718279	0.4734
RDBN	-3.267315	2.504391	-1.304635	0.1935
VDGN	-3.292777	3.533953	-0.931755	0.3525
VDBN	-2.840092	2.639228	-1.076107	0.2831
INT	-35.72669	2.534827	-14.09433	0.0000
DLDM	65.84911	142.4904	0.462130	0.6445
DLSP	42.05045	59.29158	0.709215	0.4790

DLIBVC	-20.62519	24.96518	-0.826158	0.4097
DLRTSI	-8.608094	19.13262	-0.449917	0.6532

R-squared	0.496226	Mean dependent var	47.21442
Adjusted R-squared	0.474323	S.D. dependent var	16.16702
S.E. of regression	11.72167	Akaike info criterion	7.805742
Sum squared resid	28441.28	Schwarz criterion	7.961498
Log likelihood	-836.9230	F-statistic	22.65543
Durbin-Watson stat	0.116822	Prob(F-statistic)	0.000000

Salida 3

Cuadro 27

Dependent Variable: SPRA
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 7/02/1998 4/30/1999
Included observations: 217 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	24.63215	2.430759	10.13352	0.0000
RDGN	0.294402	0.777406	0.378698	0.7053
RDBN	0.524759	0.460814	1.138763	0.2561
IUS	-2.701567	0.487380	-5.543039	0.0000
DLDM	-46.40287	27.42153	-1.692206	0.0921
DLSP	-12.00667	11.20409	-1.071633	0.2851

R-squared	0.161803	Mean dependent var	11.29442
Adjusted R-squared	0.141940	S.D. dependent var	2.458112
S.E. of regression	2.276987	Akaike info criterion	4.510843
Sum squared resid	1093.965	Schwarz criterion	4.604297
Log likelihood	-483.4265	F-statistic	8.146145
Durbin-Watson stat	0.126484	Prob(F-statistic)	0.000000

Salida 4

Cuadro 28

Dependent Variable: SPRA
Sample(adjusted): 7/02/1998 4/30/1999
Included observations: 217 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	25.67016	2.416255	10.62395	0.0000
VDGN	-0.589339	0.674039	-0.874339	0.3829
VDBN	-0.063379	0.503386	-0.125905	0.8999
RDGN	0.630286	0.787160	0.800708	0.4242
RDBN	0.010188	0.477668	0.021330	0.9830

IUS	-2.896726	0.483473	-5.991492	0.0000
DLDM	-48.63196	27.17752	-1.789419	0.0750
DLSP	-4.254605	11.30882	-0.376220	0.7071
DLIBVC	-5.747787	4.761664	-1.207096	0.2288
DLRTSI	-10.98956	3.649208	-3.011492	0.0029

R-squared	0.207243	Mean dependent var	11.29442
Adjusted R-squared	0.172775	S.D. dependent var	2.458112
S.E. of regression	2.235700	Akaike info criterion	4.491973
Sum squared resid	1034.659	Schwarz criterion	4.647728
Log likelihood	-477.3790	F-statistic	6.012677
Durbin-Watson stat	0.188571	Prob(F-statistic)	0.000000

MODELOS VAR

Indice de Valores de Rusia vs. Venezuela

Periodo de Tranquilidad: 9/11/1997 al 31/03/1998.

IBVC: Indice de Bolsa de Valores Caracas

Prueba de Estacionariedad

Cuadro 29

ADF Test Statistic	-7.015295	1%	Critical Value*	-2.5802
		5%	Critical Value	-1.9421
		10%	Critical Value	-1.6169

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IBVC,2)

PP Test Statistic	-8.860005	1%	Critical Value*	-2.5801
		5%	Critical Value	-1.9421
		10%	Critical Value	-1.6169

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Lag truncation for Bartlett kernel: 1 (Newey-West suggests: 4)

Residual variance with no correction	26350.01
Residual variance with correction	26367.85

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(IBVC,2)

Dependent Variable: IBVC
Sample(adjusted): 9/15/1997 3/31/1998
Included observations: 142 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.272364	0.081042	15.70007	0.0000
AR(2)	-0.274463	0.080857	-3.394421	0.0009

R-squared	0.983749	Mean dependent var	8524.795
Adjusted R-squared	0.983633	S.D. dependent var	1269.969
S.E. of regression	162.4705	Akaike info criterion	13.03285
Sum squared resid	3695533.	Schwarz criterion	13.07449
Durbin-Watson stat	1.994770	Prob(F-statistic)	0.000000
Inverted AR Roots	1.00	.28	

Ecuación característica inversa:
$(1-1.272363L + 0.274462L^2)=0$ $L_1=3.6329$ $L_2=1.0029$

Como la raíz característica inversa no es significativamente mayor que 1, para L_2 existe una raíz unitaria.

Corrida Ecuación Original:
D(IBVC) = 0.285887*D(IBVC(-1))

Prueba LM indica que no hay autocorrelación:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.000750	Probability	0.978194
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Estadísticos Q de Box-Pierce y Ljung-Box:
Corrida Original: D(IBVC) = 0.285887*D(IBVC(-1))
T (# de Obs.) = 142

	Box-Pierce	Ljung-Box
Q(10)	9.259188427	9.872560528
Q(30)	29.70378606	33.70058023
Q(80)	66.787	96.91988571

$\chi^2(10),5\% = 18.3070$ Como: $Q_{cal}(10) < \chi^2(10),5\%$
$\chi^2(30),5\% = 43.7729$ $Q_{cal}(30) < \chi^2(30),5\%$
$\chi^2(80),5\% = 101.879$ $Q_{cal}(80) < \chi^2(80),5\%$

Todos los (ρ_K) son cero. No hay autocorrelación conjunta de orden k.

La variable es estacionaria en primera diferencia, es decir es integrada de Orden 1.

RTSI: Russian Trading System Index

Prueba de Estacionariedad

Cuadro 30

ADF Test Statistic	-6.624009	1%	Critical Value*	-2.5805
		5%	Critical Value	-1.9422
		10%	Critical Value	-1.6169

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RTSI,2)

PP Test Statistic	-11.73016	1%	Critical Value*	-2.5801
		5%	Critical Value	-1.9421
		10%	Critical Value	-1.6169

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Lag truncation for Bartlett kernel: 4 (Newey-West suggests: 4)

Residual variance with no correction	254.0958
Residual variance with correction	266.8923

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(RTSI,2)

Método de Raíces Unitarias del Operador Rezago:

Dependent Variable: RTSI
Sample(adjusted): 9/15/1997 3/31/1998
Included observations: 142 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.004431	0.084519	11.88403	0.0000
AR(2)	-0.008119	0.084273	-0.096347	0.9234

R-squared	0.960949	Mean dependent var	385.4963
Adjusted R-squared	0.960670	S.D. dependent var	80.61208
S.E. of regression	15.98684	Akaike info criterion	8.395393
Durbin-Watson stat	1.998959	Prob(F-statistic)	0.000000
Inverted AR Roots	1.00	.01	

Ecuación característica inversa:

$(1-1.272363L + 0.274462L^2)=0$ $L_1=3.6329$ $L_2=1.0029$

Como la raíz característica inversa no es significativamente mayor que 1, para L_2 tenemos que existe una raíz unitaria.

Corrida Ecuación Original:

D(RTSI) = 0.016406*D(RTSI(-1)) + 0.101222*D(RTSI(-2)) + 0.040603*D(RTSI(-3)) - 0.216411*D(RTSI(-4))

Prueba LM indica que no hay autocorrelación:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.537272	Probability	0.113543
Obs*R-squared	1.668980	Probability	0.196395

Estadísticos Q de Box-Pierce y Ljung-Box:

Corrida Original: D(RTSI) = 0.016406*D(RTSI(-1)) + 0.101222*D(RTSI(-2)) + 0.040603*D(RTSI(-3)) - 0.216411*D(RTSI(-4))

T (# de Obs.) = 139

	Box-Pierce	Ljung-Box
Q(10)	7.283461	7.794680865
Q(30)	27.883122	32.29034466
Q(80)	58.712	82.16823113

$\chi^2(10),5\% = 18.3070$ Como: $Q_{cal}(10) < \chi^2(10),5\%$

$\chi^2(30),5\% = 43.7729$ $Q_{cal}(30) < \chi^2(30),5\%$

$\chi^2(80),5\% = 101.879$ $Q_{cal}(80) < \chi^2(80),5\%$

Todos los (ρ_K) son cero. No hay autocorrelación conjunta de orden k.

La variable es estacionaria en primera diferencia, es decir es integrada de Orden 1.

Determinación del Numero Optimo de Rezagos

Se estima el modelo VAR con 1 rezago:

Cuadro 31

Sample(adjusted): 9/15/1997 3/31/1998
Included observations: 142 after adjusting Endpoints

	D(IBVC)	D(RTSI)
D(IBVC(-1))	0.279185	0.046884
	(0.08916)	(0.00781)
	(3.13113)	(6.00376)
D(RTSI(-1))	0.169450	-0.196975
	(0.94857)	(0.08308)
	(0.17864)	(-2.37101)
R-squared	0.068741	0.200977
Adj. R-squared	0.062089	0.195270
Sum sq. resides	3740848.	28693.93
S.E. equation	163.4636	14.31631
F-statistic	10.33409	35.21396
Log likelihood	-924.1980	-578.4008
Akaike AIC	13.04504	8.174660
Schwarz SC	13.08667	8.216291
Mean dependent	-20.30162	-1.114437
S.D. dependent	168.7875	15.95900

Determinant Residual Covariance	4631136.
Log Likelihood	-1492.709
Akaike Information Criteria	21.08040
Schwarz Criteria	21.16367

	D(IBVC)	D(RTSI)	Det.Ω_1 = 4631135.724996
D(IBVC)	26,344.0027201	831.982572	Ln[Det. .Ω_1] = 15.348313
D(RTSI)	831.982572857	202.069927	M = 2 N = 1 T = 142

AIC(1) = 15.432819

Se estima el modelo VAR con 2 rezago:

Cuadro 32

Sample(adjusted): 9/16/1997 3/31/1998
Included observations: 141 after adjusting Endpoints

	D(IBVC)	D(RTSI)
D(IBVC(-1))	0.276310	0.047349
	(0.09149)	(0.00800)
	(3.02018)	(5.92189)
D(IBVC(-2))	-0.030566	-0.008232
	(0.10122)	(0.00885)
	(-0.30197)	(-0.93051)
D(RTSI(-1))	0.304484	-0.163980
	(1.04433)	(0.09127)
	(0.29156)	(-1.79665)
D(RTSI(-2))	0.601459	0.056152
	(0.98148)	(0.08578)
	(0.61281)	(0.65463)
R-squared	0.071606	0.206450
Adj. R-squared	0.051276	0.189073
Sum sq. resides	3729085.	28482.85
S.E. equation	164.9836	14.41888
F-statistic	3.522214	11.88064
Log likelihood	-917.9657	-574.3053
Akaike AIC	13.07753	8.202912
Schwarz SC	13.16118	8.286565
Mean dependent	-20.41872	-1.144681
S.D. dependent	169.3834	16.01181
Determinant Residual Covariance		4654267.
Log Likelihood		-1482.548
Akaike Information Criteria		21.14252
Schwarz Criteria		21.30983

	D(IBVC)	D(RTSI)	Det.Ω_1 = 4654266.813365
D(IBVC)	26,447.4088109	829.620294013	Ln[Det. .Ω_1] = 15.353295
D(RTSI)	829.620294013	202.00605223	M = 2 N = 2 T = 141

AIC(2) = 15.49513892

El numero óptimo de rezagos es 1, dado que: **AIC(2) > AIC(1).**

AIC según el Eviews: AIC(1) = 21.08040 < AIC(2) = 21.14252
SC según el Eviews: SC(1) = 21.16367 < SC(2) = 21.30983

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 33

Verifico exogeneidad de la variable IBVC: T=142.

1) D(IBVC) = 0.285887*D(IBVC(-1))
SCR1= 3,741,701.070750 con (142obs.-1)=141g.l.

2) D(IBVC) = 0.279185*D(IBVC(-1)) + 0.1694498328*D(RTSI(-1))
SCR2= 3740848.38625 con (142obs.-2)=140 g.l.

$F_{calculado} = 0.031911$
$F_{1,140,5\%} = 3.918179$
$F_{calculado} < F_{2,140,5\%}$: IBVC es una variable exógena, al incorporar la RTSI no explica el comportamiento del IBVC.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = 10.193308	AIC(2)= 10.207165
SC(1) = 10.214124	SC(2)= 10.248796

Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 13.031185	AIC(2)= 13.045042
SC(1) = 13.052001	SC(2)= 13.086673

Se puede apreciar que IBVC es una variable exógena.

Verifico exogeneidad de la variable RTSI: T=142

1) D(RTSI) = 0.01290945672*D(RTSI(-1))
SCR1= 36081.6105224 con (142obs.-1)=141g.l.

2) D(RTSI) = -0.196974754*D(RTSI(-1)) + 0.04688390214*D(IBVC(-1))
SCR2= 28693.9297417 con (142obs.-2)=140g.l.

$F_{calculado} = 36.045091$
$F_{1,140,5\%} = 3.918179$
$F_{calculado} > F_{2,101,5\%}$: RTSI es una variable Endogena, al incorporar el IBVC explica el comportamiento del RTSI.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = 5.551796	AIC(2)= 5.336783
SC(1) = 5.572612	SC(2)= 5.378414

Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 8.389673 AIC(2)= 8.174659
SC(1) = 8.410488 SC(2)= 8.216291
Se puede apreciar que RTSI es una variable endógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 34

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 9/11/97 3/31/98
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(IBVC) does not Granger Cause D(RTSI)	142	35.1310	2.3E-08
D(RTSI) does not Granger Cause D(IBVC)		0.02264	0.88060

Prueba de Cointegración de Yohansen

Cuadro 35

Included observations: 141
Test assumption: No deterministic trend in the data
Series: D(RTSI) D(IBVC)
Lags interval: 1 to 1

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.369488	105.3713	12.53	16.31	None **
0.248805	40.33873	3.84	6.51	At most 1 **

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Hay 2 vectores de cointegración al 1%, dado que Likelihood Ratio > Valor Critico al 1%.

Estabilidad del VAR

Cuadro 36

VAR Model - Substituted Coefficients:

==========

D(RTSI) = - 0.196974*D(RTSI(-1)) + 0.046883*D(IBVC(-1))

D(IBVC) = 0.169449*D(RTSI(-1)) + 0.279185*D(IBVC(-1))

Ecuación Característica Inversa.

Det. $[I_2-A_1W]$

$$\mathbf{Det}\left[\begin{bmatrix}1 & 0\\ 0 & 1\end{bmatrix}-\begin{bmatrix}-0.196974754 & 0.04688390214\\ 0.1694498328 & 0.2791851718\end{bmatrix}\mathbf{W}\right]$$

Se Verifica la estabilidad si $|W_i|>1$. W_1=-4.6924 W_2=3.3861

Indice de Valores de Rusia vs. Venezuela

Periodo de Crisis: 01/04/1998 al 31/12/1998.

IBVC: Indice de Bolsa de Valores Caracas

Prueba de Estacionariedad

Cuadro 37

ADF Test Statistic	-9.111556	1%	Critical Value*	-2.5762
		5%	Critical Value	-1.9414
		10%	Critical Value	-1.6165

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IBVC,2)

PP Test Statistic	-10.65124	1%	Critical Value*	-2.5761
		5%	Critical Value	-1.9413
		10%	Critical Value	-1.6165

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 2	(Newey-West suggests: 4)	
Residual variance with no correction		23417.86
Residual variance with correction		22344.93

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(IBVC,2)

Dependent Variable: IBVC
Sample(adjusted): 4/03/1998 12/31/1998
Included observations: 195 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.243662	0.069744	17.83179	0.0000
AR(2)	-0.246969	0.069489	-3.554089	0.0005

R-squared	0.985811	Mean dependent var	4691.671
Adjusted R-squared	0.985738	S.D. dependent var	1280.897
S.E. of regression	152.9705	Akaike info criterion	12.90857
Durbin-Watson stat	1.887447	Prob(F-statistic)	0.000000
Inverted AR Roots	1.00	.25	

Ecuación característica inversa:
$(1-1.243662L + 0.246968L^2)=0$ $L_1=4.0313$ $L_2=1.0044$
Como la raíz característica inversa no es significativamente mayor que 1, para L_2 existe una raíz unitaria.

Corrida Ecuación Original:
D(IBVC) = 0.312480*D(IBVC(-1)) - 0.217610*D(IBVC(-2))

La prueba LM indica que no hay autocorrelación:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.473565	Probability	0.226283
Obs*R-squared	0.143068	Probability	0.705250

Estadísticos Q de Box-Pierce y Ljung-Box:
Corrida Original: D(IBVC) = 0.312480*D(IBVC(-1)) - 0.217610*D(IBVC(-2))
T (# de Obs.) = 194

	Box-Pierce	Ljung-Box
Q(10)	8.770204032	9.145429549
Q(30)	17.75536589	19.20172355
Q(80)	48.311	82.16823113

$\chi^2(10),5\% = 18.3070$ Como: $Q_{cal}(10) < \chi^2(10),5\%$
$\chi^2(30),5\% = 43.7729$ $Q_{cal}(30) < \chi^2(30),5\%$
$\chi^2(80),5\% = 101.879$ $Q_{cal}(80) < \chi^2(80),5\%$
Todos los (ρ_K) son cero. No hay autocorrelación conjunta de orden k.

La variable es estacionaria en primera diferencia, es decir es integrada de Orden 1.

RTSI: Russian Trading System Index

Prueba de Estacionariedad

Cuadro 38

ADF Test Statistic	-3.026015	1%	Critical Value*	-2.5767
		5%	Critical Value	-1.9415
		10%	Critical Value	-1.6166

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RTSI,2)

PP Test Statistic	-3.200849	1%	Critical Value*	-2.5761
		5%	Critical Value	-1.9413
		10%	Critical Value	-1.6165

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Lag truncation for Bartlett kernel: 1 (Newey-West suggests: 4)

Residual variance with no correction	42.00671
Residual variance with correction	55.49824

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(RTSI)

Según el Phillips-Perron es estacionaria en niveles con 11 rezagos.

Método de Raíces Unitarias del Operador Rezago:

Dependent Variable: RTSI
Sample(adjusted): 4/03/1998 12/31/1998
Included observations: 195 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.140705	0.071066	16.05125	0.0000
AR(2)	-0.149693	0.070410	-2.126026	0.0348

R-squared	0.995066	Mean dependent var	136.1616
Adjusted R-squared	0.995040	S.D. dependent var	91.56211
S.E. of regression	6.448391	Akaike info criterion	6.575742
Durbin-Watson stat	1.991045	Prob(F-statistic)	0.000000
Inverted AR Roots	.99	.15	

Ecuación característica inversa:

$(1-1.140704L+ 0.149693L^2)=0$ $L_1=6.6096$ $L_2= 1.0107$

Como la raíz característica inversa no es significativamente mayor que 1, para L_2 existe una raíz unitaria.

Corrida Ecuación Original:
D(RTSI) = 0.224079*D(RTSI(-1)) + 0.072388*D(RTSI(-2)) + 0.090973*D(RTSI(-3)) - 0.052696*D(RTSI(-4)) - 0.014174*D(RTSI(-5)) - 0.024978*D(RTSI(-6)) + 0.176492*D(RTSI(-7)) - 0.120715*D(RTSI(-8)) - 0.123430*D(RTSI(-9)) + 0.236112*D(RTSI(-10))

Prueba LM indica que no hay autocorrelación:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.365824	Probability	0.546073
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Estadísticos Q de Box-Pierce y Ljung-Box:
Corrida Original: D(RTSI) = 0.224079*D(RTSI(-1)) + 0.072388*D(RTSI(-2)) + 0.090973*D(RTSI(-3)) - 0.052696*D(RTSI(-4)) - 0.014174*D(RTSI(-5)) - 0.024978*D(RTSI(-6)) + 0.176492*D(RTSI(-7)) - 0.120715*D(RTSI(-8)) - 0.123430*D(RTSI(-9)) + 0.236112*D(RTSI(-10))
T (# de Obs.) = 186

	Box-Pierce	Ljung-Box
Q(10)	1.640	1.713225445
Q(30)	26.48952127	30.3727966
Q(80)	55.308	71.02521327

$\chi^2(10),5\% = 18.3070$ Como: $Q_{cal}(10) < \chi^2(10),5\%$
$\chi^2(30),5\% = 43.7729$ $Q_{cal}(30) < \chi^2(30),5\%$
$\chi^2(80),5\% = 101.879$ $Q_{cal}(80) < \chi^2(80),5\%$
Todos los (ρ_κ) son cero. No hay autocorrelación conjunta de orden k.

La variable es estacionaria en primera diferencia, es decir es integrada de Orden 1.

Determinación del Numero Optimo de Rezagos

Se estima el modelo VAR con 1 rezago:

Cuadro 39

Sample(adjusted): 4/03/1998 12/31/1998
Included observations: 195 after adjusting Endpoints

	D(IBVC)	D(RTSI)
D(IBVC(-1))	0.250472	0.000977
	(0.06998)	(0.00301)
	(3.57923)	(0.32427)
D(RTSI(-1))	1.224915	0.193606
	(1.65209)	(0.07110)
	(0.74143)	(2.72309)
R-squared	0.061534	-0.001735
Adj. R-squared	0.056672	-0.006925
Sum sq. resids	4553513.	8433.156
S.E. equation	153.6012	6.610228
F-statistic	12.65485	-0.334190
Log likelihood	-1257.388	-643.9684
Akaike AIC	12.91680	6.625317
Schwarz SC	12.95037	6.658886
Mean dependent	-13.81528	-1.354872
S.D. dependent	158.1478	6.587458

Determinant Residual Covariance	998181.4
Log Likelihood	-1900.221
Akaike Information Criteria	19.53047
Schwarz Criteria	19.59761

	D(IBVC)	D(RTSI)
(IBVC)	23,351.3511089	108.136425394
D(RTSI)	108.136425394	43.24695557

$\text{Det.}\Omega_1 = 998181.357442$

$\text{Ln[Det. .}\Omega_1] = 13.813690$

$M = 2 \quad N = 1 \quad T = 195$

AIC(1) = 13.87522872

Se estima el modelo VAR con 2 rezago:

Cuadro 40

Sample(adjusted): 4/06/1998 12/31/1998
Included observations: 194 after adjusting Endpoints

	D(IBVC)	D(RTSI)
D(IBVC(-1))	0.301516	0.001155
	(0.07052)	(0.00312)

	(4.27590)	(0.37050)
D(IBVC(-2))	-0.232742	-0.001736
	(0.07039)	(0.00311)
	(-3.30666)	(-0.55825)
D(RTSI(-1))	0.717352	0.185912
	(1.63852)	(0.07241)
	(0.43780)	(2.56765)
D(RTSI(-2))	3.157849	0.053277
	(1.64045)	(0.07249)
	(1.92499)	(0.73495)
R-squared	0.123590	0.005598
Adj. R-squared	0.109752	-0.010104
Sum sq. resids	4251831.	8302.654
S.E. equation	149.5930	6.610460
F-statistic	8.931179	0.356505
Log likelihood	-1244.789	-639.6519
Akaike AIC	12.87412	6.635586
Schwarz SC	12.94149	6.702965
Mean dependent	-13.68263	-1.312113
S.D. dependent	158.5461	6.577316

Determinant Residual Covariance	929420.3
Log Likelihood	-1883.553
Akaike Information Criteria	19.50054
Schwarz Criteria	19.63530

	D(IBVC)	D(RTSI)
D(IBVC)	21,916.6522118	92.470305866
D(RTSI)	92.470305866	42.79718649

$\text{Det.}\Omega_1 = 929420.294493$

$\text{Ln[Det. .}\Omega_1] = 13.742316$

$M = 2 \quad N = 2 \quad T = 194$

AIC(2) = 13.845409

Se estima el VAR con 3 rezagos:

Cuadro 41

Sample(adjusted): 4/07/1998 12/31/1998
Included observations: 193 after adjusting Endpoints

	D(IBVC)	D(RTSI)
D(IBVC(-1))	0.267504	0.000557
	(0.07270)	(0.00321)
	(3.67976)	(0.17351)
D(IBVC(-2))	-0.204538	-0.001906
	(0.07365)	(0.00325)
	(-2.77705)	(-0.58563)
D(IBVC(-3))	-0.104186	0.000139
	(0.07222)	(0.00319)
	(-1.44271)	(0.04353)

D(RTSI(-1))	0.517790	0.186212
	(1.64509)	(0.07268)
	(0.31475)	(2.56220)
D(RTSI(-2))	2.824731	0.027275
	(1.66263)	(0.07345)
	(1.69896)	(0.37134)
D(RTSI(-3))	2.451450	0.136481
	(1.65346)	(0.07305)
	(1.48262)	(1.86842)
R-squared	0.141316	0.024677
Adj. R-squared	0.118356	-0.001401
Sum sq. resids	4163393.	8125.625
S.E. equation	149.2117	6.591854
F-statistic	6.155008	0.946276
Log likelihood	-1236.843	-634.7736
Akaike AIC	12.87920	6.640141
Schwarz SC	12.98063	6.741572
Mean dependent	-13.40699	-1.334145
S.D. dependent	158.9119	6.587241

Determinant Residual Covariance	901439.9
Log Likelihood	-1870.894
Akaike Information Criteria	19.51186
Schwarz Criteria	19.71472

	D(IBVC)	D(RTSI)
D(IBVC)	21,571.9868131	82.323222056
D(RTSI)	82.323222056	42.10168548

$Det.\Omega_1 = 901439.891148$

$Ln[Det. .\Omega_1] = 13.711749$

$M = 2 \quad N = 1 \quad T = 193$

AIC(3) = 13.856826

El numero óptimo de rezagos es 2, dado que: **AIC(3) > AIC(2).**

AIC según el Eviews: AIC(2) = 19.500544 < AIC(3) = 19.511855

SC según el Eviews: SC(2) = 19.635301 < SC(3) = 19.714717

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 42

Verifico exogeneidad de la variable IBVC: T=194.

1) D(IBVC) = 0.312480*D(IBVC(-1)) - 0.217610*D(IBVC(-2))

SCR1= 4349565.82143 con (194obs.-2)=192g.l.

2) D(IBVC) = 0.301516*D(IBVC(-1)) - 0.232741*D(IBVC(-2)) + 0.717352*D(RTSI(1)) + 3.157849*D(RTSI(-2))

SCR2= 4251830.52909 con (194obs.-4)=190 g.l.

$F_{calculado} = 0.031911$

$F_{2,190,5\%} = 3.064425$
$F_{calculado} < F_{2,190,5\%}$: IBVC es una variable exógena, al incorporar RTSI no se explica el comportamiento del IBVC.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
AIC (1) = 10.038346 AIC(2) = 10.036239
SC(1) = 10.072036 SC(2) = 10.103617
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 12.876224 AIC(2) = 12.874116
SC(1) = 12.909913 SC(2) = 12.941494
Se puede apreciar que IBVC es una variable exógena.

Verifico exogeneidad de la variable RTSI: T=194.
1) D(RTSI) = 0.187989*D(RTSI(-1)) + 0.050065*D(RTSI(-2))
SCR1= 8318.775839 con (194obs.-2)=192g.l.
2) D(RTSI) = 0.185912*D(RTSI(-1)) + 0.053276*D(RTSI(-2)) + 0.001154*D(IBVC(-1)) - 0.001736*D(IBVC(-2))
SCR2 = 8302.654179 con (194obs.-4)=190g.l.

$F_{calculado} = 0.184466$
$F_{2,190,5\%} = 3.064425$
$F_{calculado} < F_{2,190,5\%}$: RTSI es una variable Exógena, al incorporar el IBVC no se explica el comportamiento del RTSI.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
AIC (1) = 3.779030 AIC(2)= 3.797709
SC(1) = 3.812720 SC(2)= 3.865087
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 6.616907 AIC(2)= 6.635586
SC(1) = 6.650597 SC(2)= 6.702965
Se puede apreciar que RTSI es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 43

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 4/01/98 12/31/98
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(IBVC) does not Granger Cause D(RTSI)	194	0.23877	0.78783
D(RTSI) does not Granger Cause D(IBVC)		1.76721	0.17362

En torno a esto el orden de precedencia no esta establecido.

Prueba de Cointegración de Yohansen

Cuadro 44

Sample: 4/01/1998 12/31/1998
Included observations: 193
Test assumption: No deterministic trend in the data
Series: D(IBVC) D(RTSI)
Lags interval: 1 to 2

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.329600	112.5536	12.53	16.31	None **
0.167480	35.37653	3.84	6.51	At most 1 **

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Hay 2 vectores de cointegración al 1%, dado que Likelihood Ratio > Valor Critico al 1%.

Estabilidad del VAR

Cuadro 45

VAR Model - Substituted Coefficients:
==========
D(IBVC) = 0.301516*D(IBVC(-1)) - 0.232741*D(IBVC(-2)) + 0.717352*D(RTSI(-1)) + 3.157849*D(RTSI(-2))
D(RTSI) = 0.001154*D(IBVC(-1)) - 0.001736*D(IBVC(-2)) + 0.185912*D(RTSI(-1)) + 0.0532768*D(RTSI(-2))

Ecuación Característica Inversa.
Det. $[I_2-A_1W-A_2W^2]$

$$\mathbf{Det.}\left[\begin{bmatrix}1 & 0\\ 0 & 1\end{bmatrix}-\begin{bmatrix}0.30 & 0.72\\ 0.001 & 0.19\end{bmatrix}\mathbf{W}-\begin{bmatrix}-0.23 & 3.16\\ -0.001 & 0.05\end{bmatrix}\mathbf{W}^2\right]$$

Se verifica la estabilidad si $|W_i|>1$.

$W_1 = -9.0711 \quad W_2 = 3.3675$
$W_3 = 0.7116 + 2.0559i \; W_4 = 0.7116 - 2.0559i$
$|\mathbf{W}_3| = |\mathbf{W}_4| = \sqrt{0.7116^2 + 2.0559^2} = 2.17556874633$

Spreads de Bonos Soberanos de Rusia vs. Venezuela

Periodo de Tranquilidad: 9/11/1997 al 31/03/1998.

SPVZ: Spread Venezuela

Prueba de Estacionariedad

Cuadro 46

Prueba Dickey Fuller Ampliado (ADF):

ADF Test Statistic	-7.469908	1%	Critical Value*	-2.5802
		5%	Critical Value	-1.9421
		10%	Critical Value	-1.6169

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SPVZ,2)

Prueba Phillips – Perron:

PP Test Statistic	-9.395417	1%	Critical Value*	-2.5801
		5%	Critical Value	-1.9421
		10%	Critical Value	-1.6169

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Lag truncation for Bartlett kernel: 1 (Newey-West suggests: 4)

Residual variance with no correction	0.024869
Residual variance with correction	0.025014

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(SPVZ,2)

Método de Raíces Unitarias del Operador Rezago:
Dependent Variable: SPVZ
Sample(adjusted): 9/15/1997 3/31/1998
Included observations: 142 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.229352	0.082372	14.92444	0.0000
AR(2)	-0.229169	0.082459	-2.779170	0.0062

R-squared	0.936365	Mean dependent var	4.703444
Adjusted R-squared	0.935910	S.D. dependent var	0.627352

S.E. of regression	0.158820	Akaike info criterion	-0.828104
Durbin-Watson stat	1.983880	Prob(F-statistic)	0.000000
Inverted AR Roots	1.00	.23	
	Estimated AR process is nonstationary		

Ecuación característica inversa:

$(1-1.229352L + 0.229168L^2)=0$ $L_1=4.3646$ $L_2=0.9998$

Como la raíz característica inversa no es significativamente menor que 1, para L_2 existe una raíz unitaria.

Corrida Ecuación Original:

D(SPVZ) = 0.229427*D(SPVZ(-1))

Prueba LM indica que no hay autocorrelación:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.086446	Probability	0.769181
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Estadísticos Q de Box-Pierce y Ljung-Box:

Corrida Original: D(SPVZ) = 0.229427*D(SPVZ(-1))

T (# de Obs.) = 142

	Box-Pierce	Ljung-Box
Q(10)	6.802936	7.188107316
Q(30)	22.38843	25.76764108
Q(80)	37.409	49.10302827

$\chi^2(10),5\% = 18.3070$ Como: $Q_{cal}(10) < \chi^2(10),5\%$

$\chi^2(30),5\% = 43.7729$ $Q_{cal}(30) < \chi^2(30),5\%$

$\chi^2(80),5\% = 101.879$ $Q_{cal}(80) < \chi^2(80),5\%$

Todos los (ρ_κ) son cero. No hay autocorrelación conjunta de orden k.

La variable es estacionaria en primera diferencia, es decir es integrada de Orden 1.

RTSI: Russian Trading System Index

Prueba de Estacionariedad

Cuadro 47

Prueba Dickey Fuller Ampliado (ADF):

ADF Test Statistic	-8.839305	1%	Critical Value*	-2.5802
		5%	Critical Value	-1.9421
		10%	Critical Value	-1.6169

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SPRA,2)

Prueba Phillips – Perron:

PP Test Statistic	-13.99434	1%	Critical Value*	-2.5801
		5%	Critical Value	-1.9421
		10%	Critical Value	-1.6169

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Lag truncation for Bartlett kernel: 1 (Newey-West suggests: 4)

Residual variance with no correction	0.165738
Residual variance with correction	0.166187

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(SPRA,2)

Método de Raíces Unitarias del Operador Rezago:

Dependent Variable: SPRA
Sample(adjusted): 9/15/1997 3/31/1998
Included observations: 142 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.836180	0.083444	10.02090	0.0000
AR(2)	0.162868	0.083610	1.947938	0.0534

R-squared	0.916695	Mean dependent var	4.294648
Adjusted R-squared	0.916100	S.D. dependent var	1.415425
S.E. of regression	0.409984	Akaike info criterion	1.068589
Log likelihood	-73.86981	F-statistic	1540.577
Durbin-Watson stat	1.993164	Prob(F-statistic)	0.000000
Inverted AR Roots	1.00	-.16	

Ecuación característica inversa:

$(1-0.836180L- 0.162867L^2)=0$ $L_1= - 6.1349$ $L_2= 1.0008$

Como la raíz característica inversa no es significativamente mayor que 1, para L_2 existe una raíz unitaria.

Corrida Ecuación Original:

D(SPRA) = -0.163570*D(SPRA(-1))

Prueba LM indica que no hay autocorrelación:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.038363	Probability	0.845001
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Estadísticos Q de Box-Pierce y Ljung-Box:
Corrida Original: D(SPRA) = -0.163570*D(SPRA(-1))
T (# de Obs.) = 142

	Box-Pierce	Ljung-Box
Q(10)	6.961	7.393618077
Q(30)	34.931148	40.81166345
Q(80)	47.197	59.56106627

$\chi^2(10),5\% = 18.3070$ Como: $Q_{cal}(10) < \chi^2(10),5\%$

$\chi^2(30),5\% = 43.7729$ $Q_{cal}(30) < \chi^2(30),5\%$

$\chi^2(80),5\% = 101.879$ $Q_{cal}(80) < \chi^2(80),5\%$

Todos los (ρ_k) son cero. No hay autocorrelación conjunta de orden k.

La variable es estacionaria en primera diferencia, es decir es integrada de Orden 1.

Determinación del Numero Optimo de Rezagos

Se estima el modelo VAR con 1 rezago:

Cuadro 48

Sample(adjusted): 9/15/1997 3/31/1998
Included observations: 142 after adjusting

	D(SPVZ)	D(SPRA)
D(SPVZ(-1))	0.234587	0.931288
	(0.08276)	(0.19890)
	(2.83445)	(4.68225)
D(SPRA(-1))	-0.018556	-0.203427
	(0.03247)	(0.07804)
	(-0.57145)	(-2.60680)

R-squared	0.053341	0.157578
Adj. R-squared	0.046579	0.151561
Sum sq. resids	3.523228	20.34833
S.E. equation	0.158638	0.381242
F-statistic	7.888464	26.18752
Log likelihood	60.95864	-63.54848
Akaike AIC	-0.830403	0.923218
Schwarz SC	-0.788772	0.964849
Mean dependent	0.006176	0.013662
S.D. dependent	0.162467	0.413895

Determinant Residual Covariance	0.003553
Log Likelihood	-2.542529
Akaike Information Criteria	0.092148
Schwarz Criteria	0.175411

	D(SPVZ)	D(SPRA)
D(SPVZ)	0.0248115	0.001539113
D(SPRA)	0.001539113	0.14329813

$\text{Det.}\Omega_1 = 0.0035$

$\text{Ln[Det. .}\Omega_1] = (5.639944)$

$M = 2 \quad N = 1 \quad T = 142$

AIC(1) = - 5.555436

Se estima el modelo VAR con 2 rezago:

Cuadro 49

Sample(adjusted): 9/16/1997 3/31/1998
Included observations: 141 after adjusting Endpoints

	D(SPVZ)	D(SPRA)
D(SPVZ(-1))	0.229537	0.773481
	(0.08441)	(0.19506)
	(2.71933)	(3.96536)
D(SPVZ(-2))	0.025107	0.822963
	(0.09068)	(0.20955)
	(0.27687)	(3.92721)
D(SPRA(-1))	-0.032594	-0.313407
	(0.03507)	(0.08103)
	(-0.92953)	(-3.86775)
D(SPRA(-2))	-0.066449	-0.036956
	(0.03316)	(0.07662)
	(-2.00401)	(-0.48231)
R-squared	0.080465	0.243394
Adj. R-squared	0.060329	0.226826
Sum sq. resids	3.422230	18.27513
S.E. equation	0.158050	0.365233
F-statistic	3.996125	14.69059
Log likelihood	62.08163	-56.02342

Akaike AIC	-0.823853	0.851396
Schwarz SC	-0.740200	0.935049
Mean dependent	0.006227	0.013816
S.D. dependent	0.163045	0.415366

Determinant Residual Covariance	0.003144
Log Likelihood	6.095300
Akaike Information Criteria	0.027017
Schwarz Criteria	0.194323

	D(SPVZ)	D(SPRA)
D(SPVZ)	0.0242711	0.001286440
D(SPRA)	0.001286440	0.12961088

$\text{Det.}\Omega_1 = 0.003144$

$\text{Ln[Det. .}\Omega_1] = -5.762212$

$M = 2 \quad N = 2 \quad T = 141$

AIC(2) = - 5.620368

Se estima el VAR con 3 rezagos:

Cuadro 50

Sample(adjusted): 9/17/1997 3/31/1998
Included observations: 140 after adjusting Endpoints

	D(SPVZ)	D(SPRA)
D(SPVZ(-1))	0.244819	0.758210
	(0.08595)	(0.19981)
	(2.84834)	(3.79459)
D(SPVZ(-2))	0.031233	0.820452
	(0.09147)	(0.21263)
	(0.34147)	(3.85850)
D(SPVZ(-3))	-0.076687	0.087187
	(0.09612)	(0.22345)
	(-0.79782)	(0.39018)
D(SPRA(-1))	-0.024394	-0.323650
	(0.03716)	(0.08638)
	(-0.65653)	(-3.74692)
D(SPRA(-2))	-0.048582	-0.056427
	(0.03717)	(0.08641)
	(-1.30703)	(-0.65301)
D(SPRA(-3))	0.038766	-0.036902
	(0.03379)	(0.07856)
	(1.14720)	(-0.46975)
R-squared	0.091765	0.245368
Adj. R-squared	0.057876	0.217210
Sum sq. resids	3.372727	18.22739
S.E. equation	0.158649	0.368816
F-statistic	2.707794	8.713995

Log likelihood	62.16306	-55.94122
Akaike AIC	-0.802329	0.884875
Schwarz SC	-0.676259	1.010945
Mean dependent	0.006871	0.013879
S.D. dependent	0.163450	0.416857

Determinant Residual Covariance	0.003134
Log Likelihood	6.275805
Akaike Information Criteria	0.081774
Schwarz Criteria	0.333915

	D(SPVZ)	D(SPRA)
D(SPVZ)	0.0240909	0.001554738
D(SPRA)	0.001554738	0.13019567

$Det.\Omega_1 = 0.003553$

$Ln[Det. .\Omega_1] = (5.639944)$

$M = 2 \quad N = 3 \quad T = 140$

AIC(3) = - 5.439943

El numero óptimo de rezagos es 2, dado que: AIC(3) > AIC(2).
Donde: AIC(3) = - 5.439943 > AIC(2) = - 5.620368.
AIC según el Eviews: AIC(2) = 0.027017 < AIC(3) = 0.081774
SC según el Eviews: SC(2) = 0.194323 < SC(3) = 0.333914

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 51

Verifico exogeneidad de la variable SPVZ: T=141.
1) D(SPVZ) = 0.235232*D(SPVZ(-1)) - 0.023146*D(SPVZ(-2))
SCR1= 3.529108 con (141obs.-2)=139g.l.
2) D(SPVZ) = 0.229537*D(SPVZ(-1)) + 0.025106*D(SPVZ(-2)) - 0.032594*D(SPRA(-1)) - 0.066449*D(SPRA(-2))
SCR2= 3.422229 con (141obs.-4)=137 g.l.

$F_{calculado} = 2.139309$
$F_{2,137,5\%} = 3.068646$
$F_{calculado} < F_{2,101,5\%}$: SPVZ es una variable exógena, al incorporar la SPRA no explica el comportamiento del SPVZ.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
AIC (1) = -3.659345 AIC(2)= -3.661730
SC(1) = -3.617519 SC(2)= -3.578077

Calculados por el Eviews:
AIC (1) = -0.821468 AIC(2)= -0.823852
SC(1) = -0.779642 SC(2)= -0.748056
SPVZ es una variable exógena. Pese a que el AIC simple no comparta este criterio.

Verifico exogeneidad de la variable SPRA:
T=141.
1) D(SPRA) = -0.160859*D(SPRA(-1)) + 0.016563*D(SPRA(-2))
SCR1= 23.528295 con (141obs.-2)=139g.l.
D(SPRA) = -0.313406*D(SPRA(-1)) - 0.036956*D(SPRA(-2)) + 0.773480*D(SPVZ(-1)) + 0.822963*D(SPVZ(-2))
SCR2= 18.275134 con (141obs.-4)=137g.l.

$F_{calculado}$ = 19.690225
$F_{2,137,5\%}$= 3.068646
$F_{calculado} > F_{2,101,5\%}$: SPRA es una variable Endógena, al incorporar SPVZ explica a SPRA. Esto implica, en este caso que: SPVZ → SPRA.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
AIC (1) = -1.762187 AIC(2)= -1.986480
SC(1) = -1.720360 SC(2)= -1.902828
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 1.075689 AIC(2)= 0.8513961
SC(1) = 1.117516 SC(2)= 0.9271921
Se puede apreciar que SPRA es una variable endógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 52

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 9/11/97 3/31/98
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(SPRA) does not Granger Cause D(SPVZ)	141	2.15840	0.11945
D(SPVZ) does not Granger Cause D(SPRA)		19.4776	3.6E-08

Prueba de Cointegración de Yohansen

Cuadro 53

Sample: 9/11/1997 3/31/1998
Included observations: 140
Test assumption: No deterministic trend in the data
Series: D(SPVZ) D(SPRA)
Lags interval: 1 to 2

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.360517	97.60311	12.53	16.31	None **
0.221253	35.00969	3.84	6.51	At most 1 **

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Hay 2 vectores de cointegración al 1%, dado que Likelihood Ratio > Valor Critico al 1%.

Estabilidad del VAR

Cuadro 54

VAR Model - Substituted Coefficients:
==========

D(SPVZ) = 0.229537*D(SPVZ(-1)) + 0.025106*D(SPVZ(-2)) - 0.032594*D(SPRA(-1)) - 0.066449*D(SPRA(-2))
D(SPRA) = 0.773480*D(SPVZ(-1)) + 0.822963*D(SPVZ(-2)) - 0.313406*D(SPRA(-1)) - 0.036956*D(SPRA(-2))

Ecuación Característica Inversa.

Det. $[I_2-A_1W-A_2W^2]$

$$\mathbf{Det.}\left[\begin{bmatrix}1 & 0\\ 0 & 1\end{bmatrix}-\begin{bmatrix}0.22 & -0.03\\ 0.77 & -0.31\end{bmatrix}\mathbf{W}-\begin{bmatrix}0.03 & -0.07\\ 0.82 & -0.04\end{bmatrix}\mathbf{W}^2\right]$$

Se verifica la estabilidad si $|W_i|>1$.

W_1= -1.8431 + 1.2268i W_2= -1.8431 - 1.2268i

$$|\mathbf{W}_1| = |\mathbf{W}_2| = \sqrt{1.8431^2 + 1.2268^2} = 2.2140586826$$

W_3= 1.2676 + 1.4791i W_4= 1.2676 - 1.4791i

$$|\mathbf{W}_3| = |\mathbf{W}_4| = \sqrt{1.2676^2 + 1.4791^2} = 1.94795959147$$

Dado que W_1>1, el VAR en niveles es estable.

Spreads de Bonos Soberanos de Rusia vs. Venezuela

Periodo de Crisis: 01/04/1998 al 31/12/1998..

SPVZ: Spread Venezuela

Prueba de Estacionariedad

Cuadro 55

Prueba Dickey Fuller Ampliado (ADF):

ADF Test Statistic	-4.659928	1%	Critical Value*	-2.5764
		5%	Critical Value	-1.9414
		10%	Critical Value	-1.6166

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SPVZ,2)

Prueba Phillips – Perron:

PP Test Statistic	-14.09955	1%	Critical Value*	-2.5761
		5%	Critical Value	-1.9413
		10%	Critical Value	-1.6165

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Lag truncation for Bartlett kernel: 5 (Newey-West suggests: 4)

Residual variance with no correction	0.364247
Residual variance with correction	0.344262

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(SPVZ,2)

Método de Raíces Unitarias del Operador Rezago:

Dependent Variable: SPVZ
Sample(adjusted): 4/03/1998 12/31/1998
Included observations: 195 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.988243	0.071985	13.72851	0.0000
AR(2)	0.012297	0.072155	0.170420	0.8649

R-squared	0.974580	Mean dependent var	9.528754
Adjusted R-squared	0.974448	S.D. dependent var	3.794973
S.E. of regression	0.606623	Akaike info criterion	1.848384
Log likelihood	-178.2174	F-statistic	7399.447
Durbin-Watson stat	2.000952	Prob(F-statistic)	0.000000
Inverted AR Roots	1.00	-.01	

Ecuación característica inversa:

$(1-0.988242L - 0.012296L^2)=0$ $L_1= - 81.3663$ $L_2= 0.9995$

Como la raíz característica inversa no es significativamente menor que 1, para L_2 existe una raíz unitaria.

Corrida Ecuación Original:

D(SPVZ) = 0.013376*D(SPVZ(-1)) - 0.051750*D(SPVZ(-2)) - 0.001392*D(SPVZ(-3)) - 0.095687*D(SPVZ(-4)) + 0.289430*D(SPVZ(-5))

Prueba LM indica que no hay autocorrelación:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.010196	Probability	0.919681
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Estadísticos Q de Box-Pierce y Ljung-Box:

Corrida Original: D(IBVC) = 0.312480*D(IBVC(-1)) - 0.217610*D(IBVC(-2))

T (# de Obs.) = 191

	Box-Pierce	Ljung-Box
Q(10)	7.339557	7.761180702
Q(30)	23.640643	26.35764154
Q(80)	44.696	55.65860859

$\chi^2(10),5\% = 18.3070$ Como: $Q_{cal}(10) < \chi^2(10),5\%$

$\chi^2(30),5\% = 43.7729$ $Q_{cal}(30) < \chi^2(30),5\%$

$\chi^2(80),5\% = 101.879$ $Q_{cal}(80) < \chi^2(80),5\%$

Todos los (ρ_κ) son cero. No hay autocorrelación conjunta de orden k.

La variable es estacionaria en primera diferencia, es decir es integrada de Orden 1.

SPRA: Spread Russia

Prueba de Estacionariedad

Cuadro 56

Prueba Dickey Fuller Ampliado (ADF):

ADF Test Statistic	-10.02054	1%	Critical Value*	-2.5762
		5%	Critical Value	-1.9414
		10%	Critical Value	-1.6165

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SPRA,2)

Prueba Phillips – Perron:

PP Test Statistic	-13.99434	1%	Critical Value*	-2.5801
		5%	Critical Value	-1.9421
		10%	Critical Value	-1.6169

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Lag truncation for Bartlett kernel: 1 (Newey-West suggests: 4)

Residual variance with no correction	0.165738
Residual variance with correction	0.166187

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(SPRA,2)

Método de Raíces Unitarias del Operador Rezago:

Dependent Variable: SPRA
Sample(adjusted): 4/03/1998 12/31/1998
Included observations: 195 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.016609	0.072058	14.10827	0.0000
AR(2)	-0.014772	0.072315	-0.204278	0.8384

R-squared	0.989889	Mean dependent var	32.38038
Adjusted R-squared	0.989837	S.D. dependent var	24.98313
S.E. of regression	2.518595	Akaike info criterion	4.695483
Sum squared resid	1224.261	Schwarz criterion	4.729052
Log likelihood	-455.8096	F-statistic	18895.81
Durbin-Watson stat	1.996336	Prob(F-statistic)	0.000000

Inverted AR Roots	1.00	.01
	Estimated AR process is nonstationary	

Ecuación característica inversa:

$(1-1.016609L+0.014772L^2)=0$ $L_1= 67.8207$ $L_2= 0.9981$

Como la raíz característica inversa no es significativamente menor que 1, para L_2 existe una raíz unitaria.

Corrida Ecuación Original:
SPRA = 1.001918*SPRA(-1)

Prueba LM indica que no hay autocorrelación:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.215728	Probability	0.642838
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

Estadísticos Q de Box-Pierce y Ljung-Box:
Corrida Original: SPRA = 1.001918*SPRA(-1)
T=195

	Box-Pierce	Ljung-Box
Q(10)	11.06567062	11.5657629
Q(30)	19.88011263	21.51116393
Q(80)	46.563	59.50960081

$\chi^2(10),5\% = 18.3070$ Como: $Q_{cal}(10) < \chi^2(10),5\%$
$\chi^2(30),5\% = 43.7729$ $Q_{cal}(30) < \chi^2(30),5\%$
$\chi^2(80),5\% = 101.879$ $Q_{cal}(80) < \chi^2(80),5\%$

Todos los (ρ_κ) son cero. No hay autocorrelación conjunta de orden k.

La variable es estacionaria en primera diferencia, es decir es integrada de Orden 1.

Determinación del Numero Optimo de Rezagos

Se estima el modelo VAR con 1 rezago:

Cuadro 57

Sample(adjusted): 4/03/1998 12/31/1998
Included observations: 195 after adjusting Endpoints

	D(SPVZ)	D(SPRA)
D(SPVZ(-1))	-0.029323	1.415761

	(0.07437)	(0.29230)
	(-0.39431)	(4.84360)
D(SPRA(-1))	0.016433	-0.070987
	(0.01792)	(0.07045)
	(0.91678)	(-1.00760)
R-squared	0.001979	0.100887
Adj. R-squared	-0.003192	0.096229
Sum sq. resids	70.72022	1092.537
S.E. equation	0.605331	2.379246
F-statistic	0.382637	21.65610
Log likelihood	-177.8019	-444.7107
Akaike AIC	1.844122	4.581648
Schwarz SC	1.877691	4.615217
Mean dependent	0.030164	0.232985
S.D. dependent	0.604367	2.502708

Determinant Residual Covariance	1.870133
Log Likelihood	-614.4219
Akaike Information Criteria	6.342789
Schwarz Criteria	6.409928

	D(SPVZ)	D(SPRA)
D(SPVZ)	0.3626678	0.402250956
D(SPRA)	0.402250956	5.60275405

$\text{Det.}\Omega_1 = 1.870133$

$\text{Ln[Det. .}\Omega_1] = 0.626009$

$M = 2 \quad N = 1 \quad T = 195$

AIC(1) = 0.687547

Se estima el modelo VAR con 2 rezago:

Cuadro 58

Sample(adjusted): 4/06/1998 12/31/1998
Included observations: 194 after adjusting Endpoints

	D(SPVZ)	D(SPRA)
D(SPVZ(-1))	-0.041651	1.417866
	(0.07534)	(0.29684)
	(-0.55286)	(4.77647)
D(SPVZ(-2))	-0.095111	-0.083025
	(0.07967)	(0.31391)
	(-1.19384)	(-0.26449)
D(SPRA(-1))	0.024399	-0.063407
	(0.01920)	(0.07563)
	(1.27108)	(-0.83834)
D(SPRA(-2))	0.009040	-0.047779
	(0.01831)	(0.07215)
	(0.49367)	(-0.66223)
R-squared	0.009761	0.103957

Adj. R-squared	-0.005874	0.089809
Sum sq. resids	70.13288	1088.807
S.E. equation	0.607553	2.393860
F-statistic	0.624302	7.347768
Log likelihood	-176.5798	-442.5971
Akaike AIC	1.861648	4.604094
Schwarz SC	1.929026	4.671473
Mean dependent	0.029186	0.233077
S.D. dependent	0.605776	2.509183

Determinant Residual Covariance	1.866575
Log Likelihood	-611.0864
Akaike Information Criteria	6.382334
Schwarz Criteria	6.517091

	D(SPVZ)	D(SPRA)
D(SPVZ)	0.3615097	0.402945503
D(SPRA)	0.402945503	5.61240869

$Det.\Omega_1 = 1.866575$

$Ln[Det. .\Omega_1] = 0.624105$

$M = 2 \quad N = 2 \quad T = 194$

AIC(2) = 0.727198

El numero óptimo de rezagos es 1, dado que: AIC(2) > AIC(1).

Donde: AIC(2) = 0.727198 > AIC(1) = 0.687547.
AIC según el Eviews: AIC(1) = 6.342789 < AIC(2) = 6.382333
SC según el Eviews: SC(1) = 6.409927 < SC(2) = 6.517090

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 59

Verifico exogeneidad de la variable SPVZ: T=195.
1) D(SPVZ) = -0.011661*D(SPVZ(-1))
SCR1= 71.028197 con (195obs.-1)=194 g.l.
2) D(SPVZ) = -0.029323*D(SPVZ(-1)) + 0.016432*D(SPRA(-1))
SCR2= 70.720222 con (195obs.-2)=193 g.l.

$F_{calculado} = 0.840483$
$F_{1,193,5\%} = 3.913356$
$F_{calculado} < F_{1,193,5\%}$: SPVZ es una variable exogena, al incorporar la SPRA no explica el comportamiento del SPVZ.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = -0.999666 AIC(2)= -0.993755

SC(1) = -0.982881 SC(2)= -0.960185

Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 1.838210 AIC(2)= 1.844121

SC(1) = 1.854995 SC(2)= 1.877691

Se puede apreciar que SPVZ es una variable Exógena. Pese a que el AIC simple no comparta este criterio.

Verifico exogeneidad de la variable SPRA: T=195.

1) D(SPRA) = 0.017412*D(SPRA(-1))

SCR1= 1225.342496 con (195obs.-1)=194g.l.

2) D(SPRA) = -0.070986*D(SPRA(-1)) + 1.415761*D(SPVZ(-1))

SCR2= 1092.537039 con (195obs.-2)=193g.l.

$F_{calculado} = 23.460489$

$F_{1,193,5\%} = 3.913356$

$F_{calculado} > F_{1,193,5\%}$: SPRA es una variable Endógena, al incorporar el SPVZ explica el comportamiento del SPRA. Esto implica, solo en este caso de 2 variables que: SPVZ causa a SPRA.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = 1.848232 AIC(2)= 1.743771

SC(1) = 1.865017 SC(2) = 1.777340

Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 4.686109 AIC(2)= 4.581648

SC(1) = 4.702894 SC(2) = 4.615217

Se puede apreciar que SPRA es una variable endógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 60

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 4/01/98 12/31/98
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(SPRA) does not Granger Cause D(SPVZ)	195	0.74407	0.38944
D(SPVZ) does not Granger Cause D(SPRA)		23.1362	3.0E-06

Prueba de Cointegración de Yohansen

Cuadro 61

Sample: 4/01/1998 12/31/1998
Included observations: 194
Test assumption: No deterministic trend in the data
Series: D(SPVZ) D(SPRA)
Lags interval: 1 to 1

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.425254	182.8150	12.53	16.31	None **
0.321939	75.37240	3.84	6.51	At most 1 **

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Hay 2 vectores de cointegración al 1%, dado que Likelihood Ratio > Valor Critico al 1%.

Estabilidad del VAR

Cuadro 62

VAR Model - Substituted Coefficients:
==========
D(SPVZ) = - 0.029323*D(SPVZ(-1)) + 0.016432*D(SPRA(-1))
D(SPRA) = 1.415761*D(SPVZ(-1)) - 0.070986*D(SPRA(-1))

Ecuación Característica Inversa.
Det. $[I_2-A_1W-A_2W^2]$

$$\mathbf{Det.}\left[\begin{bmatrix}1 & 0\\ 0 & 1\end{bmatrix}-\begin{bmatrix}-0.02932310395 & 0.0164325889\\ 1.415761267 & -0.07098680707\end{bmatrix}\mathbf{W}\right]$$

Se Verifica la estabilidad si $|W_i|>1$.
W_1= -1.9788 + 5.9614i W_2= -1.9788 - 5.9614i

$$|\mathbf{W}_1|=|\mathbf{W}_2|=\sqrt{1.9788^2+5.9614^2}=6.28123709153$$

Dado que $|W_i|>1$, el VAR en niveles es estable.

PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER

INDICE DE VALORES DE RUSIA VS. VENEZUELA

(Ventajas Trimestrales)

Periodo: 1/04/1998 al 30/06/1998.

Prueba de Estacionariedad

Cuadro 63

Prueba Dickey Fuller Ampliado (ADF):

ADF Test Statistic	-4.277723	1%	Critical Value*	-3.5380
		5%	Critical Value	-2.9084
		10%	Critical Value	-2.5915

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IBVC,2)

Prueba Phillips – Perron:

PP Test Statistic	-6.889698	1%	Critical Value*	-3.5362
		5%	Critical Value	-2.9077
		10%	Critical Value	-2.5911

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Lag truncation for Bartlett kernel: 1 (Newey-West suggests: 3)

Residual variance with no correction	15347.84
Residual variance with correction	15045.50

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(IBVC,2)

Método de Raíces Unitarias del Operador Rezago:

Dependent Variable: IBVC
Sample(adjusted): 4/03/1998 6/30/1998
Included observations: 63 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.114813	0.127995	8.709846	0.0000
AR(2)	-0.120827	0.127178	-0.950056	0.3458

R-squared	0.970422	Mean dependent var	6234.182
Adjusted R-squared	0.969938	S.D. dependent var	725.3908
S.E. of regression	125.7721	Akaike info criterion	12.53805
Durbin-Watson stat	2.026299	Prob(F-statistic)	0.000000

Inverted AR Roots	.99	.12

Ecuación característica inversa:
$(1-1.11481266L + 0.1208266409L^2)=0$ $L_1= 8.2197$ $L_2=1.0069$
Como la raíz característica inversa no es significativamente mayor que 1, para L_2 existe una raíz unitaria.
Corrida Ecuación Original:
D(IBVC) = - 37.710220 + 0.117493*D(IBVC(-1))

Prueba LM indica que no hay autocorrelación:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.721525	Probability	0.194495
Obs*R-squared	1.757184	Probability	0.184976

La variable es estacionaria en primera diferencia, es decir es integrada de Orden 1.

RTSI: Russian Trading System Index

Prueba de Estacionariedad

Cuadro 64

Prueba Dickey Fuller Ampliado (ADF):

ADF Test Statistic	-5.503070	1%	Critical Value*	-3.5380
		5%	Critical Value	-2.9084
		10%	Critical Value	-2.5915

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RTSI,2)

Prueba Phillips – Perron:

PP Test Statistic	-7.668427	1%	Critical Value*	-3.5362
		5%	Critical Value	-2.9077
		10%	Critical Value	-2.5911

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Lag truncation for Bartlett kernel: 1 (Newey-West suggests: 3)

Residual variance with no correction	74.19561
Residual variance with correction	74.67180

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(RTSI,2)

Método de Raíces Unitarias del Operador Rezago:
Dependent Variable: RTSI

Sample(adjusted): 4/03/1998 6/30/1998
Included observations: 63 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.024537	0.127701	8.022911	0.0000
AR(2)	-0.034554	0.126502	-0.273146	0.7857

R-squared	0.979990	Mean dependent var	248.1821
Adjusted R-squared	0.979662	S.D. dependent var	61.49548
S.E. of regression	8.769898	Akaike info criterion	7.211758
Durbin-Watson stat	1.977652	Prob(F-statistic)	0.000000
Inverted AR Roots	.99	.03	

Ecuación característica inversa:
$(1-1.024536L+0.034553L^2)=0$ $L_1=28.6401$ $L_2=1.0105$
Como la raíz característica inversa no es significativamente mayor que 1, para L_2 existe una raíz unitaria.

Corrida Ecuación Original:
D(RTSI) = - 2.673320 + 0.020071*D(RTSI(-1))

Prueba LM indica que no hay autocorrelación:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.335744	Probability	0.716163
Obs*R-squared	0.708944	Probability	0.701544

La variable es estacionaria en primera diferencia, es decir es integrada de Orden 1.

Determinación del Numero Optimo de Rezagos

Se estima el modelo VAR con 1 rezago:

Cuadro 65

Sample(adjusted): 4/03/1998 6/30/1998
Included observations: 63 after adjusting Endpoints

	D(RTSI)	D(IBVC)
D(RTSI(-1))	0.117743	0.001472
	(0.12826)	(1.84598)
	(0.91800)	(0.00080)
D(IBVC(-1))	-0.005129	0.208311
	(0.00887)	(0.12761)
	(-0.57844)	(1.63236)

R-squared	-0.081559	-0.068696
Adj. R-squared	-0.099289	-0.086216
Sum sq. resids	5057.600	1047631.
S.E. equation	9.105574	131.0507
F-statistic	-4.599919	-3.921115
Log likelihood	-227.5368	-395.5387
Akaike AIC	7.286882	12.62028
Schwarz SC	7.354918	12.68831
Mean dependent	-2.726825	-42.54095
S.D. dependent	8.684630	125.7422

Determinant Residual Covariance	1300499.
Log Likelihood	-622.2514
Akaike Information Criteria	19.88100
Schwarz Criteria	20.01707

	D(RTSI)	D(IBVC)
D(RTSI)	80.2793592	185.667342086
D(IBVC)	185.667342086	16,629.06936350

$Det.\Omega_1 = 300498.6704$

$Ln[Det. .\Omega_1] = 14.0782$

$M = 2 \quad N = 1 \quad T = 63$

AIC(1) = 14.26873453

Se estima el modelo VAR con 2 rezago:

Cuadro 66

Sample(adjusted): 4/06/1998 6/30/1998
Included observations: 62 after adjusting Endpoints

	D(RTSI)	D(IBVC)
D(RTSI(-1))	0.110572	0.188996
	(0.13133)	(1.85602)
	(0.84194)	(0.10183)
D(RTSI(-2))	0.055883	1.075513
	(0.13211)	(1.86700)
	(0.42301)	(0.57607)
D(IBVC(-1))	-0.004844	0.157355
	(0.00922)	(0.13037)
	(-0.52514)	(1.20697)
D(IBVC(-2))	-0.003915	0.224643
	(0.00923)	(0.13050)
	(-0.42395)	(1.72136)
R-squared	-0.065078	-0.004203
Adj. R-squared	-0.120168	-0.056144
Sum sq. resids	4928.658	984399.7
S.E. equation	9.218290	130.2782

F-statistic	-1.181294	-0.080911
Log likelihood	-223.6205	-387.8264
Akaike AIC	7.342597	12.63956
Schwarz SC	7.479831	12.77680
Mean dependent	-2.615161	-42.58919
S.D. dependent	8.709812	126.7681

Determinant Residual Covariance	1225139.
Log Likelihood	-610.5239
Akaike Information Criteria	19.95238
Schwarz Criteria	20.22685

	D(RTSI)	D(IBVC)
D(RTSI)	79.4944854	192.426228454
D(IBVC)	192.426228454	15,877.41471530

$Det.\Omega_1 = 1225139.05831$

$Ln[Det. .\Omega_1] = 14.018565$

$M = 2 \quad N = 2 \quad T = 62$

AIC(2) = 14.34114556

El numero óptimo de rezagos es 1, dado que: **AIC(2) > AIC(1).**
AIC según el Eviews: AIC(1) = 19.880996 < AIC(2) = 19.952383
SC según el Eviews: SC(1) = 20.017068 < SC(2) = 20.226852

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 67

Se verifica la exogeneidad de la variable IBVC, con T=63:
1) D(IBVC) = 0.2083253891*D(IBVC(-1))
SCR1= 1047631.38082 con (63obs.-1)=62g.l.
2) D(IBVC) = 0.208311243*D(IBVC(-1)) + 0.001472138939*D(RTSI(-1))
SCR2= 1047631.3699 con (63obs.-2)=61 g.l.

$F_{calculado} = 6.35834E-07$
$F_{1,61,5\%} = 3.998666667$
$F_{calculado} > F_{1,61,5\%}$: IBVC es una variable endógena, al incorporar la RTSI explica el comportamiento del IBVC.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
AIC (1) = 9.750653 AIC(2)= 9.782399
SC(1) = 9.784671 SC(2)= 9.850435
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 12.588530 AIC(2)= 12.620276
SC(1) = 12.622548 SC(2)= 12.688312
Se puede apreciar que IBVC es una variable endógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable RTSI, con T=63:

1) D(RTSI) = 0.1074306047*D(RTSI(-1))
SCR1= 5085.341367 con (63obs.-1)=62g.l.

2) D(RTSI) = -0.196974754*D(RTSI(-1)) + 0.04688390214*D(IBVC(-1))
SCR2= 5057.599628 con (63obs.-2)=61g.l.

$F_{calculado} = 0.334594$

$F_{1,61,5\%} = 3.998666$

$F_{calculado} < F_{1,61,5\%}$: RTSI es una variable exógena, al incorporar el IBVC no explica el comportamiento del RTSI.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = 4.422728 AIC(2)= 4.449004

SC(1) = 4.456746 SC(2) = 4.517040

Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 7.260605 AIC(2)= 7.286881

SC(1) = 7.294623 SC(2)= 7.354917

Se puede apreciar que RTSI es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 68

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 4/01/1998 6/30/1998
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(IBVC) does not Granger Cause D(RTSI)	63	1.78723	0.18631
D(RTSI) does not Granger Cause D(IBVC)		0.38731	0.53607

Periodo: 1/05/1998 al 31/07/1998

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 69

Verifico exogeneidad de la variable IBVC, con T=64:
1) D(IBVC) = 0.173110*D(IBVC(-1))
SCR1= 917047.538388 con (64obs.-1)=63g.l.
2) D(IBVC) = 0.148985*D(IBVC(-1)) + 1.932579*D(RTSI(-1))
SCR2= 893463.567408 con (64obs.-2)=62 g.l.

$F_{calculado}$ = 1.636559
$F_{1,62,5\%}$ = 3.997333
$F_{calculado} < F_{1,62,5\%}$: IBVC es una variable exógena, al incorporar la RTSI no explica el comportamiento del IBVC.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
AIC (1) = 9.601281 AIC(2)= 9.606477
SC(1) = 9.635014 SC(2)= 9.673942
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 12.439158 AIC(2)= 12.444354
SC(1) = 12.472891 SC(2)= 12.511819
Se puede apreciar que IBVC es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable RTSI, con T= 64
1) D(RTSI) = 0.199980*D(RTSI(-1))
SCR1= 6205.381981 con (64obs.-1)=63g.l.
2) D(RTSI) = 0.206424*D(RTSI(-1)) - 0.003488*D(IBVC(-1))
SCR2= 6194.010786 con (64obs.-2)=62g.l.

$F_{calculado}$ = 0.113821
$F_{1,62,5\%}$ = 3.997333
$F_{calculado} < F_{1,62,5\%}$: RTSI es una variable exógena, al incorporar el IBVC no explica el comportamiento del RTSI.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = 4.605539 AIC(2)= 4.634955
SC(1) = 4.639271 SC(2)= 4.702420
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 7.443416 AIC(2)= 7.472832
SC(1) = 7.477148 SC(2)= 7.540297
Se puede apreciar que RTSI es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 70

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 5/01/1998 7/31/1998
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(IBVC) does not Granger Cause D(RTSI)	64	0.31640	0.57584
D(RTSI) does not Granger Cause D(IBVC)		1.15281	0.28719

En torno a esto el orden de precedencia es indeterminado.

Periodo: 1/06/1998 al 31/08/1998

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 71

Se verifica la exogeneidad de la variable IBVC, con T=64:
1) D(IBVC) = 0.303561*D(IBVC(-1))
SCR1= 920882.782533 con (64obs.-1)=63g.l.
2) D(IBVC) = 0.199891*D(IBVC(-1)) + 4.934579*D(RTSI(-1))
SCR2= 815358.562526 con (64obs.-2)=62 g.l.

$F_{calculado} = 8.024079$
$F_{1,62,5\%} = 3.997333$
$F_{calculado} > F_{1,62,5\%}$: IBVC es una variable endógena, al incorporar la RTSI explica el comportamiento del IBVC.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
AIC (1) = 9.605454 AIC(2)= 9.515000
SC(1) = 9.639187 SC(2)= 9.582465
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 12.443332 AIC(2)= 12.352877
SC(1) = 12.477064 SC(2)= 12.420342
Se puede apreciar que IBVC es una variable endógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable RTSI, con T=64:
1) D(RTSI) = 0.358029*D(RTSI(-1))
SCR1= 3728.033478 con (64obs.-1)=63g.l.
2) D(RTSI) = 0.317060*D(RTSI(-1)) + 0.009172*D(IBVC(-1))
SCR2= 3650.517271 con (64obs.-2)=62g.l.

$F_{calculado} = 1.316527$
$F_{1,62,5\%} = 3.997333$
$F_{calculado} < F_{1,62,5\%}$: RTSI es una variable exógena, al incorporar el IBVC no explica el comportamiento del RTSI.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
AIC (1) = 4.096003 AIC(2)= 4.106241
SC(1) = 4.129735 SC(2)= 4.173706
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 6.933880 AIC(2)= 6.944118
SC(1) = 6.967612 SC(2)= 7.011583
Se puede apreciar que RTSI es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 72

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 6/01/1998 8/31/1998
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(RTSI) does not Granger Cause D(IBVC)	64	7.49346	0.00810
D(IBVC) does not Granger Cause D(RTSI)		0.44232	0.50851

Periodo: 1/07/1998 al 30/09/1998

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 73

Se verifica la exogeneidad de la variable IBVC, con T=64:
1) D(IBVC) = 0.379181*D(IBVC(-1))
SCR1= 755272.333882 con (64obs.-1)=63g.l.
2) D(IBVC) = 0.292607*D(IBVC(-1)) + 4.096032*D(RTSI(-1))
SCR2= 706555.883345 con (64obs.-2)=62 g.l.

$F_{calculado}$ = 4.274849
$F_{1,62,5\%}$ = 3.997333
$F_{calculado} > F_{1,62,5\%}$: IBVC es una variable endógena, al incorporar la RTSI explica el comportamiento del IBVC.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = 9.407200	AIC(2)= 9.371774
SC(1) = 9.440933	SC(2)= 9.439239

Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 12.245077	AIC(2)= 12.209651
SC(1) = 12.278810	SC(2)= 12.277116

Se puede apreciar que IBVC es una variable endógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable RTSI, con T=64:
1) D(RTSI) = 0.328014*D(RTSI(-1))
SCR1= 2939.83079861 con (64obs.-1)=63g.l.
2) D(RTSI) = 0.299005*D(RTSI(-1)) + 0.005196*D(IBVC(-1))
SCR2= 2919.121418 con (64obs.-2)=62g.l.

$F_{calculado}$ = 0.439852
$F_{1,62,5\%}$ = 3.997333
$F_{calculado} < F_{1,62,5\%}$: RTSI es una variable Exógena, al incorporar el IBVC no explica el comportamiento del RTSI.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = 3.858474 AIC(2)= 3.882654
SC(1) = 3.892206 SC(2)= 3.950119
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 6.696351 AIC(2)= 6.720531
SC(1) = 6.730083 SC(2)= 6.787997
Se puede apreciar que RTSI es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 74

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 7/01/1998 9/30/1998
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(IBVC) does not Granger Cause D(RTSI)	64	0.33165	0.56681
D(RTSI) does not Granger Cause D(IBVC)		3.83325	0.05482

Periodo: 3/08/1998 al 30/10/1998

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 75

Se verifica la exogeneidad de la variable IBVC, con T=63:
1) D(IBVC) = 0.265094*D(IBVC(-1))
SCR1= 862438.148294 con (63obs.-1)=62g.l.
2) D(IBVC) = 0.211012*D(IBVC(-1)) - 0.328684*RTSI(-1)
SCR2= 827976.079797 con (63obs.-2)=61 g.l.

$F_{calculado}$ = 2.538945
$F_{1,61,5\%}$ = 3.998667
$F_{calculado} < F_{1,61,5\%}$: IBVC es una variable exógena, al incorporar la RTSI no explica el comportamiento del IBVC.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
AIC (1) = 9.556130 AIC(2)= 9.530356
SC(1) = 9.590148 SC(2)= 9.615132
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 12.394007 AIC(2)= 12.384973
SC(1) = 12.428025 SC(2)= 12.453010
Se puede apreciar que IBVC es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable RTSI, con T=63:
1) RTSI = 0.973442*RTSI(-1)
SCR1= 1232.59685148 con (63obs.-1)=62g.l.
2) RTSI = 0.970938*RTSI(-1) - 0.000457*D(IBVC(-1))
SCR2= 1201.02410204 con (63obs.-2)=61g.l.

$F_{calculado}$ = 1.603579
$F_{1,61,5\%}$ = 3.998667
$F_{calculado} < F_{1,62,5\%}$: RTSI es una variable Exógena, al incorporar el IBVC no explica el comportamiento del RTSI.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
AIC (1) = 3.005489 AIC(2)= 2.994546
SC(1) = 3.039507 SC(2)= 3.079323
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 5.843366 AIC(2)= 5.849164
SC(1) = 5.877384 SC(2)= 5.917200
Se puede apreciar que RTSI es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 76

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 8/03/1998 10/30/1998
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
RTSI does not Granger Cause D(IBVC)	63	6.23449	0.01529
D(IBVC) does not Granger Cause RTSI		0.71513	0.40111

Periodo: 1/09/1998 al 30/11/1998

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 77

Se verifica la exogeneidad de la variable IBVC, T=63

1) D(IBVC) = 0.112952*D(IBVC(-1))
   SCR1= 792102.031239 con (63obs.-1)=62g.l.
2) D(IBVC) = 0.112795*D(IBVC(-1)) - 2.175052*D(RTSI(-1))
   SCR2= 790350.407868 con (63obs.-2)=61 g.l.

$F_{calculado}$ = 0.135191
$F_{1,61,5\%}$ = 3.998667
$F_{calculado} < F_{1,62,5\%}$: IBVC es una variable Exógena, al incorporar la RTSI no explica el comportamiento del IBVC.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = 9.471056	AIC(2)= 9.500589
SC(1) = 9.505074	SC(2)= 9.568625

Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 12.308933	AIC(2)= 12.338466
SC(1) = 12.342951	SC(2)= 12.406502

Se puede apreciar que IBVC es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable RTSI, con T=63:

1) D(RTSI) = 0.230542*D(RTSI(-1))
   SCR1= 350.591442 con (63obs.-1)=62g.l.
2) D(RTSI) = 0.230253*D(RTSI(-1)) - 0.001884*D(IBVC(-1))
   SCR2= 347.807977 con (63obs.-2)=61g.l.

$F_{calculado}$ = 0.488175
$F_{1,61,5\%}$ = 3.998667
$F_{calculado} < F_{1,61,5\%}$: RTSI es una variable Exógena, al incorporar el IBVC no explica el comportamiento del RTSI.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = 1.748232	AIC(2)= 1.772007
SC(1) = 1.782250	SC(2)= 1.840043

Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 4.586109	AIC(2)= 4.609884

SC(1) = 4.620128 SC(2)= 4.677921
Se puede apreciar que RTSI es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 78

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 9/01/1998 11/30/1998
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(IBVC) does not Granger Cause D(RTSI)	63	0.56070	0.45691
D(RTSI) does not Granger Cause D(IBVC)		0.16493	0.68610

Periodo: 1/10/1998 al 31/12/1998

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 79

Se verifica la exogeneidad de la variable IBVC, con T=63:
1) D(RTSI) = 0.195838*D(RTSI(-1)) - 0.002689*D(RTSI(-2))
SCR1= 280.227876 con (63obs.-2)=61g.l.
2) D(RTSI) = 0.229199*D(RTSI(-1)) - 0.004064*D(RTSI(-2)) + 0.001641*D(IBVC(-1)) - 0.001211*D(IBVC(-2))
SCR2= 271.843396 con (63obs.-4)=59 g.l.

$F_{calculado} = 0.909870037$
$F_{2,59,5\%} = 3.154$
$F_{calculado} < F_{1,62,5\%}$: RTSI es una variable exógena, al incorporar la RTSI no explica el comportamiento del IBVC.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = 1.555960 AIC(2)= 1.589075
SC(1) = 1.623996 SC(2)= 1.725147

Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 4.393837 AIC(2)= 4.426952
SC(1) = 4.461873 SC(2)= 4.563024
Se puede apreciar que IBVC es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable RTSI, con T=63:
1) D(IBVC) = 0.417532*D(IBVC(-1)) - 0.528332*D(IBVC(-2))
SCR1= 1851058.19556 con (63obs.-2)=61g.l.
2) D(IBVC) = 0.410774*D(IBVC(-1)) - 0.521994*D(IBVC(-2)) - 4.068949*D(RTSI(-1)) + 0.291755*D(RTSI(-2))
SCR2= 1846524.7869 con (63obs.-4)=59g.l.

$F_{calculado} = 0.072425$
$F_{2,59,5\%} = 3.154$
$F_{calculado} < F_{2,59,5\%}$: IBVC es una variable Exógena, al incorporar el RTSI no explica el comportamiento del IBVC.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
AIC (1) = 10.351625 AIC(2)= 10.412665
SC(1) = 10.419661 SC(2)= 10.548737
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 13.189502 AIC(2)= 13.250542
SC(1) = 13.257538 SC(2)= 13.386614
Se puede apreciar que RTSI es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 80

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 10/01/1998 12/31/1998
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(IBVC) does not Granger Cause D(RTSI)	63	0.85394	0.43101
D(RTSI) does not Granger Cause D(IBVC)		0.15556	0.85629

El orden de precedencia no puede establecerse.

Periodo: 2/11/1998 al 29/01/1999

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 81

Se verifica la exogeneidad de la variable IBVC, con T=62:
1) D(IBVC) = 0.409629*D(IBVC(-1)) - 0.519655*D(IBVC(-2))
SCR1= 1909411.49169 con (62obs.-2)=60g.l.
2) D(IBVC) = 0.397213*D(IBVC(-1)) - 0.508470*D(IBVC(-2)) – 5.948325*D(RTSI(-1)) - 2.204398*D(RTSI(-2))
SCR2= 1902960.42848 con (62obs.-4)=58 g.l.

$F_{calculado}$ = 0.098310
$F_{2,58,5\%}$= 3.158
$F_{calculado} < F_{2,58,5\%}$: IBVC es una variable exógena, al incorporar la RTSI no explica el comportamiento del IBVC.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = 10.399687	AIC(2)= 10.460819
SC(1) = 10.468304	SC(2)= 10.598053

Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 13.237564	AIC(2)= 13.298696
SC(1) = 13.306181	SC(2)= 13.435930

Se puede apreciar que IBVC es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable RTSI, T=62:
1) D(RTSI) = 0.097177*D(RTSI(-1)) + 0.051632*D(RTSI(-2))
SCR1= 157.740334 con (62obs.-2)=60 g.l.
2) D(RTSI) = 0.167941*D(RTSI(-1)) + 0.082711*D(RTSI(-2)) + 0.002183*D(IBVC(-1)) - 0.001251*D(IBVC(-2))
SCR2= 145.049996 con (62obs.-4)=58 g.l.

$F_{calculado}$ = 2.537192
$F_{2,58,5\%}$= 3.158
$F_{calculado} < F_{2,58,5\%}$: RTSI es una variable Exógena, al incorporar el IBVC no explica el comportamiento del RTSI.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = 0.998331	AIC(2)= 0.978976
SC(1) = 1.066949	SC(2)= 1.116210

Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 3.836209 AIC(2)= 3.816853
SC(1) = 3.904826 SC(2)= 3.954087
Se puede apreciar que RTSI es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 82

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 11/02/1998 1/29/1999
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(IBVC) does not Granger Cause D(RTSI)	62	2.48010	0.09273
D(RTSI) does not Granger Cause D(IBVC)		0.09127	0.91291

Periodo: 1/12/1998 al 26/02/1999

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 83

Se verifica la exogeneidad de la variable IBVC,con T=61:
1) D(IBVC) = 0.424993*D(IBVC(-1)) - 0.527897*D(IBVC(-2))
SCR1= 1770077.25383 con (61obs.-2)=59g.l.
2) D(IBVC) = 0.418779*D(IBVC(-1)) - 0.526188*D(IBVC(-2)) - 3.066313*D(RTSI(-1)) - 2.731689*D(RTSI(-2))
SCR2= 1766686.74253 con (61obs.-4)=57 g.l.

$F_{calculado} = 0.054695$
$F_{2,57,5\%} = 3.162$
$F_{calculado} < F_{2,57,5\%}$: IBVC es una variable exógena, al incorporar la RTSI no explica el comportamiento del IBVC.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
AIC (1) = 10.341233 AIC(2)= 10.404890

SC(1) = 10.410442 SC(2)= 10.543308
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 13.179110 AIC(2)= 13.242767
SC(1) = 13.248319 SC(2)= 13.381185
Se puede apreciar que IBVC es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable RTSI, T=61:
1) D(RTSI) = 0.153376*D(RTSI(-1)) + 0.050574*D(RTSI(-2))
SCR1= 179.600030 con (61obs.-2)=59 g.l.
2) D(RTSI) = 0.190895*D(RTSI(-1)) + 0.052700*D(RTSI(-2)) + 0.001668*D(IBVC(-1)) - 0.001300*D(IBVC(-2))
SCR2= 171.117727 con (61obs.-4)=57 g.l.

$F_{calculado} = 1.412744$
$F_{2,57,5\%} = 3.162$
$F_{calculado} < F_{2,62,5\%}$: RTSI es una variable Exogena, al incorporar el IBVC no explica el comportamiento del RTSI.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
AIC (1) = 1.145432 AIC(2)= 1.162625
SC(1) = 1.214641 SC(2)= 1.116210
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 3.983309 AIC(2)= 4.000502
SC(1) = 4.052518 SC(2)= 4.138920
Se puede apreciar que RTSI es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 84

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 12/01/1998 2/26/1999
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(IBVC) does not Granger Cause D(RTSI)	61	1.39548	0.25619
D(RTSI) does not Granger Cause D(IBVC)		0.05100	0.95033

Periodo: 1/01/1999 al 31/03/1999

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 85

Se verifica la exogeneidad de la variable IBVC, con T=62:

1) D(IBVC) = 0.257835*D(IBVC(-1))
   SCR1= 370345.398394 con (62obs.-1)= 61g.l.
2) D(IBVC) = 0.256053*D(IBVC(-1)) + 0.248067*D(RTSI(-1))
   SCR2= 370326.316026 con (62obs.-2)= 60 g.l.

$F_{calculado} = 0.003091$
$F_{1,60,5\%} = 4$
$F_{calculado} < F_{1,60,5\%}$: IBVC es una variable exógena, al incorporar la RTSI no explica el comportamiento del IBVC.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = 8.727315	AIC(2)= 8.759521
SC(1) = 8.761623	SC(2)= 8.828138

Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 11.565192	AIC(2)= 11.597398
SC(1) = 11.599500	SC(2)= 11.666015

Se puede apreciar que IBVC es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable RTSI, con T=62:

1) D(RTSI) = 0.072052*D(RTSI(-1))
   SCR1= 329.570680 con (62obs.-1)=61 g.l.
2) D(RTSI) = 0.035605*D(RTSI(-1)) + 0.004218*D(IBVC(-1))
   SCR2= 322.933776 con (62obs.-2)=60 g.l.

$F_{calculado} = 1.233114$
$F_{1,60,5\%} = 4$
$F_{calculado} < F_{1,60,5\%}$: RTSI es una variable exógena, al incorporar el IBVC no explica el comportamiento del RTSI.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = 1.702914	AIC(2)= 1.714829
SC(1) = 1.737223	SC(2)= 1.783446

Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 4.540791	AIC(2)= 4.552706
SC(1) = 4.575100	SC(2)= 4.621323

Se puede apreciar que RTSI es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 86

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1/01/1999 3/31/1999
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(IBVC) does not Granger Cause D(RTSI)	62	1.83449	0.18076
D(RTSI) does not Granger Cause D(IBVC)		0.03602	0.85013

Periodo: 1/02/1999 al 30/04/1999

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 87

Se verifica la exogeneidad de la variable IBVC, con T=63:

1) D(IBVC) = 0.407989*D(IBVC(-1))
   SCR1= 510276.992809 con (63obs.-1)= 62g.l.
2) D(IBVC) = 0.347542*D(IBVC(-1)) + 8.478368*D(RTSI(-1))
   SCR2= 479349.351501 con (63obs.-2)= 61 g.l.

$F_{calculado} = 3.935722$
$F_{1,61,5\%} = 3.998667$
$F_{calculado} < F_{1,61,5\%}$: IBVC es una variable exógena, al incorporar la RTSI no explica el comportamiento del IBVC.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = 9.031320	AIC(2)= 9.000542
SC(1) = 9.065338	SC(2)= 9.068578

Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 11.869197	AIC(2)= 11.838419
SC(1) = 11.903215	SC(2)= 11.906455

Se puede apreciar que IBVC es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable RTSI, con T=63:

1) D(RTSI) = 0.185522*D(RTSI(-1))
SCR1= 468.197611 con (63obs.-1)=62 g.l.
2) D(RTSI) = 0.158525*D(RTSI(-1)) + 0.002776*D(IBVC(-1))
SCR2= 463.674581 con (63obs.-2)=61 g.l.

$F_{calculado} = 0.595039$
$F_{1,61,5\%} = 3.998667$
$F_{calculado} < F_{1,61,5\%}$: RTSI es una variable Exógena, al incorporar el IBVC no explica el comportamiento del RTSI.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = 2.037501	AIC(2)= 2.059540
SC(1) = 2.071519	SC(2)= 2.127576

Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 4.875378	AIC(2)= 4.897417
SC(1) = 4.909396	SC(2)= 4.965453

Se puede apreciar que RTSI es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 88

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 2/01/1999 4/30/1999
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(IBVC) does not Granger Cause D(RTSI)	63	0.34663	0.55824
D(RTSI) does not Granger Cause D(IBVC)		3.31398	0.07368

Periodo: 1/03/1999 al 31/05/1999

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 89

Se verifica la exogeneidad de la variable IBVC, con T = 64:
1) D(IBVC) = 0.304985*D(IBVC(-1))

SCR1= 968944.317362 con (64obs.-1)=63g.l.

2) D(IBVC) = 0.322389*D(IBVC(-1)) - 2.898210*D(RTSI(-1))

SCR2= 961514.904087 con (64obs.-2)=62 g.l.

$F_{calculado}$ = 0.479060

$F_{1,62,5\%}$ = 3.997333

$F_{calculado} < F_{1,62,5\%}$: IBVC es una variable exógena, al incorporar la RTSI no explica el comportamiento del IBVC.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = 9.656329 AIC(2)= 9.679882

SC(1) = 9.690061 SC(2)= 9.747347

Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 12.494206 AIC(2)= 12.517759

SC(1) = 12.527938 SC(2)= 12.585224

Se puede apreciar que IBVC es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable RTSI, con T = 64:

1) D(RTSI) = 0.136356*D(RTSI(-1))

SCR1= 901.365761 con (64obs.-1)=63 g.l.

2) D(RTSI) = 0.158001*D(RTSI(-1)) - 0.003115*D(IBVC(-1))

SCR2= 891.433357 con (64obs.-2)=62 g.l.

$F_{calculado}$ = 0.690807

$F_{1,62,5\%}$ = 3.997333

$F_{calculado} < F_{1,62,5\%}$: RTSI es una variable Exógena, al incorporar el IBVC no explica el comportamiento del RTSI.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = 2.710010 AIC(2)= 2.696447

SC(1) = 2.710010 SC(2)= 2.763912

Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 5.514155 AIC(2)= 5.534324

SC(1) = 5.547887 SC(2)= 5.601789

Se puede apreciar que RTSI es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 90

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 3/01/1999 5/31/1999
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(IBVC) does not Granger Cause D(RTSI)	64	0.92938	0.33883
D(RTSI) does not Granger Cause D(IBVC)		0.60655	0.43910

Periodo: 1/04/1999 al 30/06/1999

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 91

Se verifica la exogeneidad de la variable IBVC, con T = 63:
1) D(IBVC) = 0.263650*D(IBVC(-1))
SCR1= 1018975.51823 con (63obs.-1)=62g.l.
2) D(IBVC) = 0.290903*D(IBVC(-1)) - 4.814078*D(RTSI(-1))
SCR2= 997334.756612 con (63obs.-2)=61 g.l.

$F_{calculado} = 1.323614$
$F_{1,61,5\%} = 3.998667$
$F_{calculado} < F_{1,61,5\%}$: IBVC es una variable exógena, al incorporar la RTSI no explica el comportamiento del IBVC.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
AIC (1) = 9.722919 AIC(2)= 9.733199
SC(1) = 9.756937 SC(2)= 9.801235
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 12.560796 AIC(2)= 12.571076
SC(1) = 12.594814 SC(2)= 12.639112
Se puede apreciar que IBVC es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable RTSI, con T=63:
1) D(RTSI) = 0.206802*D(RTSI(-1))
SCR1= 930.467250 con (63obs.-1)=62 g.l.
2) D(RTSI) = 0.236605*D(RTSI(-1)) - 0.004657*D(IBVC(-1))
SCR2= 907.569587 con (63obs.-2)=61 g.l.

$F_{calculado} = 1.539008$
$F_{2,61,5\%} = 3.998667$
$F_{calculado} < F_{2,61,5\%}$: RTSI es una variable Exógena, al incorporar el IBVC no explica el comportamiento del RTSI.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

AIC (1) = 2.724298	AIC(2)= 2.731127
SC(1) = 2.758316	SC(2)= 2.799163

Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 5.562175	AIC(2)= 5.569004
SC(1) = 5.596193	SC(2)= 5.637040

Se puede apreciar que RTSI es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 92

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 4/01/1999 6/30/1999
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(IBVC) does not Granger Cause D(RTSI)	63	1.99157	0.16334
D(RTSI) does not Granger Cause D(IBVC)		1.72476	0.19408

Prueba de Causalidad de Granger

Spreads de Bonos Soberanos Rusia vs. Venezuela

(Ventanas Trimestrales)

Periodo: 1/04/1998 al 30/06/1998.

SPVZ: Spreads de Bonos soberanos de Venezuela

Prueba de Estacionariedad

Cuadro 94

ADF Test Statistic	-5.896435	1%	Critical Value*	-2.6006
		5%	Critical Value	-1.9458
		10%	Critical Value	-1.6186

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SPVZ,2)

PP Test Statistic	-8.677811	1%	Critical Value*	-2.6000
		5%	Critical Value	-1.9457
		10%	Critical Value	-1.6185

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Lag truncation for Bartlett kernel: 1 (Newey-West suggests: 3)

Residual variance with no correction	0.019806
Residual variance with correction	0.019932

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(SPVZ,2)

Dependent Variable: SPVZ
Sample(adjusted): 4/03/1998 6/29/1998
Included observations: 62 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.860638	0.126576	6.799356	0.0000
AR(2)	0.145329	0.127275	1.141853	0.2581

R-squared	0.929992	Mean dependent var	5.352903
Adjusted R-squared	0.928825	S.D. dependent var	0.522932
S.E. of regression	0.139511	Akaike info criterion	-1.069617
Log likelihood	35.15814	F-statistic	797.0417
Durbin-Watson stat	1.989272	Prob(F-statistic)	0.000000

Inverted AR Roots	1.01	-.14
	Estimated AR process is nonstationary	

Ecuación característica inversa:
$(1- 0.860637\ L - 0.145329\ L^2)=0$ $L_1=-6.9168$ $L_2=0.9948$
Como la raíz característica inversa no es significativamente menor que 1, para L_2 existe una raíz unitaria.

Corrida Ecuación Original:
D(SPVZ) = -0.096419*D(SPVZ(-1))
Prueba LM indica que no hay autocorrelación:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.052172	Probability	0.820103
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

La variable es estacionaria en primera diferencia, es decir es integrada de Orden 1.

SPRA: Spreads de Bonos soberanos de Rusia

Prueba de Estacionariedad

Cuadro 95

ADF Test Statistic	-2.726719	1%	Critical Value*	-2.6006
		5%	Critical Value	-1.9458
		10%	Critical Value	-1.6186

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SPRA,2)

PP Test Statistic	-6.513183	1%	Critical Value*	-2.5994
		5%	Critical Value	-1.9456
		10%	Critical Value	-1.6185

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Lag truncation for Bartlett kernel: 1 (Newey-West suggests: 3)

Residual variance with no correction	0.189740
Residual variance with correction	0.198250

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(SPRA,2)

Dependent Variable: SPRA
Sample(adjusted): 4/03/1998 6/30/1998
Included observations: 63 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.102416	0.135722	8.122614	0.0000

AR(2)	-0.088360	0.139232	-0.634625	0.5280

R-squared	0.919716	Mean dependent var	5.448873
Adjusted R-squared	0.918400	S.D. dependent var	1.527976
Log likelihood	-36.14878	F-statistic	698.8024
Durbin-Watson stat	1.826252	Prob(F-statistic)	0.000000
Inverted AR Roots	1.02	.09	
	Estimated AR process is nonstationary		

Ecuación característica inversa:

$(1- 1.102416L + 0.088360L^2)=0$ $L_1= 11.4916$ $L_2= 0.9848$

Como la raíz característica inversa no es significativamente menor que 1, para L_2 se tiene que existe una raíz unitaria.

Corrida Ecuación Original:

D(SPRA) = 0.211527*D(SPRA(-1)) - 0.326269*D(SPRA(-2))

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.209749	Probability	0.275850
Obs*R-squared	0.000000	Probability	1.000000

La variable es estacionaria en primera diferencia, es decir es integrada de Orden 1.

Determinación del Numero Optimo de Rezagos

Se estima el modelo VAR con 1 rezago:

Cuadro 96

Sample(adjusted): 4/03/1998 6/29/1998
Included observations: 62 after adjusting Endpoints
Standard errors & t-statistics in parentheses

	D(SPVZ)	D(SPRA)
D(SPVZ(-1))	-0.090003	1.700229
	(0.12715)	(0.31205)
	(-0.70787)	(5.44859)
D(SPRA(-1))	0.030160	0.218444
	(0.04256)	(0.10445)
	(0.70864)	(2.09129)
R-squared	-0.018844	0.312884
Adj. R-squared	-0.035824	0.301433
Sum sq. resids	1.217749	7.334827

S.E. equation	0.142463	0.349639
F-statistic	-1.109702	27.32156
Log likelihood	33.85985	-21.80467
Akaike AIC	-1.027737	0.767893
Schwarz SC	-0.959120	0.836510
Mean dependent	0.026774	0.102048
S.D. dependent	0.139978	0.418326

Determinant Residual Covariance	0.002320
Log Likelihood	12.10345
Akaike Information Criteria	-0.261402
Schwarz Criteria	-0.124167

	D(SPVZ)	D(SPRA)
D(SPVZ)	0.0196411	-0.001901522
D(SPRA)	-0.001901522	0.11830366

$\text{Det.}\Omega_1 = 0.002320$

$\text{Ln}[\text{Det.}\ .\Omega_1] = (6.066188)$

$M = 2 \quad N = 1 \quad T = 62$

AIC(1) = -5.872639

Se estima el modelo VAR con 2 rezago:

Cuadro 97

Sample(adjusted): 4/06/1998 6/29/1998
Included observations: 61 after adjusting Endpoints
Standard errors & t-statistics in parentheses

	D(SPVZ)	D(SPRA)
D(SPVZ(-1))	-0.077819	1.760773
	(0.13144)	(0.31158)
	(-0.59207)	(5.65108)
D(SPVZ(-2))	-0.110411	0.814841
	(0.15789)	(0.37430)
	(-0.69928)	(2.17697)
D(SPRA(-1))	0.042255	0.083249
	(0.05406)	(0.12814)
	(0.78169)	(0.64965)
D(SPRA(-2))	0.084418	-0.131565
	(0.09239)	(0.21902)
	(0.91372)	(-0.60070)
R-squared	0.002586	0.377724
Adj. R-squared	-0.049910	0.344973
Sum sq. resids	1.180579	6.634607
S.E. equation	0.143916	0.341169
F-statistic	0.049256	11.53308
Log likelihood	33.76326	-18.88873
Akaike AIC	-0.975845	0.750450
Schwarz SC	-0.837427	0.888868
Mean dependent	0.028525	0.100197

S.D. dependent	0.140454	0.421542
Determinant Residual Covariance		0.002105
Log Likelihood		14.87457
Akaike Information Criteria		-0.225396
Schwarz Criteria		0.051440

	D(SPVZ)	D(SPRA)
D(SPVZ)	0.0193537	-0.000052323
D(SPRA)	-0.000052323	0.10876405

$Det.\Omega_1 = 0.002105$

$Ln[Det. .\Omega_1] = (6.163445)$

$M = 2 \quad N = 2 \quad T = 61$

AIC(2) = -5.835576

El numero óptimo de rezagos es 1, dado que: **AIC(2) > AIC(1).**

Donde: AIC(2) = -5.835576 > AIC(1) = -5.872639

AIC según el Eviews: AIC(1) = -0.261401 < AIC(2) = -0.225395

SC según el Eviews: SC(1) = -0.124167 < SC(2) = 0.051440

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 98

Se verifica la exogeneidad de la variable SPVZ, con T=63.

1) D(SPVZ) = -0.096419*D(SPVZ(-1))
   SCR1= 1.227941 con (63obs.-1)=62g.l.
2) D(SPVZ) = -0.090003*D(SPVZ(-1)) + 0.030160*D(SPRA(-1))
   SCR2= 1.217749 con (63obs.-2)=61 g.l.

$F_{calculado} = 0.510539$

$F_{1,61,5\%} = 3.998667$

$F_{calculado} < F_{1,61,5\%}$: SPVZ es una variable exógena, al incorporar la SPRA no explica el comportamiento del SPVZ.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

Calculados por el Eviews:

AIC (1) = -1.051660 AIC(2)= -1.027737

SC(1) = -1.017352 SC(2)= -0.959120

Se puede apreciar que SPVZ es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable SPRA, con T=63.

1) D(SPRA) = 0.155279*D(SPRA(-1))
   SCR1= 11.953646 con (63obs.-1)=62g.l.

2) D(SPRA) = 0.185975*D(SPRA(-1)) + 1.533077*D(SPVZ(-1))
SCR2= 8.936929 con (63obs.-2)=61 g.l.

$F_{calculado}$ = 20.590938
$F_{1,61,5\%}$ = 3.998667
$F_{calculado} > F_{1,61,5\%}$: SPRA es una variable endógena, al incorporar el SPVZ explica el comportamiento del SPRA.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 1.207525 AIC(2)= 0.948426
SC(1) = 1.241543 SC(2)= 1.016462
Se puede apreciar que SPRA es una variable endógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 99

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 4/01/1998 6/30/1998
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(SPRA) does not Granger Cause D(SPVZ)	62	0.09208	0.76262
D(SPVZ) does not Granger Cause D(SPRA)		26.3221	3.4E-06

Periodo: 1/05/1998 al 31/07/1998

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 100

Se verifica la exogeneidad de la variable SPVZ, con T=64.
1) D(SPVZ) = 0.104185*D(SPVZ(-1))
SCR1= 2.225652 con (64obs.-1)=63g.l.
2) D(SPVZ) = 0.009834*D(SPVZ(-1)) + 0.060206*D(SPRA(-1))
SCR2= 2.157303 con (64obs.-2)=62 g.l.

$F_{calculado} = 1.964334851$
$F_{1,62,5\%} = 3.99733333$
$F_{calculado} < F_{1,62,5\%}$: SPVZ es una variable exógena, al incorporar la SPRA no explica el comportamiento del SPVZ.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = -0.489706 AIC(2)= -0.489647
SC(1) = -0.455973 SC(2)= -0.422182
Se puede apreciar que SPVZ es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable SPRA, con T=64.
1) D(SPRA) = 0.315003*D(SPRA(-1))
SCR1= 22.003419 con (64obs.-1)=63g.l.
2) D(SPRA) = 0.197334*D(SPRA(-1)) + 0.811096*D(SPVZ(-1))
SCR2= 20.855048 con (64obs.-2)=62g.l.

$F_{calculado} = 3.413995$
$F_{2,137,5\%} = 3.9973333$
$F_{calculado} < F_{1,62,5\%}$: SPRA es una variable exógena, al incorporar el SPVZ no explica el comportamiento del SPRA.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 1.801442 AIC(2)= 1.779090
SC(1) = 1.835174 SC(2)= 1.846555
Se puede apreciar que SPRA es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 101

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 5/01/1998 7/31/1998
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(SPRA) does not Granger Cause D(SPVZ)	64	1.87467	0.17596
D(SPVZ) does not Granger Cause D(SPRA)		2.75561	0.10205

Periodo: 1/06/1998 al 31/08/1998

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 102

Se verifica la exogeneidad de la variable SPVZ, con T=60.

1) D(SPVZ) = 0.191039*D(SPVZ(-1)) + 0.156656*D(SPVZ(-2)) - 0.064108*D(SPVZ(-3)) - 0.409128*D(SPVZ(-4)) + 0.379138*D(SPVZ(-5))

SCR1= 22.703924 con (60obs.-5)=55g.l.

2) D(SPVZ) = -0.003100*D(SPVZ(-1)) - 0.233893*D(SPVZ(-2)) - 0.471245*D(SPVZ(-3)) - 0.626844*D(SPVZ(-4)) + 0.456939*D(SPVZ(-5)) + 0.068236*D(SPRA(-1)) + 0.116307*D(SPRA(-2)) + 0.134577*D(SPRA(-3)) - 0.028805*D(SPRA(-4)) - 0.046588*D(SPRA(-5))

SCR2= 14.962518 con (60obs.-10)=50 g.l.

$F_{calculado} = 5.173866$

$F_{5,50,5\%} = 2.41$

$F_{calculado} > F_{5,50,5\%}$: SPVZ es una variable endógena, al incorporar la SPRA explica el comportamiento del SPVZ.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 2.032737 AIC(2)= 1.782414

SC(1) = 2.207266 SC(2)= 2.131471

Se puede apreciar que SPVZ es una variable endógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable SPRA, con T=60.

1) D(SPRA) = 0.085871*D(SPRA(-1)) - 0.136496*D(SPRA(-2)) + 0.344012*D(SPRA(-3)) + 0.232380*D(SPRA(-4)) + 0.348916*D(SPRA(-5))

SCR1= 414.735115 con (60obs.-5)=55g.l.

2) D(SPRA) = 0.200030*D(SPRA(-1)) - 0.130777*D(SPRA(-2)) + 0.298173*D(SPRA(-3)) + 0.075154*D(SPRA(-4)) + 0.189638*D(SPRA(-5)) + 3.629330*D(SPVZ(-1)) - 1.275548*D(SPVZ(-2)) - 1.273482*D(SPVZ(-3)) + 0.803451*D(SPVZ(-4)) + 0.709713*D(SPVZ(-5))

SCR2= 73.318147 con (60obs.-10)=50g.l.

$F_{calculado} = 46.566501$

$F_{5,50,5\%} = 2,41$
$F_{calculado} > F_{5,50,5\%}$: SPRA es una variable endógena, al incorporar el SPVZ explica el comportamiento del SPRA.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 4.937839 AIC(2)= 3.371674
SC(1) = 5.112368 SC(2)= 3.720731
Se puede apreciar que SPRA es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 103

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 6/01/1998 8/31/1998
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(SPRA) does not Granger Cause D(SPVZ)	60	4.93228	0.00098
D(SPVZ) does not Granger Cause D(SPRA)		44.0515	0.00000

Periodo: 1/07/1998 al 30/09/1998

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 104

Se verifica la exogeneidad de la variable SPVZ, con T=64.
1) D(SPVZ) = 0.009755*D(SPVZ(-1))
SCR1= 57.096413 con (64obs.-1)=63g.l.
2) D(SPVZ) = -0.053965*D(SPVZ(-1)) + 0.054966*D(SPRA(-1))
SCR2= 55.027508 con (64obs.-2)=62 g.l.

$F_{calculado} = 2.331054$
$F_{1,62,5\%} = 3.997333$

$F_{calculado} > F_{1,62,5\%}$: SPVZ es una variable endógena, al incorporar la SPRA explica el comportamiento del SPVZ.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 2.754985 AIC(2)= 2.749327
SC (1) = 2.788718 SC(2)= 2.816792
Se puede apreciar que SPVZ es una variable endógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable SPRA, con T=64.
1) D(SPRA) = 0.118929*D(SPRA(-1))
SCR1= 759.895643 con (64obs.-1)=63g.l.
2) D(SPRA) = -0.028743*D(SPRA(-1)) + 1.698286*D(SPVZ(-1))
SCR2= 611.755055 con (64obs.-2)=62g.l.

$F_{calculado}$ = 15.013715
$F_{1,62,5\%}$ = 3.997333
$F_{calculado} > F_{1,62,5\%}$: SPRA es una variable Endógena, al incorporar el SPVZ explica el comportamiento del SPRA.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 5.343425 AIC(2)= 5.157826
SC(1) = 5.377158 SC(2)= 5.225291
Se puede apreciar que SPRA es una variable endógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 105

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 7/01/1998 9/30/1998
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(SPRA) does not Granger Cause D(SPVZ)	64	2.00425	0.16194
D(SPVZ) does not Granger Cause D(SPRA)		15.0435	0.00026

Periodo: 31/07/1998 al 30/10/1998

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 106

Verifico exogeneidad de la variable SPVZ, con T=64.

1) D(SPVZ) = -0.011059*D(SPVZ(-1))
SCR1= 60.553831 con (64obs.-1)=63g.l.

2) D(SPVZ) = -0.033941*D(SPVZ(-1)) + 0.021084*D(SPRA(-1))
SCR2= 60.158829 con (64obs.-2)=62 g.l.

$F_{calculado}$ = 0.407091
$F_{1,62,5\%}$ = 3.997333
$F_{calculado} < F_{1,62,5\%}$: SPVZ es una variable exógena, al incorporar la SPRA no explica el comportamiento del SPVZ.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 2.813777	AIC(2)= 2.838482
SC(1) = 2.847509	SC(2)= 2.905947

Se puede apreciar que SPVZ es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable SPRA, con T=64.

1) D(SPRA) = 0.070752*D(SPRA(-1))
SCR1= 954.934703 con (64obs.-1)=63g.l.

2) D(SPRA) = -0.036542*D(SPRA(-1)) + 1.568482*D(SPVZ(-1))
SCR2= 817.151790 con (64obs.-2)=62g.l.

$F_{calculado}$ = 5.514981
$F_{1,62,5\%}$ = 3.997333

$F_{calculado} > F_{1,62,5\%}$: SPRA es una variable Endógena, al incorporar el SPVZ explica el comportamiento del SPRA.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 5.571887	AIC(2)= 5.447319
SC(1) = 5.605619	SC(2)= 5.514784

Se puede apreciar que SPRA es una variable endógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 107

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 7/31/1998 10/30/1998
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(SPRA) does not Granger Cause D(SPVZ)	64	0.33930	0.56238
D(SPVZ) does not Granger Cause D(SPRA)		10.7848	0.00170

Periodo: 1/09/1998 al 30/11/1998

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 108

Se verifica la exogeneidad de la variable SPVZ, con T=62.

1) D(SPVZ) = -0.051234*D(SPVZ(-1)) - 0.019079*D(SPVZ(-2))
SCR1= 31.856953 con (62obs.-2)=60g.l.

2) D(SPVZ) = -0.035379*D(SPVZ(-1)) + 0.011007*D(SPVZ(-2)) - 0.031275*D(SPRA(-1)) - 0.019957*D(SPRA(-2))

$F_{calculado} = 0.524966$

$F_{2,58,5\%} = 3.158$

$F_{calculado} < F_{2,58,5\%}$: SPVZ es una variable Endógena, al incorporar la SPRA no explica el comportamiento del SPVZ.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 2.236514 AIC(2)= 2.283090
SC(1) = 2.305132 SC(2) = 2.420325

Se puede apreciar que SPVZ es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable SPRA, con T=62.

1) D(SPRA) = -0.160859*D(SPRA(-1)) + 0.016563*D(SPRA(-2))
SCR1= 463.093553 con (62obs.-2)=60g.l.

2) D(SPRA) = -0.313406*D(SPRA(-1)) - 0.036956*D(SPRA(-2)) + 0.773480*D(SPVZ(-1)) + 0.822963*D(SPVZ(-2))

SCR2= 448.107841 con (62obs.-4)=58g.l.

$F_{calculado} = 0.969823$
$F_{2,58,5\%} = 3.158$

$F_{calculado} < F_{2,58,5\%}$: SPRA es una variable Exógena, al incorporar el SPVZ no explica el comportamiento del SPRA.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 4.913188 AIC(2)= 4.944809
SC(1) = 4.981805 SC(2) = 5.082043
Se puede apreciar que SPRA es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 109

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 9/01/1998 11/30/1998
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(SPRA) does not Granger Cause D(SPVZ)	62	0.51758	0.59874
D(SPVZ) does not Granger Cause D(SPRA)		0.88766	0.41723

Periodo: 1/10/1998 al 31/12/1998

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 110

Se verifica la exogeneidad de la variable SPVZ, con T=64.
1) D(SPVZ) = -0.083757*D(SPVZ(-1))
SCR1= 11.415445 con (64obs.-1)=63g.l.
2) D(SPVZ) = -0.066134*D(SPVZ(-1)) - 0.037091*D(SPRA(-1))
SCR2= 10.856662 con (64obs.-2)=62 g.l.

$F_{calculado} = 3.191085$
$F_{1,62,5\%} = 3.997333$

$F_{calculado} < F_{1,62,5\%}$: SPVZ es una variable exógena, al incorporar la SPRA no explica el comportamiento del SPVZ.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 1.145211 AIC(2)= 1.126273
SC(1) = 1.178944 SC(2)= 1.193738
Se puede apreciar que SPVZ es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable SPRA, con T=64.
1) D(SPRA) = -0.195549*D(SPRA(-1))
SCR1= 394.333975 con (64obs.-1)=63g.l.
2) D(SPRA) = -0.195269*D(SPRA(-1)) - 0.019355*D(SPVZ(-1))
SCR2= 394.329340 con (64obs.-2)=62g.l.

$F_{calculado} = 0.000728$
$F_{1,62,5\%} = 3.997333$
$F_{calculado} < F_{1,62,5\%}$: SPRA es una variable Exógena, al incorporar el SPVZ no explica el comportamiento del SPRA.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 4.687442 AIC(2)= 4.718680
SC(1) = 4.721175 SC(2)= 4.786145
Se puede apreciar que SPRA es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 111

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 10/01/1998 12/31/1998
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(SPRA) does not Granger Cause D(SPVZ)	64	3.25559	0.07612
D(SPVZ) does not Granger Cause D(SPRA)		0.00373	0.95152

Periodo: 30/10/1998 al 29/01/1999

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 112

Se verifica la exogeneidad de la variable SPVZ, con T=64.

1) D(SPVZ) = -0.087813*D(SPVZ(-1))
   SCR1= 23.154531 con (64obs.-1)=63 g.l.
2) D(SPVZ) = -0.100674*D(SPVZ(-1)) + 0.015282*D(SPRA(-1))
   SCR2= 23.091387 con (64obs.-2)=62 g.l.

$F_{calculado} = 0.169540$
$F_{1,62,5\%} = 3.997333$
$F_{calculado} < F_{1,62,5\%}$: SPVZ es una variable exógena, al incorporar la SPRA no explica el comportamiento del SPVZ.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 1.852434 AIC(2) = 1.880953
SC(1) = 1.886166 SC(2) = 1.948418
Se puede apreciar que SPVZ es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable SPRA, con T=64.

1) D(SPRA) = -0.2018459477*D(SPRA(-1))
   SCR1= 275.100609483 con (64obs.-1)=63 g.l.
2) D(SPRA) = -0.2145830437*D(SPRA(-1)) + 0.1839763685*D(SPVZ(-1))
   SCR2= 274.347793352 con (64obs.-2)=62g.l.

$F_{calculado} = 0.170129308$
$F_{1,62,5\%} = 3.99733333$
$F_{calculado} < F_{1,62,5\%}$: SPRA es una variable Exógena, al incorporar el SPVZ no explica el comportamiento del SPRA.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 4.32738080007 AIC(2)= 4.35589053693
SC(1) = 4.36111334824 SC(2)= 4.42335563328
Se puede apreciar que SPRA es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 113

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 10/30/1998 1/29/1999
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(SPRA) does not Granger Cause D(SPVZ)	64	0.19123	0.66344
D(SPVZ) does not Granger Cause D(SPRA)		0.18301	0.67030

El orden de precedencia no puede establecerse.

Periodo: 1/12/1998 al 26/02/1999

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 114

Se verifica la exogeneidad de la variable SPVZ, con T=62.
1) D(SPVZ) = -0.179813*D(SPVZ(-1))
SCR1= 19.801655 con (62obs.-1)=61g.l.
2) D(SPVZ) = -0.229763*D(SPVZ(-1)) + 0.068781*D(SPRA(-1))
SCR2= 19.089966 con (62obs.-2)=60 g.l.

$F_{calculado} = 2.236849$
$F_{1,60,5\%} = 4$
$F_{calculado} < F1_{,60,5\%}$: SPVZ es una variable exógena, al incorporar la SPRA no explica el comportamiento del SPVZ.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 1.728766 AIC(2)= 1.724421
SC(1) = 1.763074 SC(2)= 1.793038
Se puede apreciar que SPVZ es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable SPRA, con T=62.
1) D(SPRA) = -0.143887*D(SPRA(-1))

SCR1= 158.1334729 con (62obs.-1)=61 g.l.

2) D(SPRA) = -0.137760*D(SPRA(-1)) - 0.065488*D(SPVZ(-1))

SCR2= 158.050364 con (62obs.-2)=60 g.l.

$F_{calculado} = 0.031549$

$F_{1,60,5\%} = 4$

$F_{calculado} < F_{1,60,5\%}$: SPRA es una variable Exogena, al incorporar el SPVZ no explica el comportamiento del SPRA.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:

Calculados por el Eviews:

AIC (1) = 3.806440 AIC(2)= 3.838172

SC(1) = 3.840748 SC(2)= 3.906789

Se puede apreciar que SPRA es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 115

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 12/01/1998 2/26/1999
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(SPRA) does not Granger Cause D(SPVZ)	62	2.25172	0.13880
D(SPVZ) does not Granger Cause D(SPRA)		0.02224	0.88197

Periodo: 1/01/1999 al 31/03/1999

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 116

Se verifica la exogeneidad de la variable SPVZ, con T=62.

1) D(SPVZ) = -0.212074*D(SPVZ(-1))

SCR1= 24.181313 con (62obs.-1)=61g.l.

2) D(SPVZ) = -0.264850*D(SPVZ(-1)) + 0.100383*D(SPRA(-1))

SCR2= 22.893780 con (62obs.-2)=60 g.l.

$F_{calculado} = 3.374364$
$F_{1,60,5\%} = 4$
$F_{calculado} < F_{1,60,5\%}$: SPVZ es una variable exógena, al incorporar la SPRA no explica el comportamiento del SPVZ.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 1.928580 AIC(2)= 1.906124
SC(1) = 1.962889 SC(2) = 1.974741
Se puede apreciar que SPVZ es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable SPRA, con T=62.
1) D(SPRA) = 0.031555*D(SPRA(-1))
SCR1= 134.257070 con (62obs.-1)=61g.l.
2) D(SPRA) = 0.023520*D(SPRA(-1)) + 0.081381*D(SPVZ(-1))
SCR2= 134.098156 con (62obs.-2)=60g.l.

$F_{calculado} = 0.071103$
$F_{1,60,5\%} = 4$
$F_{calculado} < F_{1,60,5\%}$: SPRA es una variable exógena, al incorporar el SPVZ no explica el comportamiento del SPRA.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC:
Calculados por el Eviews:
AIC (1) = 3.642757 AIC(2)= 3.673830
SC(1) = 3.677065 SC(2) = 3.742448
Se puede apreciar que SPRA es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 117

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1/01/1999 3/31/1999
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(SPVZ) does not Granger Cause D(SPRA)	62	0.06954	0.79293
D(SPRA) does not Granger Cause D(SPVZ)		3.31457	0.07374

Periodo: 1/02/1999 al 30/04/1999

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 118

Se verifica la exogeneidad de la variable SPVZ, con T=63.

1) D(SPVZ) = -0.284027*D(SPVZ(-1))
SCR1= 9.716363 con (63obs.-1)=62g.l.

2) D(SPVZ) = -0.294823*D(SPVZ(-1)) + 0.062583*D(SPRA(-1))
SCR2= 9.269333 con (63obs.-2)=61 g.l.

$F_{calculado}$ = 2.941835
$F_{1,61,5\%}$ = 3.998667
$F_{calculado} < F_{1,61,5\%}$: SPVZ es una variable exógena, al incorporar la SPRA no explica el comportamiento del SPVZ.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC (Calculados por el Eviews):

AIC (1) = 1.000299	AIC(2)= 0.984945
SC(1) = 1.034317	SC(2)= 1.052981

Se puede apreciar que SPVZ es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable SPRA, con T=63.

1) D(SPRA) = 0.190782*D(SPRA(-1))
SCR1= 113.015774 con (63obs.-1)=62 g.l.

2) D(SPRA) = 0.186740*D(SPRA(-1)) + 0.245839*D(SPVZ(-1))
SCR2= 112.358352 con (63obs.-2)=61 g.l.

$F_{calculado}$ = 0.356918
$F_{1,61,5\%}$ = 3.998667
$F_{calculado} < F_{1,61,5\%}$: SPRA es una variable Exógena, al incorporar el SPVZ no explica el comportamiento del SPRA.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC (Calculados por el Eviews):

AIC (1) = 3.454015	AIC(2)= 3.479927
SC(1) = 3.488033	SC(2) = 3.547963

Se puede apreciar que SPRA es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 119

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 2/01/1999 4/30/1999
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(SPRA) does not Granger Cause D(SPVZ)	63	2.18950	0.14419
D(SPVZ) does not Granger Cause D(SPRA)		0.18835	0.66585

Periodo: 1/03/1999 al 31/05/1999

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 120

Se verifica la exogeneidad de la variable SPVZ, con T=62.
1) D(SPVZ) = 0.097259*D(SPVZ(-1)) + 0.153669*D(SPVZ(-2)) + 0.037016*D(SPVZ(-3))
SCR1= 4.463545 con (62obs.-3) = 59g.l.
2) D(SPVZ) = 0.090597*D(SPVZ(-1)) + 0.145839*D(SPVZ(-2)) + 0.025613*D(SPVZ(-3)) + 0.002875*D(SPRA(-1)) + 0.003011*D(SPRA(-2)) + 0.009542*D(SPRA(-3))
SCR2= 4.439698 con (62obs.-6)= 56 g.l.

$F_{calculado} = 0.100262$
$F_{3,56,5\%} = 2.776$
$F_{calculado} < F3_{,56,5\%}$: SPVZ es una variable exógena, al incorporar la SPRA no explica el comportamiento del SPVZ.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC (Calculados por el Eviews):
AIC (1) = 0.303460 AIC(2)= 0.394877
SC(1) = 0.406385 SC(2)= 0.600729
Se puede apreciar que SPVZ es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable SPRA, con T=62.
1) D(SPRA) = 0.106663*D(SPRA(-1)) + 0.096872*D(SPRA(-2)) - 0.270327*D(SPRA(-3))

SCR1= 199.437036 con (62obs.-3)=59 g.l.

2) D(SPRA) = 0.101954*D(SPRA(-1)) + 0.099619*D(SPRA(-2)) - 0.262071*D(SPRA(-3)) + 0.215210*D(SPVZ(-1)) + 0.072280*D(SPVZ(-2)) - 0.265482*D(SPVZ(-3))

SCR2= 198.465615 con (62obs.-6)=56g.l.

$F_{calculado} = 0.091366$

$F_{3,56,5\%} = 2.776$

$F_{calculado} < F_{3,56,5\%}$: SPRA es una variable Exógena, al incorporar el SPVZ no explica el comportamiento del SPRA.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC (Calculados por el Eviews):

AIC (1) = 4.103015 AIC(2)= 4.194906

SC(1) = 4.205941 SC(2)= 4.400758

Se puede apreciar que SPRA es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 121

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 3/01/1999 5/31/1999
Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(SPRA) does not Granger Cause D(SPVZ)	62	0.04542	0.98701
D(SPVZ) does not Granger Cause D(SPRA)		0.13197	0.94064

Orden de precedencia no puede establecerse.

Periodo: 1/04/1999 al 30/06/1999

Procediendo en forma análoga al periodo 1/04/1998 al 30/06/1998:

Se determina el Orden de Precedencia de las Variables

Prueba de Exogeneidad en Bloque

Cuadro 122

Se verifica la exogeneidad de la variable SPVZ, con T=63.

1) D(SPVZ) = 0.105646*D(SPVZ(-1))

SCR1= 4.275829 con (63obs.-1)=62g.l.

2) D(SPVZ) = 0.113859*D(SPVZ(-1)) - 0.007848*D(SPRA(-1))
SCR2= 4.264542 con (63obs.-2)=61 g.l.

$F_{calculado}$ = 0.161450
$F_{1,61,5\%}$= 3.998667
$F_{calculado} < F_{1,61,5\%}$: SPVZ es una variable exógena, al incorporar la SPRA no explica el comportamiento del SPVZ.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC (Calculados por el Eviews):
AIC (1) = 0.179467 AIC(2)= 0.208569
SC(1) = 0.213485 SC(2)= 0.276605
Se puede apreciar que SPVZ es una variable exógena.

Se verifica la exogeneidad de la variable SPRA, con T=63.
1) D(SPRA) = 0.058875*D(SPRA(-1))
SCR1= 187.309285841 con (63obs.-1)=62g.l.
2) D(SPRA) = 0.049959*D(SPRA(-1)) + 0.370682*D(SPVZ(-1))
SCR2= 186.730591 con (63obs.-2)=61g.l.

$F_{calculado}$ = 0.189044
$F_{1,61,5\%}$ = 3.998667
$F_{calculado} < F_{1,61,5\%}$: SPRA es una variable Exogena, al incorporar el SPVZ no explica el comportamiento del SPRA.

Comparando 1) y 2) a través del AIC y el SC (Calculados por el Eviews):
AIC (1) = 3.959249 AIC(2)= 3.987901
SC(1) = 3.993268 SC(2)= 4.055937
Se puede apreciar que SPRA es una variable exógena.

Prueba de Causalidad de Granger

Cuadro 123

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 4/01/1999 6/30/1999
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(SPRA) does not Granger Cause D(SPVZ)	63	0.29425	0.58952
D(SPVZ) does not Granger Cause D(SPRA)		0.13901	0.71058

APÉNDICE 3

APÉNDICE 3. CRONOLOGÍA

MODELO DE VARIABLES DUMMIES

Las variables dummies, para el modelo respectivo, están conformadas por noticias puntuales diarias. Las cuales se presentan a continuación:

Noticias de Venezuela:

Buenas Noticias:

30 de Junio de 1998: Standard and Poor's descarta reclasificación de Venezuela. La mayor calificadora del mundo sostiene que el sistema cambiario de bandas no ha sido exitoso para contener la inflación; Mientras, vaticina que, tras las elecciones presidenciales, el verdadero poder político estará en manos del Congreso de la República. La firma estadounidense Standard and Poor's no tiene previsto en lo que resta del año revisar la capacidad de pago del país, a pesar de la crisis de ingresos petroleros y la incertidumbre política generada por las elecciones generales de noviembre y Diciembre. El analista jefe de Venezuela de Standard and Poor's, Joydeep Mukherji, aseguró que "no estamos en proceso alguno de cambiar o revisar la

calificación de Venezuela", cuyo rating se encuentra en B+ estable para el caso de deuda soberana a largo plazo desde el pasado 27 de junio de 1997.

30 de Julio de 1998:Gobierno lanzará hoy emisión de bonos por $ 500 millones.

25 de Agosto de 1998: El BCV coloca certificados a 60% para detener salida de capitales. FMI examinó a la banca. Impulsa alza de tasas de interés.

3 de Octubre de 1998: El ministro de Cordiplan, Teodoro Petkoff, dijo el viernes en la capital estadounidense que la presión sobre el bolívar está bajando y no habrá necesidad de devaluar antes de que finalice el período de gobierno del presidente Rafael Caldera en febrero de 1999.

Petkoff dijo que los compromisos de pago de deuda de la República de Venezuela están cubiertos para este año y que el Gobierno no está urgido de recurrir a los mercados de capitales para financiarse.

3 de Octubre de 1998: Gabinete Económico aprobó Fondo de Estabilización. Estará adscrito al Banco Central. El viceministro de Cordiplan, Fernando Hernández, dijo que será administrado por el

Banco Central de Venezuela y sus ingresos no se contababilizan en las reservas internacionales.

7 de Octubre de 1998: El FMI no cambiará su política hacia el país. "Venezuela es uno de los mejores socios del FMI, por eso no podían tener otro trato que el de garantizarnos, ante cualquier contingencia, un auxilio en menos de 24 horas, como han hecho con otros países, como Indonesia, Rusia y ahora Brasil, para evitar el derrumbe de sus economías por su efecto dominó. Esa es una las funciones del Fondo. Lo cierto, en líneas generales de nuestra percepción de las conversaciones que sostuvimos en Washington, es que no hay nuevos compromisos para el país. En verdad que atravesamos momentos difíciles, pero no se requieren auxilios extras para superarlos", manifestó Ramírez León.

7 de Octubre de 1998: Primer tramo de préstamo del BID será de $ 300 millones. WASHINGTON/REUTERS. El Gobierno venezolano le está pidiendo al Banco Interamericano de Desarrollo (BID) que aumente su solicitud de préstamo de 400 millones de dólares a 600 millones de dólares. Si el préstamo es aprobado, Venezuela podría obtener un primer tramo de entre 200 millones y 300 millones de dólares en noviembre, anunció la ministra de Hacienda, Maritza Izaguirre. También informó que el país obtendrá 650 millones de

dólares en octubre por los colaterales o fianzas liberadas el año pasado gracias al canje de bonos Brady por globales.

22 de Octubre de 1998: Intereses para créditos bajaron hasta en 15%.

27 de Noviembre de 1998: BCV dejó deslizar la paridad cambiaria a 572 bolívares por dólar.

6 de Diciembre de 1998: Nuevo Presidente electo de la República de Venezuela Hugo Chávez Frías.

31 de Diciembre de 1998: Percepción riesgo-país mejoró en diciembre. Subió cotización de bonos de la deuda. Los analistas resaltan que aún persiste la incertidumbre en cuanto a las medidas que tomará el próximo gobierno, por lo que estiman que la demanda de los títulos locales seguirá lenta hasta febrero. Norberto J. Méndez.

2 de Febrero de 1999: La Ley Habilitante incorporará el tributo a las operaciones financieras, del cual estarán excluidos los créditos con garantía hipotecaria para la adquisición de viviendas, las negociaciones bursátiles y aquellas que realice un titular entre cuentas de una misma institución financiera. La implantación del

Impuesto a las Transacciones Financieras -similar al Impuesto al Débito Bancario que implantó el presidente Caldera en 1994- con una tasa de 0,5%, generaría no más de 400 millardos de bolívares, lo que resulta equivalente a 0,6% del Producto Interno Bruto (la suma de los ingresos por los bienes y servicios producidos en la economía del país durante el año).

12 de Febrero de 1999: Moody's prevé que la banca venezolana saldrá fortalecida de la crisis económica. Nueva York/EFE. La crisis que atraviesan los bancos venezolanos podría traer beneficios futuros para el sistema financiero del país, estimó la agencia de calificación de riesgo "Moody's".

25 de Febrero de 1999: BID otorgó a Venezuela créditos por $ 14 millones. Washington/Reuters. La ministra de Hacienda, Maritza Izaguirre, firmó ayer con el Banco Interamericano de Desarrollo dos préstamos por un total de 14 millones de dólares para la descentralización y modernización de la administración pública y el mejoramiento de la gestión financiera de los estados venezolanos. Uno de los préstamos (8 millones de dólares) servirá para financiar un programa de descentralización, usando experiencias piloto de privatización, subcontratación o concesión de servicios públicos.

27 de Abril de 1999: El presidente de la República, Hugo Chávez, promulgó la Ley Habilitante que le concede poderes especiales para legislar en materia económica y financiera durante seis meses a partir de hoy, cuando se publique en la Gaceta Oficial. Como primera medida, Chávez anunció para hoy la realización de un Consejo de Ministros extraordinario con el objetivo de decretar el impuesto al débito bancario, que pechará con 0,5% los retiros de todo tipo de fondos en las instituciones financieras.

20 de Mayo de 1999: Gobierno se comprometió con FMI a lograr estabilidad fiscal para el 2001. Transparencia internacional. Venta de activos eléctricos aportará $ 700 millones. El ministro de Cordiplan, Jorge Giordani, señaló que en 1999 se pretende reducir el déficit en las cuentas públicas a 4% del Producto Interno Bruto y para el año 2000 a 2% del PIB.

28 de Mayo de 1999: Venezuela sólo recibirá asistencia técnica del FMI. Luego de prolongarse por casi dos semanas, las sesiones de trabajo de la misión técnica del Fondo Monetario Internacional (FMI) finalizaron sin que fuera planteada la posibilidad de un eventual acuerdo entre el país y el ente multilateral.

2 de Junio de 1999: Reservas del BCV suben a $ 14,23 millardos. Iraida Farreras R.. Las reservas internacionales continúan creciendo. Al cierre del 31 de mayo pasado presentaron un saldo de 14,23 millardos de dólares, con lo que se sitúan en el nivel más elevado en los últimos cuatro meses.

Malas Noticias:

17 de Junio de 1998: Crisis en mercado petrolero provoca caída de 6,88% en Bolsa de Valores de Caracas. Las expectativas negativas sobre la economía venezolana y la baja de precios petroleros han generado una estampida de inversionistas que ayer provocó una caída de 6,88% (374,39 puntos) en la Bolsa de Valores de Caracas, tras la cual el Índice Bursátil Caracas se ubicó en 5.070,12 puntos, para retroceder a los niveles que mostraba en septiembre de 1996. Esta caída es una de las más fuertes que ha experimentado el corro capitalino, similar a las de noviembre de 1997, producto de la primera ola de la crisis asiática.

1 de Julio de 1998: Chase Securities recomienda vender bonos Brady de Venezuela. Bajó a negativa la calificación a corto plazo. Los analistas estiman que las reservas internacionales seguirán cayendo. Afirman que el Gobierno se verá obligado a devaluar.

21 de Julio de 1998: La deuda venezolana mantendrá calificación de grado especulativo

Después de la renuncia de Freddy Rojas Parra al Ministerio de Hacienda el precio de los bonos globales cayó y la tasa de rendimiento de los papeles venezolanos subió a niveles de 12,28%, la más costosa de la región. No se prevé mejora en calificación de la deuda venezolana. La firma calificadora de riesgo Moody's prepara una evaluación de la emisión de títulos por 500 millones de dólares que tiene pensado colocar la República en los mercados internacionales. Según los estudios confidenciales elaborados por los negociadores internacionales de deuda de los países emergentes y los bancos de inversión, los papeles de la deuda venezolana "mantendrán la calificación de grado especulativo Ba2" que les otorgó Moody's el pasado 12 de febrero.

23 de Julio de 1998: La calificadora de riesgo Moody's Investors Service oficializó una degradación en el estatus de los títulos y bonos de deuda externa en moneda extranjera de BA2 a B1, bajando así en dos escalafones la posición previa del llamado techo soberano de la República de Venezuela. Alega incertidumbre sobre capacidad de pago a tiempo del país. La institución alertó al mercado internacional sobre el hecho de que las medidas adoptadas hasta ahora por el

Gobierno "pueden no ser suficientes para mantener el delicado balance de las políticas económicas".

26 de Julio de 1998: Chase Securities recomienda no comprar papeles venezolanos. Se mantiene cautela ante ascenso de Chávez en las encuestas. La firma estadounidense concluye que la situación política, la ineficiencia gubernamental para manejar la caída de los ingresos petroleros y la sobrevaluación de la moneda son los aspectos que más preocupan a los inversionistas.

6 de Agosto de 1998: Bonos globales se desplomaron al piso histórico de 66,3% (Ven 27). Han caído 10 puntos en 15 días. Un representante de J.P. Morgan reconoció que las circunstancias en que se hizo la colocación configuraban "un momento muy difícil" y el banco de inversión "hizo lo que pudo".

12 de Agosto de 1998: Salida de capitales superó los $ 120 millones.

18 de Agosto de 1998: J.P. Morgan recomienda no invertir en bonos venezolanos. Ante la grave crisis que enfrentan los mercados internacionales, los problemas financieros en Rusia y Japón, y el desplome de los precios del petróleo, el banco de inversión J.P. Morgan, que actuó como agente colocador de la reciente emisión de

bonos globales venezolanos Ven 18, está recomendando a sus clientes "no invertir, en el corto plazo, en bonos de deuda pública de los países de América Latina".

21 de Agosto de 1998: Gobierno incumplió metas pactadas con el FMI. La Agenda Venezuela no pasó el examen. El Ejecutivo no siguió las recomendaciones del organismo en materia petrolera y olvidó las metas de déficit fiscal, inflación y política cambiaria.

21 de Agosto de 1998: Salida de capitales superó 160 millones de dólares.

22 de Agosto de 1998: Fuga de capitales generará graves problemas de liquidez en la banca. Acusaciones banales. El economista advierte que el próximo Gobierno iniciará su gestión con un nivel precario de reservas internacionales netas, que estarán alrededor de los 6 millardos de dólares. "La Comisión de Finanzas del Congreso y el directorio del Banco Central de Venezuela también son responsables del fracaso en la emisión de los 500 millones de dólares en bonos globales"

22 de Agosto de 1998: Reservas internacionales han caído 3,64 millardos de dólares en el año. Salida de capitales llegó a $ 200 millones.

23 de Agosto de 1998: Standard and Poor's cauteloso ante impacto de política monetaria en sistema bancario. Nuevo gobierno estará más propenso a devaluar. Las presiones sobre el bolívar y la debilidad de los instrumentos en manos del Banco Central para controlar la oferta de dinero pueden terminar debilitando al sector financiero, aún en recuperación. El Ejecutivo tiene ante sí el desafío de manejar presiones populistas en un año de elecciones. La firma no tiene previsto revisar la calificación de Venezuela en lo que resta del año .

4 de Septiembre de 1998: Moody's degradó a B2 calificación de deuda pública de Venezuela.

1 de Octubre de 1998: FMI: Economía venezolana será la única de la región cuyo PIB caerá en 1998.

8 de Noviembre de 1998: Elecciones regionales

10 de Noviembre de 1998: Cotización de deuda venezolana bajó entre 1,3 y 4,7 puntos. Bolsa de Caracas perdió 3,35%. Los analistas

indicaron que el aumento de la percepción riesgo-país fue consecuencia del resultado de las elecciones legislativas y regionales

23 de Noviembre de 1998: Riesgo-país de Venezuela aumentó 11% en un mes.

24 de Noviembre de 1998: Analista estadounidense desconfía de la estabilidad del bolívar. El sistema financiero de la región es débil. El economista Sidney Weintraub reconoció que "el mundo exterior ha perdido mucha confianza en la gestión fiscal de Venezuela"

29 de Noviembre de 1998: Petróleo bajó a $ 8,74 por barril. La cesta petrolera venezolana continuó en baja por cuarta semana consecutiva. La cotización promedio del crudo se ubicó el pasado viernes en 8,74 dólares por barril, lo que significó un descenso de 0,44% con respecto a la semana pasada.

9 de Diciembre de 1998: FMI dispuesto a colaborar con nuevo gobierno. El Fondo Monetario Internacional está dispuesto a prestar asistencia al gobierno del presidente electo, Hugo Chávez Frías, aseguró una fuente del organismo multilateral en Washington. "Estamos a disposición de las nuevas autoridades", dijo un funcionario del FMI.

10 de Diciembre de 1998: Standard & Poor's mantiene a Venezuela en observación para la calificación crediticia en divisas a largo plazo de Venezuela, tras las elecciones presidenciales. La clasificación crediticia sigue mostrando el mismo panorama negativo que tenía el pasado 31 de agosto.

11 de Diciembre de 1998: Los deprimidos precios del petróleo alcanzaron nuevos niveles mínimos este jueves. El crudo marcador Brent del Mar del Norte cayó a 9,75 dólares el barril en las operaciones de la tarde, según informó Reuters.

11 de Diciembre de 1998: Dólar perdió 10,50 bolívares por exceso de oferta. Mercado Cambiario. Reuters. El exceso de oferta de dólares por parte de bancos y corporaciones causó, por tercera jornada consecutiva, una fuerte apreciación del bolívar hasta valores que no se observaban desde principios de julio, señalaron los operadores.

15 de Diciembre de 1998: Déficit de balanza de pagos alcanza $ 3 millardos. Para el BCV la inflación cerrará en 30%. El informe anual del instituto emisor, con cifras preliminares de los indicadores económicos afectados por la caída de entre 25% y 30% en el precio

del petróleo, empezará a ser revisado por el directorio de ese organismo.

15 de Enero de 1999: Bonos de la deuda cayeron 6,5 puntos y Bolsa de Caracas ha bajado 11,5%. Por crisis brasileña. El presidente del BCV señaló que el efecto samba tendría consecuencias limitadas y que su "contagio dependerá de la situación macroeconómica de cada país" Teodoro Petkoff afirmó que no devaluará por esta situación.

16 de Enero de 1999: Crisis de Brasil afectará refinanciamiento de la deuda venezolana. PRIMERA PAGINA. Cardoso dejó fluctuar el real. Las expectativas serán desventajosas si la situación se prolonga por mucho tiempo. Los títulos de acreencias de Venezuela han perdido valor como consecuencia del efecto "samba"

5 de Febrero de 1999: Bolsa de Caracas solicitó derogar impuesto de 1% a sus operaciones. En carta a la ministra de Hacienda. El presidente del corro capitalino también pidió que las negociaciones en el mercado bursátil sean exoneradas del proyectado impuesto a las transacciones financieras.

25 de Febrero de 1999: Gobierno necesita $ 7 millardos para financiar déficit fiscal. Especialistas recomiendan acordar un

programa de facilidad ampliada con el Fondo Monetario Internacional.

25 de Marzo de 1999: Las reservas internacionales cayeron al nivel más bajo de 1999. Están en 13,44 millardos de dólares. Mientras el mercado cambiario local mantiene una tendencia alcista, las reservas internacionales continúan descendiendo.

21 de Abril de 1999: FMI pronostica que la economía venezolana caerá 3,6% este año. La recesión se expande por la región. El organismo multilateral advirtió, además, que el riesgo de que la América Latina sufra una contracción aún más profunda es considerable Washington/Reuters. El Fondo Monetario Internacional indicó que la contracción económica será más seria de lo esperado este año en América Latina. A causa de la crisis brasileña, el multilateral redujo a -0,5% desde 1,5%, su proyección para el comportamiento del Producto Interno Bruto de la región. Venezuela, Argentina, Ecuador y Uruguay se unirán a Brasil en la recesión. Según las nuevas estimaciones del FMI la contracción de la economía venezolana este año será equivalente a 3,6% del PIB, la de Argentina caerá 1,5%, la de Ecuador 5% y la de Uruguay 1%. En Brasil, la contracción será de 3,8%, en vez de 1% anticipado en diciembre.

7 de Mayo de 1999: Standard & Poor's advierte sobre retrasos en pago de deuda externa venezolana.

10 de Mayo de 1999: Precios del petróleo, deuda y sobrevaluación preocupan al FMI. Los anuncios del Gobierno ratificando su voluntad de negociar y alcanzar un acuerdo con el Fondo Monetario Internacional (FMI).

14 de Mayo de 1999: En vigencia el Impuesto al Débito Bancario a partir de hoy. Las personas naturales y jurídicas que realicen operaciones de retiro de fondos a través del sistema financiero, tendrán que pagar un real por cada 100 bolívares movilizados.

29 de Junio de 1999: Apreciación del bolívar frente al dólar está en 39,7%. Federico Kaune, economista principal para América Latina de la banca de inversión Goldman Sachs, dijo que la apreciación del bolívar frente al dólar se estima para el cierre del segundo trimestre de 1999 en 39,7% y se pronunció por una corrección gradual que puede extenderse por un lapso de entre 2 y 3 años.

Noticias de Rusia:

Buenas Noticias:

14 de julio de 1998: El gobierno de Yeltsin dijo el domingo que había alcanzado un acuerdo con el Fondo Monetario Internacional con un paquete multimillonario de dólares para estabilizar los mercados financieros de Rusia.

7 de agosto de 1998: Rusia recibirá el lunes los primeros $300 millones de su tercer préstamo de $1.5-mil millones del Banco Mundial para el ajuste estructural. En una reunión en Washington, el jueves, la junta directiva del Banco Mundial votó unánimemente en dar el préstamo a Rusia bajo las condiciones aceptaba con anterioridad.

10 de Septiembre de 1998: El Kremlin confirmó que el Presidente Boris Yeltsin se decidió a preguntarle al parlamento por la aprobación del actual Ministro del Exterior Yevgeny Primakov como el nuevo primer ministro de Rusia. Los comunistas, liberales y políticos cercanos al Presidente Boris Yeltsin se mostraron poco unificados en

la aprobación y aceptación de Primakov y prediciendo la aprobación rápida por el parlamento en un voto fijó durante viernes.

14 de Octubre de 1998: El Primer Ministro Primakov dice que la reforma bancaria es una prioridad, y cambio el impuesto de importación y el VAT en comida.

7 de Noviembre de 1998: Después de semanas de negociaciones tensas, Moscú persuadió a los acreedores extranjeros que aceptaran títulos en rublos como parte de un plan de la reestructuración de su mercado de bonos del tesoro congelado (GKO) $40bn. A cambio, el ministerio de finanzas redujo su insistencia en incluir contratos forward importantes en dólares de Bancos Comerciales Rusos en dicho plan.

8 de Febrero de 1999: En Rusia a los extranjeros poseedores de deuda gubernamental congelada en rublos se les permite usar todos los beneficios de la nueva deuda recibida en el swap para comprar las porciones en el MICEX.

10 de Febrero de 1999: En Rusia se dejará caer un 3% el derecho de importación en marzo siguiendo la decisión del miércoles de la

comisión gubernamental sobre las medidas preventivas sobre el comercio y costumbres extranjeras.

18 de Febrero de 1999: Los planes gubernamentales rusos para dividir los deberes en algunas exportaciones para estimular la colocación extranjera, fueron anunciados. También, El jefe de la Cancillería del departamento de política económica del gobierno alemán, dijo que su gobierno ha preparado reprogramar la deuda de la Soviética restante con Rusia como parte de una muestra de "solidaridad económica" con el país en crisis.

25 de Febrero de 1999: En Rusia se espera recolectar mas de 16 mil millones de rublos ($700.5 millones) en efectivo por los impuestos de febrero, ligeramente más de lo esperado.

Malas Noticias:

6 de agosto de 1998: Diputado encuentra la aprobación del presupuesto 99 improbable— El presupuesto federal de 1999 propuesto por el gobierno no se aprobará por el Estado Duma a través de los procedimientos regulares de debate, según el presidente del comité de presupuesto Duma, Alejandro Zhukov Budget .

10 de agosto de 1998: El Ministerio de Finanzas de Rusia canceló el miércoles la subasta de acciones del gobierno, donde se había planeado ofrecer seis mil millones de rublos en nuevas emisiones, mientras cito las pobres condiciones de dicho mercado, lunes.

11 de agosto de 1998: En las últimas transacciones del lunes, los futuros de crudo (petróleo) Brent, que se comercian en el Mercado Internacional de Petróleo de Londres, llegaron a comerciarse hasta en $11.90 por barril, igualando el mínimo en 10 años, que había sido alcanzado en Marzo. Esto no sólo afecta los ingresos de Rusia por la exportación de petróleo, sino que arriesga otras áreas de la economía, haciéndolo un país menos atractivo para inversionistas extranjeros

13 de agosto de 1998: ante una inaudita crisis de liquidez, el banco central ruso impuso barreras en las compras moneda extranjeras e incremento el acceso a créditos overnight.

17 de agosto de 1998: Se implantó un sistema de bandas y libre flotación del rublo, pasando de la relación 5.27/7.3 con el dólar a 6.00/9.50. Además, se declaro una mora de 90 días para con algunos servicios de deuda exterior.

18 de agosto de 1998: Los Inversionistas del Servicio Moody's degradaron sus valuaciones de todos los emisores de la deuda exterior corporativos rusos a Caa1 y sus valuaciones permanecieron en revisión para una posible degradación.

27 de agosto de 1998: En el medio de una volatilidad del tipo de cambio, la oferta por una reconstrucción de las letras del tesoro congelado GKO no consiguieron compradores en el mercado.

28 de agosto de 1998: El Presidente Boris Yeltsin despidió al reformista Antoly Chubais del puesto del mejor negociante con instituciones financieras internacionales. Chubais, anteriormente el jefe de la privatización de Rusia, jugó un papel importante obteniendo un préstamo de miles de millones de dólares del Fondo Monetario Internacional en julio.

15 de Septiembre de 1998: Como un compromiso a la confrontación política de la semana pasada, el Presidente Yeltsin contrata un grupo de economistas de la era de Gorbachev.

24 de Septiembre de 1998: El ministerio de la finanzas dijo que los ingresos del presupuesto federal ruso cayeron significativamente en las primeras tres semanas de septiembre, debido a la crisis de los pagos en el país. El banco central anunció que las reservas habían caído a 12 mil millones de dólares.

25 de Septiembre de 1998: El servicio de la prensa gubernamental confirmó que se había desechado la venta de un 75% mas una porción de Rosneft, última compañía grande de aceite que todavía estaba en manos del estado. Rosneft había fallado antes en ser vendido a $2.1 mil millones y de nuevo a $1.6 mil millones. En un soplo extenso Gazprom, compañía más grande de Rusia, mayor contribuyente en impuestos y compañía de gas más grande del mundo, recorto sus pagos en impuestos desde 3.5 mil millones a 2 mil millones de rublos.

El 28 de Septiembre de 1998: Un portavoz para la Unión de todas las Aseguradores rusos dijo que la crisis recortaría el número de aseguradores desde 1,400 a 300-400 compañías y que incluso unas empresas fallarían. También, se archivaron demandas contra los Hermanos Lehmann después de que el banco de inversión congeló

sus activos de Inkombank y UNEXIM bank, por no honrar obligaciones de deuda.

1 de Octubre de 1998: El Banco Mundial dijo que los planes estipulados de préstamo por $6 mil millones a Rusia estaban ahora en duda, dada las cambiantes condiciones del mercado.

20 de Noviembre de 1998: el Diputado de Finanzas ruso Mikhail Kasyanov dijo el viernes que su nación corta en efectivo podría reembolsar menos de $10 mil millones sobre $17 mil millones de deuda exterior debida el próximo año.

1 de Diciembre de 1998: la Comisión Interdepartamental de Rusia para la exportación de Tuberías y los Términos del Mar suspenden el problema de exportar documentos de cuatro compañías de aceite. También, Sberbank anunció que debido a la falta de efectivo y otras dificultades técnicas, los depositantes tendrán que esperar hasta una fecha futura para finalmente tener acceso a sus ahorros después de transferir sus cuentas de bancos comerciales con problemas a Sberbank.

3 de Diciembre de 1998: los Depósitos en los bancos rusos caen en 15% comparado con los niveles de agosto. FDI cae 14% comparado con un año atrás.

4 de Diciembre de 1998: la Inflación en Rusia era 65.3% de enero a noviembre, comparado con sólo 10% en el mismo período el año pasado, informó al Comité de Estadísticas de Estado.

11 de Diciembre de 1998: El gobierno federal ruso en enero-octubre ganó 1.425 mil millones rublos de la privatización, sólo 17.5% de un blanco anual de 8.12 mil millones rublos.

17 de Diciembre de 1998: Rusia no está interesada en permitir que los que no son residentes adquieran acciones de compañías para los nuevos bonos federales OFZ que ellos recibirán a cambio de los bonos del Tesoro congelados GKO y OFZ, dijo el Ministro de Finanzas Mikhail Zadornov.

28 de Diciembre de 1998: los Nuevos informes del Comité de Estadísticas del Estado muestran que el producto interno bruto ruso

se redujo en 3.3% en los primeros nueve meses del año a 1.88 billón rublos, y no 3% como se había informado antes.

29 de Diciembre de 1998: En una valoración pesimista de las políticas económicas del gobierno, Boris Fyodorov, el jefe en materia de impuestos del país, dijo que el ingresos federales impositivos de Rusia pudieran caer en un 50% en 1999.

30 de Diciembre de 1998: Rusia ha paso el pago de $360 millones de dólares debido a que estaba en la época de la gran deuda, dijo el agente pagador de la deuda.

11 de Enero de 1999: los bancos Western dijeron que ellos no estaban discutiendo el negocio de la reestructuración y estaban estudiando perspectivas de para actuar legalmente y así forzar a obtener mejores condiciones.

12 de Enero de 1999: El lunes, el fiscal jefe de Rusia dijo que los oficiales gubernamentales pueden haber usado ilegalmente un

préstamo que el FMI otorgo al país en julio, de $4.8 mil millones de dólares.

13 de Enero de 1999: El ministro de combustible colocó un impuesto, que estaba planeado, a la exportación de petróleo; Un portavoz dijo que el ministerio estaba "categóricamente contra" el plan del ministerio de energía para introducir los aranceles de la exportación en los productos petroleros. También, Fitch IBCA dijo el miércoles que había degradado el valor de la divisa a largo plazo asignado a los bonos Rusos PRIN de CC a DD.

29 de Enero de 1999: el banco Ruso Uneximbank en problemas dijo a sus acreedores, el jueves, que no podría pagar el interés sobre los bonos internacionales de $50 millones, y así creaba miedos, aun cuando es el banco que se convirtió una semana después en el primer prestatario ruso en predefinir los Eurobonos.

3 de Febrero de 1999: Yamburggazdobycha, la unidad de la producción más grande de gas ruso Gazprom está enfrentando una quiebra por una disputa sobre pagarés impagables. También, un 60 por ciento de los mejores 17 bancos de Rusia tienen acciones sin

valor, uno de los bancos pioneros SBS-Agro esta dentro de estos y esto fue dicho el miércoles.

5 de Febrero de 1999: La agencia valuadora Standard & Poor's ha dicho el viernes que la Rusia escasa de efectivo puede empezar a extrañar los pagos en sus Eurobonos tarde este año aunque el país se ha empeñado en realizar todos los pagos de esta deuda.

9 de Febrero de 1999: El Cuerpo de Finanzas Internacionales, que es un proveedor importante de financiamiento para el sector privado de Rusia, fue obligado radicalmente a reducir sus planes para 1999. También, la agencia valuadora Standard & Poor's ha dicho que un descenso de la deuda exterior de Rusia "pudiera ocurrir en el futuro cercano" si el país no recibe nuevos prestamos extranjeros o si el gobierno no toma otros pasos "que cambien su posición respecto al tipo de cambio con el extranjero"