Evidencia de contagio en la volatilidad de la tasa de interés en Colombia

Mónica Lylián Parra T.[1]

I. INTRODUCCIÓN

Las recientes crisis financieras en Asia han llamado la atención de un gran número de investigadores, analistas e inversionistas no sólo por sus severos efectos y su inesperado acontecimiento sino por su capacidad de difundirse casi instantáneamente a otros países.

Aunque en los últimos años la literatura económica ha avanzado sustancialmente en este tema aún está abierto el debate en cuanto al concepto y la existencia del contagio de las crisis, los canales por los cuales éste ocurre y las diversas formas de medirlo. Aún no se ha llegado a un consenso acerca de qué se entiende por "contagio" y los resultados empíricos dependen de la definición que el investigador conciba. Algunos autores consideran que existe contagio cuando una crisis en determinado país aumenta la probabilidad de que ocurra una crisis en otro país. Otros lo definen como un aumento significativo en los vínculos entre los mercados, y otros como un aumento en la volatilidad de los choques o de variables que reflejen el estado de los mercados. Asimismo, las metodologías empleadas varían de acuerdo a la concepción que se adopte del término contagio.

La mayoría de trabajos sobre contagio se han concentrado en estudiar la difusión de los cambios de los primeros momentos estadísticos (media, moda, mediana, p.e.) de las variables claves como las tasas interés, las tasas de cambio, los precios de las acciones, entre otras. Sin embargo, vale la pena resaltar la importancia de los cambios de estas variables en sus segundos momentos estadísticos (desviación estándar, varianza, p.e.), es decir, en su volatilidad, y sobretodo de la transmisión de estos cambios a otros países.

En este trabajo se define contagio como el aumento en la volatilidad de la tasa de interés causado por crisis en otros países. En primer lugar, porque la tasa de interés es reconocida como un canal de transmisión importante en la propagación de choques a toda la economía. En segundo lugar, porque el análi-

[1] Asistente de Investigación de Fedesarrollo. Agradezco los comentarios de María Angélica Arbeláez, Alvaro Montenegro y participantes de los seminarios semanales de Fedesarrollo y el Banco de la República.

sis de los cambios en la volatilidad resulta ser una mejor medida de información (más que los niveles) para la toma de decisiones, especialmente de inversión.

En el Gráfico 1 se presenta la tasa de interés en primeras diferencias para Colombia, Tailandia, Hong Kong, Corea del Sur, Rusia y Brasil y se puede apreciar cómo en los períodos correspondientes a las crisis asiática, rusa y brasileña (1997-99) la volatilidad de estas variables se incrementó notablemente. Esto podría llevar a pensar que dicho aumento, observado en todas las variables, se transmitió de los países en los que se originaron las crisis a otros países como Colombia.

Sin embargo, dicha transmisión puede ocurrir mediante ciertos canales relacionados con los fundamentales de las economías, el comercio, el comportamiento de los participantes de los mercados financieros y de capitales, entre otros. En este orden de ideas, identificar los posibles canales por los cuales se ha transmitido una crisis resulta de total importancia en la medida en que se pueden adoptar políticas más acertadas para controlar la crisis. Adicionalmente, es muy importante incluir en el análisis las condiciones iniciales y políticas económicas adoptadas por los países afectados antes y después del choque externo, puesto que de éstas depende, en gran parte, el éxito y la duración de las crisis.

En este contexto, el objetivo principal de este trabajo es evidenciar el impacto de las crisis financieras de Asia[2] en la volatilidad de la tasa de interés en Colombia en los últimos años. Se pretende también investigar si los choques en la tasa de interés colombiana son persistentes o desaparecen rápidamente en el tiempo, teniendo en cuenta que si existe persistencia los efectos pueden ser mayores que cuando los choques desaparecen rápidamente. Adicionalmente se hace una revisión de la literatura existente sobre el contagio en general, destacando las teorías más sobresalientes y las metodologías más utilizadas.

La metodología empleada en este trabajo consiste en la estimación de modelos GARCH, los cuales tienen en cuenta la heteroscedasticidad en los errores resultantes de estimaciones de series que presentan variaciones en sus segundos momentos estadísticos. Por lo tanto, permiten modelar la varianza condicional de los errores en lugar de la estimación incondicional generalmente utilizada bajo el supuesto de que la varianza de los errores es constante en el tiempo[3]. Estos modelos son ampliamente utilizados en la estimación de variables que presentan alta volatilidad como las tasas de interés, los precios de las acciones, la tasa de cambio, la inflación, y en general precios especulativos de alta frecuencia (datos semanales, diarios, por horas o minutos).

Siguiendo la metodología empleada por Edwards (1998), se construyen índices de volatilidad de la tasa de interés y de la devaluación de Tailandia, Hong Kong, Corea del Sur, Rusia y Brasil, teniendo en cuenta que dichas variables claramente reflejan el efecto de la crisis en estos países. Estos índices se incluyen como variables explicativas en los modelos GARCH de la tasa de interés nominal de Colombia con el fin de encontrar si influyeron en la volatilidad de dicha variable, y por lo tanto, si hay evidencia de contagio de volatilidad.

El trabajo consta de seis partes, la primera es esta introducción. En la segunda parte se hace una sín-

[2] Las recientes crisis en Tailandia (julio de 1997), Hong Kong (octubre de 1997), Corea del Sur (noviembre de 1997), Rusia (agosto de 1998) y Brasil (enero de 1999).

[3] Homoscedasticidad.

tesis de las definiciones que se le han dado al término contagio en la literatura internacional y se presentan los diferentes tipos de metodología utilizados en el estudio de este fenómeno económico. En la tercera parte se analiza el comportamiento de la volatilidad de las series en el período estudiado y se expone brevemente la teoría GARCH. En la cuarta parte se explica la construcción de los indicadores de volatilidad, los modelos utilizados en la estimación de la varianza condicional de la tasa de interés colombiana y los resultados obtenidos. En la quinta parte se exponen brevemente los diversos mecanismos de transmisión de las crisis propuestos en la literatura internacional con algunas posibles aplicaciones para Colombia. En la sexta y última parte se presentan las conclusiones del trabajo.

II. CONTAGIO: UN TÉRMINO NUEVO PARA LOS ECONOMISTAS

A. Definición: no hay consenso

Las recientes crisis internacionales han llevado a los analistas y académicos a desarrollar teorías que expliquen por qué y cómo se propagaron dichas crisis. Se han desarrollado diferentes teorías y metodologías que buscan dar solución a dichos interrogantes, lo que ha derivado en el término "contagio", el cual explicaría por qué y cómo una crisis originada en determinado país puede propagarse a otro país. Sin embargo, aún no se ha llegado a un consenso a cerca de qué se entiende por "contagio" y los resultados empíricos dependen de la definición de cada investigador. A continuación se hace una síntesis de definiciones de "contagio" encontradas en los diferentes estudios sobre el tema.

La más general, utilizada por Rose y Glick (1999), considera que una crisis cambiaria es "contagiosa" si se propaga de su objetivo inicial (país en el cual se origina) a otros países por cualquier motivo. Chouveri (1999) utiliza también una definición bastante amplia de contagio: "la devaluación en un país puede ser precursora y hasta una causa de los problemas financieros en otros países". En la misma línea, Kaminsky y Reinhart (1999), Eichengreen y Rose (1999) y Drazen (1999) consideran que existe contagio cuando "una crisis cambiaria en un país aumenta por sí misma la probabilidad de que ocurra una crisis cambiaria en otro país".

De forma más rigurosa, Forbes y Rigobon (1999b) definen contagio como "un aumento significativo en los vínculos entre los mercados después de un choque a un país individual o a un grupo de países" y con el fin de diferenciarla de las definiciones existentes proponen el nombre de *Shift-Contagion*. Forbes y Rigobon argumentan que esta definición es bastante sensata porque no sólo aclara que el contagio surge de un movimiento (shift) en las relaciones de mercado sino que evita tener en consideración la manera como ocurrió dicho movimiento[4]. Además explican que los vínculos entre mercados pueden ser medidos como la correlación entre los retornos de los activos, la probabilidad de un ataque especulativo o la transmisión de choques o de *volatilidad*.

De otra parte, Agénor y Aizenman (1997) definen contagio como "el incremento en la volatilidad de los choques agregados que afectan la economía doméstica, es decir, un incremento en el rango de oscilación de los valores que tal choque puede tener".

Edwards (2000), inspirado en la definición epidemiológica de Gerstman (1998)[5], define contagio

[4] En la quinta parte de este trabajo se exponen las distintas teorías sobre los canales de transmisión de las crisis.

[5] Gerstman argumenta que existe contagio cuando "cualquier enfermedad o evento ocurre en exceso a las expectativas normales". Ver Edwards (2000).

como "la situación en la cual la extensión y magnitud de la transmisión internacional de choques excede las proporciones esperadas por los participantes del mercado". Bajo esta concepción, Edwards (1998) y (2000) profundiza en el estudio del contagio de volatilidad, que define como el incremento en la volatilidad de la tasa de interés nominal debido a una crisis en otro país, basado en que la tasa de interés es un canal de transmisión clave en la propagación de los choques a toda la economía. De otro lado, Ito y Lin (1993) y Edwards (2000) coinciden en destacar la importancia del análisis de los cambios en la volatilidad ya que es una mejor medida de información (más que los niveles) para la toma de decisiones económicas, especialmente de inversión. Partow(1996) demuestra que aunque el nivel de la tasa de interés no resulta ser una variable significativa para explicar la inversión, su volatilidad sí lo es porque afecta los rendimientos esperados y los costos de oportunidad de los proyectos y, de esta manera, incrementa el riesgo de la inversión. Para efectos de este trabajo se utiliza esta definición de contagio - *contagio de volatilidad.*

B. Metodologías comúnmente empleadas

En cuanto a las metodologías utilizadas para comprobar la existencia de contagio se pueden mencionar cinco enfoques[6]: análisis de los coeficientes de correlación entre los mercados, cointegración, modelos VAR y análisis de impulso respuesta, modelos Probit y, por último, modelos autoregresivos de heteroscedasticidad condicional (ARCH).

El primer tipo de metodología analiza los coeficientes de correlación de los retornos (tasas de interés, índices de bolsa, etc.) entre dos mercados durante un período estable y si se encuentra un aumento significativo en la correlación después de un choque se deduce que los vínculos entre los dos mercados han aumentado y que por lo tanto existe contagio. Son varios los autores que han utilizado esta metodología: King y Wadhwani (1990) buscan un incremento en la relación de mercados de Estados Unidos, Reino Unido y Japón después del colapso del mercado estadounidense en 1987; Lee y Kim (1993) se centran en el análisis de la misma crisis pero incluyendo 12 países. Calvo y Reinhart (1996) encuentran evidencia de contagio estudiando la correlación entre las tasas de interés de los mercados financieros y entre los índices de bolsa de los mercados de capitales para países de América Latina y Asia emergente. Baig y Goldfajn (1998) estiman los coeficientes de correlación de las tasas de cambio, los índices de bolsa, las tasas de interés y los spreads de deuda soberana para Tailandia, Corea, Malasia, Filipinas e Indonesia durante la crisis asiática. Una vez han estimado los coeficientes hacen pruebas que identifiquen si las correlaciones han cambiado sustancialmente en el período de crisis comparando con períodos relativamente estables, es decir, si existen evidencias de contagio. Baig y Goldfajn, al igual que los autores anteriores, encuentran un aumento significativo en la correlación de los coeficientes entre mercados y por lo tanto encuentran evidencia de contagio durante los períodos analizados.

Fainboim y Alonso (1998) con el fin de estimar el impacto de la crisis asiática en el crecimiento económico colombiano, examinan las correlaciones entre la variación del PIB en Colombia con las de otros países y regiones, incluyendo los asiáticos. Además, buscan establecer si existen relaciones de causalidad (a la Granger) entre tales crecimientos. Los autores encuentran que existe una correlación lineal entre el crecimiento del PIB colombiano y el

[6] Cashin et al (1995) y Rigobon (1998) proveen un completo resumen de los trabajos empíricos al igual que del debate teórico.

de los países asiáticos, pero no encuentra la existencia de una relación de causalidad entre estos.

Sin embargo, Forbes y Rigobon (1999a) encuentran que estos coeficientes pueden estar sesgados hacia arriba debido a que son condicionales a la volatilidad del mercado en los períodos analizados. De esta forma, en los meses de crisis cuando la volatilidad del mercado aumenta, los coeficientes de correlación pueden estar sesgados y por lo tanto ser mayores a los realmente observados en los momentos de crisis. Forbes y Rigobon corrigen este tipo de sesgo y estiman coeficientes de correlación para varios países en los períodos de las crisis de octubre de 1987 de Estados Unidos, la crisis mexicana de 1994 y la asiática de 1997. Los autores encuentran que al calcular los coeficientes de correlación ajustados (corregidos por el sesgo) se rechaza la evidencia de contagio encontrada con la metodología sin ajustar para todos los casos. Cabe anotar que estos resultados dependen claramente de la definición de contagio concebida por Forbes y Rigobon y mencionada anteriormente: los autores enfatizan que sólo existe contagio cuando el incremento de la correlación de las relaciones entre los mercados es muy significativo. Con las pruebas ajustadas no encuentran dicho incremento sino el sostenimiento de estas fuertes relaciones entre los mercados, por consiguiente, no consideran que haya evidencia de contagio puro sino de interdependencia. Sin embargo, los autores advierten que aunque sus resultados representan un gran avance en este campo, estas mediciones pueden aún presentar sesgos debido a la presencia de endogeneidad o choques agregados inobservables.

Por otra parte, la metodología de cointegración busca establecer los cambios en las relaciones de largo plazo entre los mercados. Sin embargo, la utilización exclusiva de esta metodología no resulta tan precisa en probar la existencia de contagio debido a los largos períodos que utiliza, pues se puede perder evidencia de cortos períodos de contagio. Chou et al (1994) utilizan el método de Johansen para comprobar la existencia de relaciones de largo plazo entre los índices de bolsa de los Estados Unidos, Reino Unido, Japón, Francia, Alemania y Canadá. Sus resultados indican que los seis índices están cointegrados y, además, que estas relaciones se hacen más fuertes en el tiempo, siendo consistentes con la mayor globalización de los mercados en los últimos años.

Otro ejemplo de este tipo de metodología se puede encontrar en el trabajo de Longin y Slonik (1995) en el cual utilizan información de siete países de la OECD para el período de 1960 a 1990. Los autores encuentran que la correlación promedio de los retornos de mercado de Estados Unidos con los retornos de los demás países se incrementó en dicho período.

Cashin et al (1995) investigan el grado de integración de siete mercados industrializados y seis emergentes al igual que los posibles cambios a lo largo del período (contagio). Para la primera parte, de largo plazo, utilizan la metodología de cointegración de Johansen y, para la segunda, de corto y largo plazo, modelos de corrección de error multivariados (VEC). Los autores encuentran cointegración en los índices de bolsa de los países industrializados desde el inicio del período, mientras que la cointegración de los índices de los países emergentes se incrementó a comienzos de los noventa. Al mismo tiempo, empleando los modelos VEC hallan que los efectos de contagio por choques provenientes de un país específico desaparecen en semanas, en tanto que los efectos por choques globales se prolongan por meses en la medida en que llevan a los mercados a desviarse de su relación de equilibrio de largo plazo.

La metodología de los modelos VAR (vectores autoregresivos), muy relacionada con la anterior, ha sido utilizada por Baig y Goldfajn (1998) debido a que ésta reconoce la endogeneidad de todas las variables y, mediante el análisis de Impulso Respuesta, permite observar el impacto de un choque en cada una de las variables y la permanencia del mismo en tales variables. Reinhart y Kaminsky (1999) también utilizan la metodología VAR con el fin de comprobar las relaciones de causalidad entre las tasas de interés y entre las tasas de cambio de Indonesia, Malasia, Filipinas, Corea del Sur y Tailandia. Los resultados de este trabajo apuntan a un aumento en la interdependencia de dichas variables en el período de la crisis asiática, el cual explican por el cambio en el comportamiento de los participantes del mercado, que comenzaron a ver tales países como un solo grupo y no individualmente.

Los modelos Probit, por su parte, permiten confirmar la mayor probabilidad de ocurrencia de una crisis en determinado país debido a la manifestación de eventos exógenos como acontecimientos en otros mercados o específicamente crisis en otros países. Forbes (1999)[7] encuentra que efectos específicos de los países y el comercio son factores importantes en los mecanismos de transmisión para los precios de bolsa de compañías individuales alrededor del mundo. Eichengreen, Rose y Wypolsz (1996) utilizan un panel de datos macroeconómicos y políticos para veinte países industrializados desde 1959 hasta 1993 y encuentran que la probabilidad de que un país sufra una ataque especulativo aumenta en ocho por ciento, cuando otro país de la muestra está en crisis. No obstante, explican que su análisis no puede ser del todo concluyente en la medida en que no pueden diferenciar entre contagio puro y choques globales, que afectan a todos los países para los cuales los movimientos de las variables afectadas tienen alguna importancia.

Avanzando en esta línea, Glick y Rose (1999) utilizan modelos Probit para 161 países en cinco episodios importantes de inestabilidad cambiaria[8] con el fin de demostrar que el comercio constituye un canal importante de contagio, más allá que similitudes macroeconómicas y financieras entre los países. Sus resultados apuntan a que las crisis cambiarias tienden a propagarse regionalmente, lo que refuerza la hipótesis de que su propagación está ligada al comercio: los países pueden ser atacados por las acciones que puedan tener sus países vecinos, quienes generalmente son sus socios comerciales debido a la proximidad geográfica.

Kaminsky y Reinhart (1998) encuentran resultados similares haciendo énfasis en que las relaciones financieras también son un canal de transmisión muy importante siendo que, así como existen bloques naturales de comercio, también existen bloques regionales que dependen del mismo acreedor. Los autores analizan el comportamiento de las probabilidades de crisis de varios países de Asia y América Latina, dividiendo la muestra en dos grupos de acuerdo al principal acreedor de cada país[9].

Por último, la utilización de los modelos ARCH busca estimar el mecanismo de transmisión de la varianza entre países. Hamao et al (1991) estudian la crisis de bolsa de los Estados Unidos de 1987 y apli-

[7] Citado en Forbes y Rigobon (1999b).

[8] Finalización del sistema Bretton Woods en 1971, el derrumbe del Acuerdo Smithiano en 1973, la crisis del Sistema Monetario Europeo -EMS en 1992-1993, el efecto Tequila de 1994-1995 y la reciente crisis asiática de 1997-1998.

[9] Estados Unidos es el principal acreedor para Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Uruguay, Venezuela y Filipinas; y Japón para Indonesia, Malasia y Tailandia.

can esta metodología usando los índices de bolsa de los mercados de Nueva York, Tokio y Londres. Ellos concluyen que la transmisión de volatilidad no ocurre de igual forma entre los tres mercados, sino que existen efectos de un mercado hacia el más próximo. Además, encuentran que la transmisión de volatilidad es estable aun separando los períodos antes y después de la crisis; sin embargo, encuentran que estos efectos se vieron levemente pronunciados en Japón después de la crisis de 1987.

En la misma línea, el trabajo de Ng et al (1991) investiga la relación entre las inversiones en el mercado de capitales y la transmisión de volatilidad entre los mismos en Estados Unidos, Japón, Corea, Taiwan y Tailandia. Aquí se encuentra que las inversiones en el mercado de capitales entre estos países resulta ser un importante canal de transmisión de la volatilidad en dichos mercados.

Edwards (1998) utiliza la metodología GARCH para analizar la propagación de la crisis mexicana a Chile y Argentina pero sólo encuentra evidencia de contagio hacia este último, lo cual atribuye al control de capitales existente en Chile en el período analizado (1992-1998). Otra extensión de los modelos ARCH aplicada al estudio del contagio se encuentra en Edwards y Susmel (2000), quienes utilizan la metodología SWARCH para identificar puntos de quiebre en los modelos ARCH de tasas de interés de Argentina, Brasil, Chile, Hong Kong y México.

III. SERIES Y METODOLOGÍA UTILIZADAS

A. Análisis de las series

Para el análisis y la estimación de los modelos se emplean datos semanales desde febrero de 1996 hasta abril de 2000. Para Colombia se utiliza la tasa de interés DTF a 90 días nominal efectiva anual, teniendo como fuente el Banco de la República de Colombia. En cuanto a los países asiáticos, las tasas de interés, proporcionadas por Datastream, corresponden a tasas de depósitos de corto plazo[10] a excepción de las tasas de Rusia y Tailandia que son tasas interbancarias. Por último, para la construcción de los índices de volatilidad de la tasa de devaluación[11] se usan las tasas de cambio de estos países con respecto al dólar y provienen de las bases de datos de Bloomberg, excepto por la tasa de cambio de Tailandia cuya fuente es el Banco Central de Tailandia. Para Brasil la fuente de la información es Datastream, y se usan las tasas de interés de bonos de 30 días y la tasa de cambio del real con respecto al dólar.

Con el fin de observar el comportamiento de la volatilidad de las series utilizadas el siguiente análisis se compone de una descripción gráfica en la cual se compara la evolución de la serie colombiana con respecto a las demás y de un breve análisis sobre la desviación estándar de las mismas.

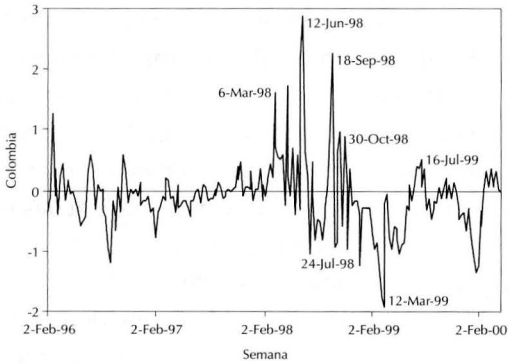
En el Gráfico 1 se presentan las tasas de interés en diferencias para el período analizado, comparando la colombiana con las de los demás países, y se puede observar que en todos los casos la volatilidad de la tasa de interés aumentó notablemente durante los meses de crisis. Sin embargo, se encuentran ciertas diferencias que vale la pena mencionar. La tasa de interés de Tailandia comenzó a presentar un leve aumento en la volatilidad a finales de 1996 pero fue a mediados de 1997, al inicio de la crisis en este país, que realmente se aumentaron sus va-

[10] Tasas de interés a 180 días para Corea y 90 días para el resto.

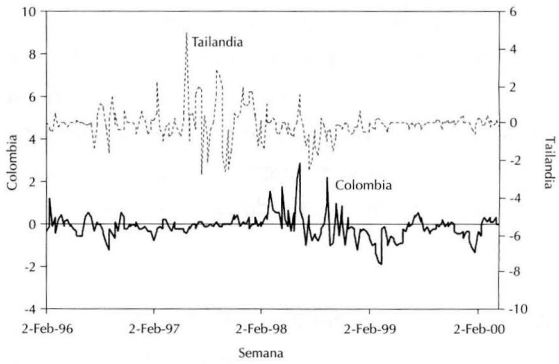
[11] Utilizados como proxies de las crisis al igual que la volatilidad de la tasa de interés.

Gráfico 1
TASAS DE INTERÉS NOMINALES EN PRIMERAS DIFERENCIAS

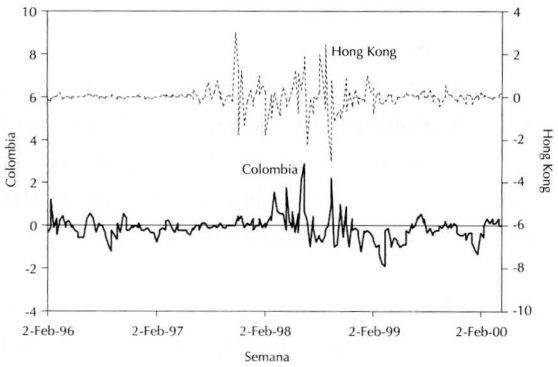
Colombia



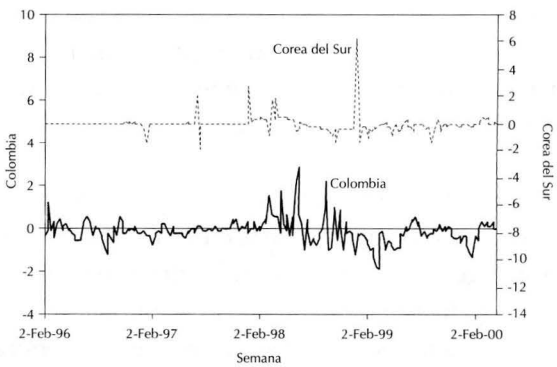
Colombia y Tailandia



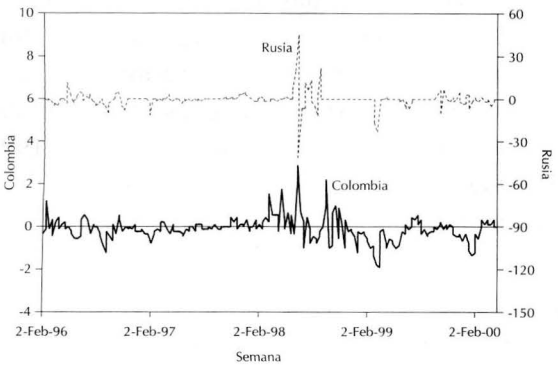
Colombia y Hong Kong



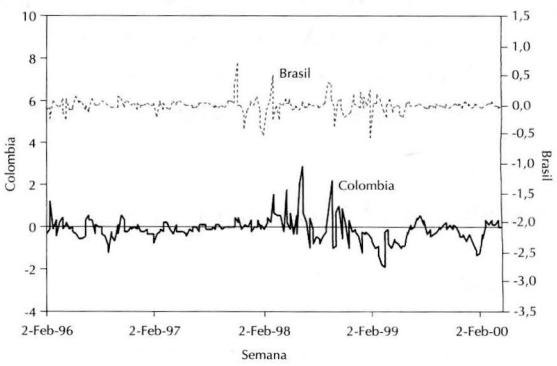
Colombia y Corea del Sur



Colombia y Rusia



Colombia y Brasil



Fuente: ver texto, cálculos del autor.

riaciones las cuales se mantuvieron hasta finales del año siguiente. La tasa de interés de Hong Kong también comenzó a afectarse a mediados de 1997, aunque los máximos niveles de volatilidad se aprecian desde octubre del mismo año, mes en el cual este país sufrió los mayores ataques, hasta los primeros meses de 1999. Igualmente, la tasa de interés del Brasil comenzó a oscilar fuertemente a finales de 1997, presentando una relativa calma entre mayo y agosto de 1998. A finales de este mes empezó a reflejarse el efecto de la crisis rusa y la tasa de interés volvió a exhibir alta volatilidad hasta junio de 1999, cuando se estabilizó la crisis cambiaria en ese país.

La tasa de interés rusa solamente se vio fuertemente afectada entre junio y agosto de 1998. En los meses de mayor turbulencia para los países asiáticos la tasa de interés de Rusia prácticamente no se vio alterada, aunque se observa un aumento en la volatilidad, éste no parece ser significativo. Sin duda la tasa de interés más atípica en cuanto a su comportamiento en este período es la coreana, pues aunque se observan claramente algunos choques su duración no superó la semana, lo que implica poca volatilidad.

Por su parte, la tasa de interés colombiana, sí presentó un aumento importante en su volatilidad en el período de la crisis asiática, aunque sólo a partir de los primeros meses de 1998. Si bien para entonces los países asiáticos ya habían sido atacados, aún sus tasas de interés presentaban grandes aumentos de volatilidad. Lo anterior puede validar la hipótesis de Kaminsky y Reinhart (1998) de que la probabilidad de ocurrencia de contagio aumenta más cuando varios países han sido atacados que cuando la crisis proviene de un único país. Es decir, las crisis individuales de cada país asiático no fueron las causantes de la turbulencia en la variable colombiana sino el conjunto de éstas.

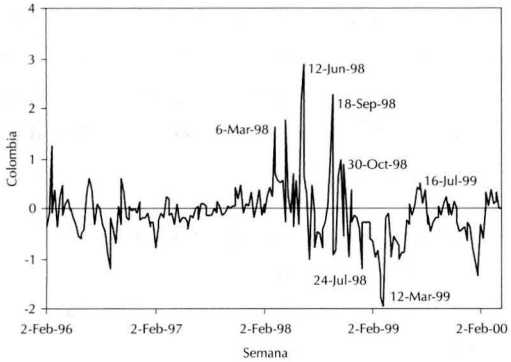
De otro lado, es evidente el impacto de la crisis rusa en la variable colombiana la cual reacciona casi de inmediato, probablemente por ya estar en un estado de alta vulnerabilidad. Igualmente se observan varias coincidencias con la volatilidad de la tasa de interés del Brasil a partir de septiembre de 1998 (justo después de la crisis cambiaria en Rusia) y además pareciera que alcanzan la estabilidad casi al mismo tiempo.

En el Gráfico 2 se presentan las tasas de devaluación nominales semanales de los países asiáticos, de Rusia y de Brasil comparadas con la tasa de interés nominal colombiana en diferencias. Se observa un aumento generalizado en la volatilidad de todas las variables en el período de crisis, haciéndose evidente el momento en el cual ocurrió la crisis cambiaria en cada país. Es de notar, también, que Corea, Rusia y Brasil controlaron rápidamente la crisis cambiaria mientras que en Tailandia y Hong Kong fue más prolongada. Además, la tasa de devaluación de Hong Kong presenta gran volatilidad durante todo el período aunque con un notable aumento a partir de 1997, como ya se mencionó. Esta variable, sin embargo, es bastante baja con respecto a las demás, incluso en el período de crisis.

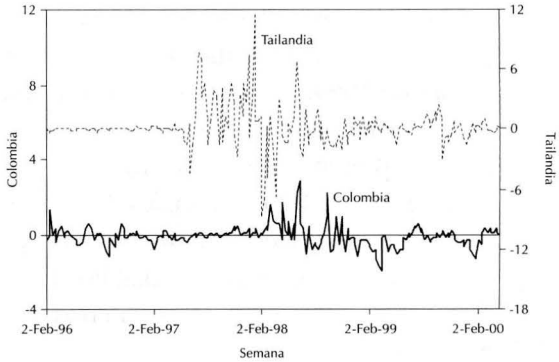
Al comparar estas variables con la tasa de interés colombiana en diferencias, se observa que guarda cierta relación con algunas. En el caso de Tailandia, la volatilidad de la tasa de interés de Colombia coincide con el segundo período de crisis que sufrió este país. Aunque las tasas de devaluación de Corea y Hong Kong presentaban valores más altos a finales de 1997 todavía se mantenía tal inestabilidad a comienzos de 1998, cuando la tasa de interés colombiana era más volátil. Una vez más se puede decir que el efecto de la crisis asiática en la variable colombiana se dio en conjunto y no de cada país por separado, tal y como lo afirman Kaminsky y Reinhart (1998).

Gráfico 2
TASAS NOMINALES DE DEVALUACIÓN SEMANALES

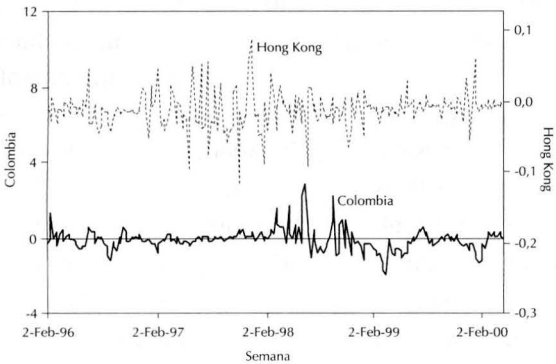
Colombia



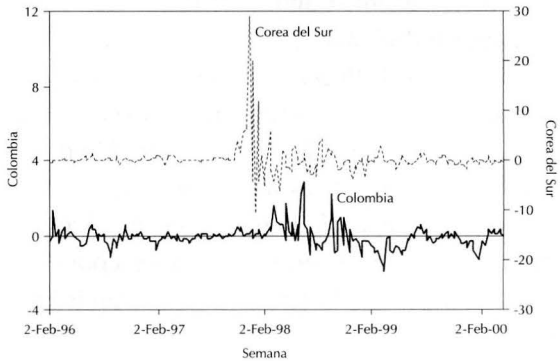
Colombia y Tailandia



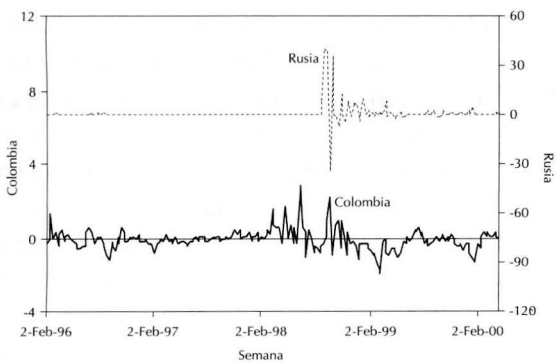
Colombia y Hong Kong



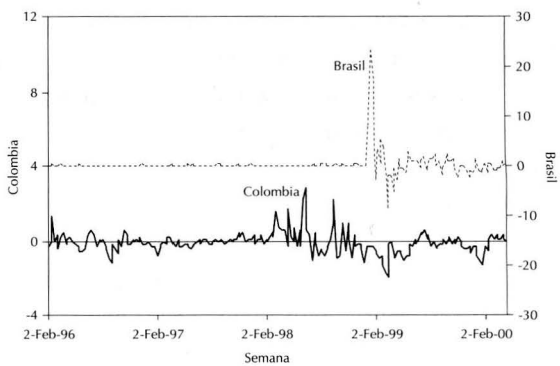
Colombia y Corea del Sur



Colombia y Rusia



Colombia y Brasil



Fuente: ver texto, cálculos del autor.

En el caso de la tasa de devaluación rusa se observa que coincide con el final del período de mayor volatilidad de la tasa de interés colombiana. Por último, se observa en el gráfico que la crisis cambiaria del Brasil ocurrió cuando ya la tasa de interés colombiana se encontraba un poco más estable y había superado la gran volatilidad presentada en 1998.

Un segundo ejercicio consiste en analizar brevemente las desviaciones estándar de las series para tener un conocimiento más claro del comportamiento de la volatilidad en los períodos de crisis. En el Cuadro 1 se presenta la desviación estándar de las tasas de interés de cada país por trimestres. Se puede apreciar claramente el aumento de la volatilidad de estas variables para todos los países de la muestra entre 1997 y 1999, período de la crisis en Asia, Rusia y Brasil. Confirmando el análisis gráfico, la volatilidad de la tasa de interés en Tailandia aumentó a mediados de 1997 y se mantuvo hasta finales de ese año, aumentando nuevamente en los trimestres que corresponden a la crisis en Rusia. La desviación estándar de la tasa de interés de Hong Kong comienza a aumentar en octubre de 1997, tal y como se había observado en el gráfico, aunque el mayor valor aparece entre agosto y octubre de 1998 (crisis rusa). La desviación estándar de la tasa de interés coreana, comenzó a aumentar sólo en noviembre de 1997, cuando realmente este país fue afectado fuertemente. La volatilidad de la tasa de interés de Brasil se comporta de forma similar a los países anteriores. La tasa de interés en Rusia, por su parte, es la que mayores desviaciones estándar presenta, aún cuando se calculan normalizando por niveles.

En cuanto a Colombia, el análisis de las desviaciones estándar coincide con el de los gráficos descrito anteriormente. La volatilidad de la tasa de inte-

Cuadro 1. DESVIACIÓN ESTÁNDAR DE LAS TASAS DE INTERÉS NOMINALES (%)

Período	Colombia	Tailandia	Hong Kong	Corea	Rusia	Brasil
Feb-96 - abr-96	0,64	0,28	0,13	0,26	6,65	1,66
May-96 - jul-96	0,68	0,66	0,14	0,16	4,47	0,90
Ago-96 - oct-96	1,56	0,70	0,05	0,04	9,21	0,76
Nov-96 - ene-97	0,57	0,38	0,08	0,71	3,99	0,30
Feb-97 - abr-97	0,31	1,16	0,17	0,02	1,23	0,80
May-97 - jul-97	0,46	3,07	0,28	0,58	4,31	0,49
Ago-97 - oct-97	0,14	3,04	1,26	0,05	0,57	1,19
Nov-97 - ene-98	0,33	3,66	0,72	1,86	6,87	2,87
Feb-98 - abr-98	2,30	0,56	1,07	2,30	2,28	1,60
May-98 - jul-98	2,46	2,42	1,33	0,50	20,65	0,57
Ago-98 - oct-98	1,23	2,04	2,34	2,02	8,88	3,42
Nov-98 - ene-99	1,49	0,76	0,47	2,20	0,00	2,20
Feb-99 - abr-99	3,59	0,44	0,40	0,82	17,43	1,44
May-99 - jul-99	0,77	0,43	0,37	0,56	7,98	0,93
Ago-99 - oct-99	0,42	0,11	0,29	1,36	3,16	0,33
Nov-99 - ene-00	2,34	0,43	0,24	0,34	3,09	0,29
Feb-00 - abr-00	0,48	0,12	0,12	0,60	3,83	0,40
Feb-96 - abr-00	7,03	6,59	1,59	4,14	25,18	3,00

Fuente: ver texto, cálculos del autor.

rés aumenta a comienzos de 1998, cuando la crisis asiática está en el momento más crítico, y alcanza las mayores variaciones a comienzos de 1999. Sin embargo, esto puede deberse a las políticas de reducción aplicadas en este período por el Banco de la República con el fin de reactivar la economía (este tema se discute con un poco de detalle más adelante).

B Metodología GARCH

La metodología utilizada en este trabajo consiste en la estimación de modelos GARCH, los cuales tienen en cuenta la heteroscedasticidad en los errores resultantes de estimaciones de series que presentan variaciones en sus segundos momentos estadísticos. Por lo tanto, permiten modelar la varianza condicional de los errores en lugar de la estimación incondicional que generalmente se utiliza bajo el supuesto de que la varianza de los errores es constante en el tiempo[12]. Estos modelos son ampliamente utilizados para estimaciones de variables que presentan alta volatilidad como las tasas de interés, los precios de las acciones, la tasa de cambio, la inflación, y en general precios especulativos de alta frecuencia (datos semanales, diarios, por horas o minutos).

Esta metodología[13] consiste en modificar los supuestos de los errores de forma que, condicionados a un conjunto de información *I* disponible en el tiempo *t*, tengan una distribución normal con varianza dependiente del tiempo y que esta última siga un modelo estacionario ARMA. El modelo general GARCH(p,q) se estima por máxima verosimilitud y se puede escribir como el siguiente sistema de ecuaciones:

$$y_t = \gamma' x_t + \xi_t \qquad (1)$$

$$\xi_t / I_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\sigma_{t-1}^2 + \alpha_2\sigma_{t-2}^2 + \alpha_3\sigma_{t-3}^2 + \ldots + \alpha_p\sigma_{t-p}^2$$
$$+\beta_1\xi_{t-1}^2 + \beta_2\xi_{t-2}^2 + \beta_3\xi_{t-3}^2 + \ldots + \beta_q\xi_{t-q}^2 + \varphi z_t \qquad (2)$$

Donde *p* es el número de rezagos de la varianza y *q* el número de rezagos de los errores al cuadrado.

La ecuación *(1)* es la ecuación general del modelo clásico de regresión, en la cual x_t es un vector de variables que puede incluir rezagos de la variable dependiente y_t, y ξ_t es el término de error. La ecuación *(2)* es la ecuación de la varianza condicional, compuesta básicamente por tres términos: el primero es el valor medio ponderado de largo plazo (la constante α_0); el segundo es la predicción de la varianza de períodos anteriores (término GARCH) y el tercero se compone por los cuadrados de los errores rezagados de la ecuación (1) que proveen información sobre la volatilidad en períodos anteriores (el término ARCH). Los coeficientes α_i y β_j *(i=1,... ,p; j=1,... ,q)* deben ser no negativos para garantizar una buena definición del modelo.

En la ecuación *(2)* se pueden incluir variables exógenas *(z_t)*, sin embargo, se sugiere escoger variables positivas que garanticen un signo positivo a la varianza condicional, σ^2_t. Además estas variables deben ser estacionarias.

Utilizando el operador de rezagos tenemos

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + A(L)\sigma_t^2 + B(L)\xi_t^2 \qquad (3)$$

donde *A(L)* y *B(L)* son polinomios en *L*. Resolviendo para σ^2_t obtenemos:

$$\sigma_t^2 = \frac{\alpha_0 + B(L)\xi_t^2}{1 - A(L)} \qquad (3A)$$

[12] Homoscedasticidad.

[13] Originalmente introducida por Engle (1982) y generalizada por Bollerslev (1986) quien construyó los modelos GARCH.

De lo anterior se deriva que para que exista estacionariedad y el proceso sea no explosivo, las raíces de *1-A(L)=0* deben estar por fuera del círculo unitario, $\alpha+\beta$ deben ser menores o iguales a uno para que exista estabilidad.

Esta suma de coeficientes resulta ser muy importante en la medida en que permite evaluar la persistencia de los choques en la volatilidad: $\alpha+\beta=1$ indica que el proceso es integrado en varianza de orden uno -IGARCH(p,q)- y por lo tanto un choque a la varianza condicional es persistente en el sentido en que permanece importante para el pronóstico de la varianza condicional en todos los horizontes futuros.

IV. ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS

A. Especificación

Con el fin de confirmar que la metodología GARCH[14] es la más eficiente en el modelaje de las series utilizadas en el trabajo se estimaron modelos autoregresivos por mínimos cuadrados ordinarios a cuyos términos de error resultantes (al cuadrado) se les aplicaron las prueba de heteroscedasticidad del Multiplicador de Lagrange y del estadístico Q Ljung-Box con las cuales se rechazó la hipótesis nula de la no existencia de heteroscedasticidad[15].

Una vez demostrada la heteroscedasticidad en los errores, y siguiendo la metodología empleada por Edwards (1998), se procedió a construir índices de volatilidad de Tailandia, Hong Kong, Corea, Rusia y Brasil para incluirlos en la estimación de la varianza condicional de la tasa de interés colombiana. Se construyeron cuatro índices de volatilidad para cada país, a seguir:

- Primeras diferencias de la tasa de interés nominal en valor absoluto[16]. *DIFINTH, DIFINHK, DIFINKS, DIFINRU y DIFINBR.*

- Dummy de devaluación semanal en Tailandia, Corea, Rusia y Brasil que toman el valor de uno (1) en períodos de devaluación igual o mayor a 3% y de cero (0) en caso contrario. Teniendo en cuenta que la tasa de devaluación de Hong Kong es mucho menor y que no se puede incluir en esta regla se utilizó un criterio distinto: la dummy toma el valor de uno (1) cuando la devaluación semanal sea mayor o igual a 0,05% y de cero (0) en caso contrario. DDEVSTH, DDEVSHK, DDEVSKS, DDEVSRU y DDEVSBR.

- Varianza condicional de la tasa de interés de cada país, excepto para Corea, estimada con los siguientes modelos GARCH:

  - Tailandia

    $$DIFINTH_t = \gamma_0 + \gamma_1\sigma_1 + \gamma_2 DIFINTH_{t-1} + \gamma_3 DIFINTH_{t-7+} \xi_t \quad (4A)$$

    $$GARCH03TH = \sigma^2_1 = \alpha_0 + \alpha_1\sigma^2_{t-1} + \beta_1\xi^2_{t-1} \quad (4B)$$

[14] Teniendo en cuenta los comentarios recibidos a una versión preliminar del trabajo, se llevaron a cabo pruebas de asimetría a los modelos GARCH, específicamente se estimaron modelos T-GARCH. Estos modelos son utilizados para verificar que existe asimetría en la volatilidad de la serie, es decir, que dicha volatilidad es mayor después de un choque positivo que después de uno negativo. La ecuación de la varianza de los modelos T-GARCH tiene la forma:
$\sigma^2_t = \alpha_0 + \alpha_1\sigma^2_{t-1} + \alpha^2\sigma^2_{t-2} + \alpha_3\sigma^2_{t-3} + \ldots + \alpha_p\sigma^2_{t-p} + \beta_1\xi^2_{t-1} + \beta_2\xi^2_{t-2} + \beta_3\xi^2_{t-3} + \ldots + \beta_q\xi^2_{t-q} + \varphi_1\xi^2_{t-1} + \gamma\xi^2_{t-1}\delta_{t-1}$, *donde* $\delta_t = 1$ *si* $\xi_t < 0$, *y* $\delta_{t=1}$ *en caso contrario.* Se considera que el modelo a estimar es asimétrico si se acepta la hipótesis nula de $\gamma\neq 0$. Estas pruebas aplicadas en el presente trabajo llevaron a rechazar la hipótesis nula de asimetría y por lo tanto se pueden estimar los modelos simétricos GARCH mencionados.

[15] Adicionalmente, en la estimación de cada modelo, incluyendo los de Colombia, se aplicaron las pruebas del Multiplicador de Lagrange Breusch-Godfrey y Q Ljung-Box para comprobar que los errores (en niveles) no presentaran autocorrelación.

[16] Estas variables se incluyen en valor absoluto para garantizar que la varianza condicional estimada sea no negativa.

- Hong Kong

$$DIFINHK_T = \gamma_0 + \gamma_1 DIFINHK_{t-3} + \gamma_2 DIFINHK_{t-4} + \xi_t \quad (5A)$$

$$GARCH03HK = \sigma^2_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma^2_{t-1} + \beta_1 \xi^2_{t-1} \quad (5B)$$

- Rusia

$$DIFINRU_t = \gamma_0 + \gamma_1 DIFINRU_{t-1t} + \xi_t \quad (6A)$$

$$GARCH03RU = \sigma^2_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma^2_{t-1} \quad (6B)$$

- Brasil

$$DIFINBR_t = \gamma_0 + \gamma_1 DIFINBR_{t-4} + \gamma_2 DIFINBR_{t-5} + \gamma_3 DIFINBR_t + \xi_t \quad (7A)$$

$$GARCH03BR = \sigma^2_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma^2_{t-1} + \beta_1 \xi^2_{t-1} \quad (7B)$$

- Varianza condicional de la tasa de devaluación semanal de cada país, excepto para Corea, estimada con los siguientes modelos GARCH:

  - Tailandia

$$DEVSTH_t = \gamma_0 + \gamma_1 DEVSTH_{t-1} + \xi_t \quad (8A)$$

$$GARCH05TH = \sigma^2_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma^2_{t-1} + \beta_1 \xi^2_{t-1} \quad (8B)$$

  - Hong Kong

$$DEVSHK_t = \gamma_0 + \gamma_1 DEVSHK_{t-3} + \gamma_1 DEVSHK_{t-7} + \xi_t \quad (9A)$$

$$GARCH05HK = \sigma^2_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma^2_{t-1} + \beta_1 \xi^2_{t-1} \quad (9B)$$

  - Rusia

$$DEVSRU_t = \gamma_0 + \gamma_1 DEVSRU_{t-2} + \gamma_1 DEVSRU_{t-4} + \gamma_1 DEVSRU_{t-7} + \gamma_1 DEVSRU_{t-10} + \gamma_1 DEVSRU_{t-14} + \ldots + \gamma_1 DEVSRU_{t-16} + \xi_t \quad (10A)$$

$$GARCH05BR = \sigma^2_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma^2_{t-1} \quad (10B)$$

  - Brasil

$$DEVSBR_t = \gamma_0 + \gamma_1 DEVSBR_{t-1} + \gamma_1 DEVSBR_{t-2} + \gamma_1 DEVSBR_{t-4} + \ldots + \gamma_1 DEVSBR_{t-6} + \xi_t \quad (11A)$$

$$GARCH05BR = \sigma^2_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma^2_{t-1} \quad (11B)$$

Donde, *DEVSTH, DEVSHK, DEVSRU y DEVSBR* son las tasas de devaluación nominal semanal de Tailandia, Hong Kong, Rusia y Brasil; *GARCH03TH, GARCH03HK, GARCH03RU y GARCH03BR* son las varianzas condicionales estimadas para las tasas de interés de Tailandia, Hong Kong, Rusia y Brasil respectivamente; *y GARCH05TH, GARCH05HK, GARCH05RU y GARCH05BR* son las varianzas condicionales estimadas para las tasas de cambio nominales de los mencionados países respectivamente.

Estimación de los modelos para Colombia: una vez calculados los índices de volatilidad, y habiendo confirmado su estacionariedad usando pruebas ADF, se estimaron dieciocho modelos para la tasa de interés de Colombia en los cuales la única diferencia entre ellos es el índice de volatilidad utilizado en la estimación de la varianza condicional. La especificación general de los dieciocho modelos estimados es la siguiente:

$$DIFINCO_t = \theta_0 + \theta_1 DIFINCO_{t-1} + \theta_0 DIFINCO_{t-2} + \xi_t \quad (12A)$$

$$\sigma^2_t = \gamma + \alpha\sigma^2_{t-1} + \beta\xi^2_{t-1} + \varphi VOLASIA \quad (12B)$$

Donde, *DIFINCO* es la tasa de interés nominal de Colombia en primeras diferencias y *VOLASIA* representa cada uno de los índices construidos y descritos anteriormente.

A los modelos estimados se les aplicaron nuevamente pruebas de heteroscedasticidad de los residuos con el fin de comprobar que esté corregida definitivamente y que, por lo tanto, los modelos estén bien especificados. También se hizo la prueba de persistencia de choques de volatilidad (Cuadros 3 a 4).

B. Resultados

En los Cuadros 2A y 2B se presenta un resumen de los resultados de los modelos para la ecuación de

Cuadro 2A. VOLATILIDAD DE LA TASA DE INTERÉS NOMINAL EN COLOMBIA
Resultados de los modelos. Ecuación de la varianza condicional

Variable	Ecuación 1	Ecuación 2	Ecuación 3	Ecuación 4	Ecuación 5	Ecuación 6	Ecuación 7	Ecuación 8	Ecuación 9
θ_0	0,018003 (4.110276)	0,010682 (3.311426)	0,013727 (3.409300)	0,000277 (0.152624)	-0,001224 (-0.673819)	0,004080 (2.190877)	0,000220 (0.133366)	-0,000212 (-0.083394)	0,004200 (2.162810)
ξ^2_{t-1}	0,269878 (3.826978)	0,250753 (3.646289)	0,251439 (3.519200)	0,140469 (3.624778)	0,140842 (3.642763)	0,287192 (4.109860)	0,134930 (3.785898)	0,182481 (3.750524)	0,277697 (3.630814)
σ^2_{t-1}	0,691846 (13.24640)	0,725471 (13.00686)	0,718043 (13.20127)	0,841859 (23.63425)	0,838776 (22.04535)	0,700133 (14.00329)	0,839264 (24.65748)	0,806057 (18.74816)	0,655473 (10.59189)
DIFINTH	-0,009893 (-3.881552)	-	-	-	-	-	-	-	-
DDEVSTH	-	-0,014512 (-2.378286)	-	-	-	-	-	-	-
GARCH03TH	-	-	-0,002012 (-2.559794)	-	-	-	-	-	-
GARCH05TH	-	-	-	0,000570 (4.047676)	-	-	-	-	-
DIFINHK	-	-	-	-	0,022079 (4.335092)	-	-	-	-
DDEVSHK	-	-	-	-	-	0,059053 (2.754021)	-	-	-
GARCH03HK	-	-	-	-	-	-	0,014128 (3.685507)	-	-
GARCH05HK	-	-	-	-	-	-	-	4,239185 (3.082902)	-
DIFINKS	-	-	-	-	-	-	-	-	0,044879 (3.037767)
No. Obs. Ajustadas	220	220	220	220	220	220	220	220	220

En paréntesis el t-estadístico.

la varianza condicional de la tasa de interés colombiana. Como se puede observar los indicadores de volatilidad de Tailandia son todos significativamente distintos de cero, sin embargo, los correspondientes a *DIFINTH, DDEVSTH, GARCH03TH* son negativos, aun cuando las tres variables son positivas. El problema de obtener signos negativos es que se puede generar una varianza condicional estimada negativa, como se mencionó en la parte B del capítulo III. En este caso los coeficientes son pequeños y no producen tal efecto: la varianza condicional estimada de la tasa de interés colombiana utilizando estos modelos no toma valores negativos en ningún momento del período. De otra parte, obtener un signo negativo podría llevar a pensar en una relación inversa entre los índices de Tailandia y la varianza de la tasa de interés colombiana. Sin embargo, esto puede ser explicado por el hecho de que la crisis en Tailandia comenzó a mediados de 1997 mientras que en Colombia comenzó a principios de 1998, y las mayores volatilidades se presentaron en tales períodos respectivamente. Si los modelos se corren con rezagos en los índices de volatilidad de Tailandia, los coeficientes resultantes son positi-

Cuadro 2B. VOLATILIDAD DE LA TASA DE INTERÉS NOMINAL EN COLOMBIA
Resultados de los modelos. Ecuación de la varianza condicional

Variable	Ecuación 10	Ecuación 11	Ecuación 12	Ecuación 13	Ecuación 14	Ecuación 15	Ecuación 16	Ecuación 17	Ecuación 18
θ_0	-0,000535 (-0.624970)	0,001741 (0.655881)	0,010364 (2.570070)	0,005250 (1.712749)	0,010443 (2.965091)	-0,001700 (-0.582973)	0,007334 (2.704093)	0,000836 (0.528760)	0,007142 (2.650926)
ξ^2_{t-1}	0,124889 (3.783384)	0,228250 (3.477711)	0,286207 (2.945227)	0,297472 (3.435824)	0,266764 (3.270516)	0,258025 (3.205072)	0,260980 (3.831001)	0,164671 (3.461110)	0,265383 (3.835650)
σ^2_{t-1}	0,862985 (31.62888)	0,717084 (12.80590)	0,672197 (7.905393)	0,657580 (10.09876)	0,682014 (9.763543)	0,669511 (10.07209)	0,725781 (13.41252)	0,777948 (17.71372)	0,726513 (13.40534)
DDEVSKS	0,100552 (3.197393)	-	-	-	-	-	-	-	-
DIFINRU	-	0,005770 (2.221165)	-	-	-	-	-	-	-
DDEVSRU	-	-	0,107896 (1.064639)	-	-	-	-	-	-
GARCH03RU	-	-	-	0,000450 (1.937332)	-	-	-	-	-
GARCH05RU	-	-	-	-	0,000018 (0.702493)	-	-	-	-
DIFINBR	-	-	-	-	-	0,027879 (2.998671)	-	-	-
DDEVSBR	-	-	-	-	-	-	0,039606 (0.355702)	-	-
GARCH03BR	-	-	-	-	-	-	-	0,006814 (3.175882)	-
GARCH05BR	-	-	-	-	-	-	-	-	0,000004 (0.185777)
No. Obs. Ajustadas	220	220	220	220	220	220	220	220	220

En paréntesis el t-estadístico.

vos y significativamente distintos de cero. Estos resultados podrían apoyar la hipótesis de Kaminsky and Reinhart (1998) en cuanto a que existe mayor probabilidad de contagio del conjunto de varios países en crisis que cuando un solo país está en crisis.

Como se observa en los cuadros resumen, todas las demás variables exógenas incluidas en la estimación de la varianza condicional de la tasa de interés de Colombia son significativamente distintas de cero y con signos positivos, a excepción de las variables *DDEVSRU, GARCH05RU, DDEVSBR* y *GARCH05BR* de las ecuaciones *11, 14, 16 y 18,* que aunque sus coeficientes tienen signos positivos no son significativos. Estas variables corresponden a los índices de volatilidad de la tasa de devaluación de Rusia y Brasil respectivamente. Como se observó en el análisis gráfico, la tasa de interés colombiana experimentó la mayor volatilidad durante un poco más de la primera parte de 1998. En este período, las tasas de interés de Rusia y Brasil sí estaban siendo afectadas por la crisis asiática, en parte por políticas de cada país de defender su tasa de cambio, la cual permaneció inalterada hasta agosto

de 1998 y enero de 1999, respectivamente. Lo anterior, por lo tanto, explica la significancia de los indicadores de volatilidad de la tasa de interés de estos países en la colombiana. Sin embargo, las crisis cambiarias en estos países ocurrieron cuando la tasa de interés colombiana estaba siendo controlada por la política del Banco de la República, la cual consistía en defender la banda cambiaria de los ataques especulativos, vía reservas internacionales y tasas de interés, pero al mismo tiempo en bajar estas últimas para presionar la reactivación económica. Esto ocasionó gran confusión en el mercado, que se reflejó en mayor volatilidad de la tasa de interés y salida de divisas. Un análisis más detallado se encuentra en Echeverry (1999). En este orden de ideas, es posible que las crisis cambiarias en Rusia y Brasil no hayan tenido en sí mismas un impacto en la tasa de interés colombiana.

Tal resultado lleva a concluir que la volatilidad de la tasa de interés colombiana sí se ha afectado con la crisis asiática, y se sugiere la existencia de contagio de volatilidad en este período.

En los Cuadros 3A y 3B se presenta la prueba del multiplicador de Lagrange con la cual no se rechaza (se acepta) la hipótesis nula de no heteroscedasticidad en los residuos de los modelos estimados para Colombia en todos los casos, lo cual indica que no existe evidencia de correlación en los errores al cuadrado y que los modelos están bien estimados.

En cuanto a la persistencia de los choques de volatilidad en la tasa de interés colombiana se llevó a cabo el Test de Wald para comprobar la hipótesis nula de que los coeficientes de los términos ARCH y GARCH suman uno, lo que indicaría la presencia de integración en varianza de orden uno, y por lo tanto de persistencia, tal y como se explicó en la sección B del tercer capítulo. En los Cuadros 4A y 4B se presentan las pruebas y se puede concluir que en

Cuadro 3A. HETEROSCEDASTICIDAD EN LOS RESIDUOS
Test del multiplicador de Lagrange

Variable	Ecuación 1	Ecuación 2	Ecuación 3	Ecuación 4	Ecuación 5	Ecuación 6	Ecuación 7	Ecuación 8	Ecuación 9
Obs*R^2	11,87847	1,458268	1,531794	4,397451	1,918808	1,915524	2,778809	1,968633	2,895154
p-value	(0.293272)	(0.917835)	(0.909372)	(0.493720)	(0.860262)	(0.860706)	(0.734041)	(0.853468)	(0.716146)
F-Stat.	1,193114	0,285451	0,299946	0,872798	0,376411	0,375761	0,547326	0,386276	0,570555
p-value	(0.297437)	(0.920717)	(0.912485)	(0.500212)	(0.864545)	(0.864980)	(0.740253)	(0.857893)	(0.722523)

Hipótesis nula: no existe heteroscedasticidad.

Cuadro 3B. HETEROSCEDASTICIDAD EN LOS RESIDUOS
Test del multiplicador de Lagrange

Variable	Ecuación 10	Ecuación 11	Ecuación 12	Ecuación 13	Ecuación 14	Ecuación 15	Ecuación 16	Ecuación 17	Ecuación 18
Obs*R^2	4,574918	0,940142	0,801403	0,958233	0,654434	3,081775	1,187920	0,908554	1,221932
p-value	(0.469923)	(0.967248)	(0.976944)	(0.965864)	(0.985376)	(0.687380)	(0.946031)	(0.470074)	(0.942756)
F-Stat.	0,908787	0,183584	0,156391	0,187132	0,127623	0,607868	0,232237	0,908554	0,238924
p-value	(0.476231)	(0.968574)	(0.977913)	(0.967239)	(0.986014)	(0.693970)	(0.948074)	(0.470074)	(0.944902)

Hipótesis nula: no existe heteroscedasticidad.

Cuadro 4A. PERSISTENCIA DE CHOQUES DE VOLATILIDAD
Test de Wald

Variable	Ecuación 1	Ecuación 2	Ecuación 3	Ecuación 4	Ecuación 5	Ecuación 6	Ecuación 7	Ecuación 8	Ecuación 9
α	0,269878	0,250753	0,251439	0,140469	0,140842	0,287192	0,134930	0,182481	0,277697
β	0,691846	0,725471	0,718043	0,841859	0,838776	0,700133	0,839264	0,806057	0,655473
$\alpha + \beta$	0,961724	0,976224	0,969482	0,982328	0,979618	0,987325	0,974194	0,988538	0,933170
x^2	0,979559	0,535617	0,758109	0,771810	0,811999	0,132799	1,298991	0,256600	2,277573
p-value	(0.322308)	(0.464255)	(0.383921)	(0.379658)	(0.367530)	(0.715547)	(0.254398)	(0.612465)	(0.131257)

Hipótesis nula: $\alpha + \beta = 1$.

Cuadro 4B. PERSISTENCIA DE CHOQUES DE VOLATILIDAD
Test de Wald

Variable	Ecuación 10	Ecuación 11	Ecuación 12	Ecuación 13	Ecuación 14	Ecuación 15	Ecuación 16	Ecuación 17	Ecuación 18
α	0,124889	0,228250	0,286207	0,297472	0,266764	0,258025	0,260980	0,164671	0,265383
β	0,862985	0,717084	0,672197	0,657580	0,682014	0,669511	0,725781	0,777948	0,726513
$\alpha + \beta$	0,987874	0,945334	0,958404	0,955052	0,948778	0,927536	0,986761	0,942619	0,991896
x^2	0,504928	2,557488	1,028052	0,793385	1,828098	3,118463	0,155046	5,552680	0,056040
p-value	(0.477343)	(0.109773)	(0.310617)	(0.373079)	(0.176352)	(0.077410)	(0.693759)	(0.018452)	(0.813096)

Hipótesis nula: $\alpha + \beta = 1$.

casi todos los casos hay evidencia de persistencia de choques en la varianza condicional de la tasa de interés colombiana, lo que implica que choques a la volatilidad de la serie permanecen en el tiempo y hacen parte de la serie y sus pronósticos hacia períodos futuros. La excepción la hacen las ecuaciones 15 y 17 las cuales corresponden a los índices de volatilidad de la tasa de interés en Brasil; sin embargo, se puede observar claramente que los coeficientes suman 0.927 y 0.942 valores que son muy cercanos a uno, por lo cual no se podría descartar la persistencia de los choques en la volatilidad de la tasa de interés en Colombia.

En conclusión, los resultados permiten sugerir que en Colombia sí hay evidencia de contagio en la volatilidad de la tasa de interés, pues las variables utilizadas como proxies de la crisis en algunos países asiáticos[17] tienen un efecto en la varianza de la tasa de interés, el cual se traduce en un aumento importante de la volatilidad durante el período de crisis. Además, se encuentra que estos choques a la varianza de la serie tienen en general un carácter de permanencia, lo que implica que no desaparecen rápidamente. Por lo tanto, pueden llegar a tener mayores efectos en la economía en la medida en que la serie, ante varios choques, mantiene altos grados de volatilidad y puede generar mayor incertidumbre a los agentes del mercado.

V. MECANISMOS DE TRANSMISIÓN DE CONTAGIO

Los diferentes trabajos en el tema de contagio han avanzado considerablemente tanto en su definición como en la precisión de los mecanismos me-

[17] Los índices que corresponden a las tasas de interés de Rusia y Brasil dan significativos pero como se discutió anteriormente esto puede deberse al efecto de la crisis asiática en estos países que también se transmitió a Colombia, y no a un efecto directo de las crisis cambiarias en Rusia y Brasil, ya que los índices de devaluación de estos países no resultaron significativos.

diante los cuales se transmiten las crisis de un país a otro, es decir, los mecanismos por los cuales existe el contagio de crisis cambiarias entre países. Pese a que los autores dedicados al estudio de este fenómeno plantean los distintos canales de acuerdo a la definición que conciben, se pueden condensar en seis grandes grupos[18]: choques globales, contagio basado en los fundamentales, contagio por comercio, contagio por efectos del comportamiento "en manada" (herding) de los inversionistas, contagio por efectos de liquidez y por último, el contagio político introducido por Drazen (1999).

Los choques globales se refieren a los choques que afectan a varios (sino a todos) los países al mismo tiempo, como es el caso de la caída de los precios de petróleo, o choques derivados de problemas climáticos. Este tipo de propagación de choques, llamados efectos "Monsoon" por Masson (1998), generalmente no es considerado contagio en la medida en que estos choques no se causan únicamente en un país sino que afectan a varios países simultáneamente.

El contagio basado en los fundamentales se refiere a la transmisión de una crisis originada en un país *X* a un país *Y* cuando el país *Y* presenta fundamentales económicos débiles o similares a los del país *X*, lo cual facilita la propagación de la crisis. Adicionalmente, los inversionistas perciben las similitudes entre los dos países y en momentos de crisis también reducen su exposición en el país *Y* generando un ataque especulativo y una propagación de la crisis en este segundo país.

El segundo tipo de contagio, muy relacionado con el anterior, consiste en que un país que mantiene vínculos comerciales o financieros con un país en crisis puede ver fácilmente afectados sus fundamentales económicos (aun si éstos no son débiles) puesto que las cantidades transadas y los precios relativos se verán afectados por la devaluación en el país en el cual se originó la crisis[19]. Asimismo, los países que compiten con un país en crisis en un tercer mercado pueden verse muy afectados por la pérdida de competitividad en los precios frente a los del país en crisis. De esta manera, los inversionistas y especuladores comienzan a reducir su exposición, o a especular según el caso, en países que estén altamente integrados con los países en crisis, ya sea como socios comerciales o financieros o como competidores en un tercer mercado, incluso si sus fundamentales son fuertes. Calvo y Reinhart (1996) y Reinhart y Kaminsky (1998) denominan este tipo como "contagio basado en los fundamentales" (fundamental-based contagion) y Masson (1998) lo denomina "spillovers".

El tercer tipo de mecanismo de transmisión, se basa en el comportamiento "en manada" de los inversionistas y especuladores. Este comportamiento se fundamenta en la información que los participantes del mercado puedan tener frente a la situación de los mercados. De este enfoque se derivan varias teorías: información en cascada, sospechas confirmadas, información asimétrica y aprendizaje. Masson (1998) construye modelos de equilibrio múltiple en el cual el contagio ocurre por este mecanismo.

- La información en cascada consiste en que los inversionistas y especuladores comparten prác-

[18] Resulta importante anotar que dado el actual debate en cuanto a la definición de contagio, algunos autores no consideran ciertos canales de transmisión como verdadero contagio.

[19] La crisis cambiaria en el primer país también puede generar un efecto negativo en el precio de los bienes nacionales del segundo país debido al bajo precio de los importados, hecho que a su vez puede generar una reducción en la demanda por dinero por parte de sus residentes. Las autoridades económicas en el intento por defender la tasa de cambio reducen drásticamente las reservas internacionales y rápidamente el país pasa a enfrentar una crisis.

ticamente la misma información pero la interpretan y procesan de manera distinta, según su experiencia y el entorno en el cual se mueven. En consecuencia, la reacción de un mercado a determinada nueva información puede conformar una señal de sus implicaciones globales: puede sugerir a los agentes de otros mercados cómo reaccionar. De esta forma, los inversionistas y especuladores de determinado mercado pueden atacar la moneda local por reacciones desatadas en otros mercados. Choueiri (1999) introduce un modelo en el cual una crisis cambiaria en un país afecta otro país aumentando su prima de riesgo debido al comportamiento "en manada" de los inversionistas.

- En esta línea, los participantes del sistema financiero esperan una crisis pero tienen percepciones confusas en cuanto a su momento de ocurrencia y les resulta costoso tomar una decisión anticipada, es decir, reaccionar antes que los demás participantes lo hagan. Una vez la crisis ocurre los inversionistas y especuladores manifiestan que esperaban la crisis y que se estaban preparando para la misma. Este comportamiento genera contagio en la medida en que una crisis en determinado mercado confirma las sospechas individuales de los agentes y los lleva a atacar otros mercados que aún no han sido afectados.

- Otro mecanismo de transmisión de crisis cambiarias basado en el comportamiento "en manada" se trata de las teorías basadas en la asimetría o imperfección de la información. Este mecanismo se explica por el comportamiento de algunos inversionistas que siguen a otros que están supuestamente bien informados, sin formar sus propias expectativas o sin recibir información de primera mano que pueda justificar sus reacciones a los diferentes eventos. Este comportamiento no resulta del todo irracional en la medida en que para este tipo de inversionistas (pequeños) puede resultar menos costoso seguir a los bien informados (grandes) que obtener tal información. Así, este comportamiento genera rápidamente pánico en los mercados y por lo tanto, permite que las crisis se propaguen de un país a otro fácilmente. Calvo y Mendoza (1998) han modelado este tipo de mecanismos basados en la asimetría de la información.

- El último mecanismo de este grupo consiste en que los agentes del mercado "aprenden" de sus experiencias pasadas después de la ocurrencia de un choque a un país y aplican este aprendizaje a otros países con políticas y estructuras macroeconómicas y financieras similares. Rigobon (1998) explora a fondo este mecanismo. En el mismo contexto, Mullainathan (1998) argumenta que una crisis en un país puede llevar a los inversionistas a recordar crisis pasadas lo que los lleva a repensar sus posiciones y asignar mayor probabilidad a períodos de crisis. Finalmente, otros países son atacados debido a que la memoria de los inversionistas está autocorrelacionada.

El cuarto mecanismo de transmisión se basa en los efectos de las crisis en la liquidez de los participantes del mercado y la consecuente recomposición de portafolios. Una crisis financiera en determinado país, acompañada de una caída en los retornos del mercado de capitales, disminuye la liquidez de los inversionistas. Esto los lleva a recomponer su portafolio y reducir sus tenencias en otros países que aún no han sido afectados con el fin de optimizar los márgenes de rentabilidad y poder cumplir con las normas regulatorias. Valdés (1996) desarrolla un modelo en el cual la ocurrencia de una crisis en un país puede reducir la liquidez de los participantes del mercado. Fratzscher (1998) denomina este tipo de mecanismo como "contagio institucional",

mientras que Forbes y Rigobon (1999b) lo categoriza dentro de las teorías crisis-contingentes como choques endógenos de liquidez.

Por último, Drazen (1999) introduce el concepto de Contagio Político inspirado en la crisis europea de 1992-1993, el cual implica que en un país en crisis el Banco Central se siente políticamente presionado a mantener el actual régimen cambiario y que el abandono del régimen por otro país disminuye el costo político de los demás países de abandonar también. De esta forma, este efecto puede llevar a que todos los países cambien su política cambiaria al mismo tiempo. Drazen desarrolla un modelo aplicado al Sistema Monetario Europeo, en el cual el deseo de pertenecer a una unión político-económica, en la cual es un requisito mantener la tasa de cambio fija, puede ser una fuente potencial de contagio.

Aplicaciones para Colombia

El objetivo de esta parte del trabajo es aplicar la teoría de los canales de transmisión de contagio expuesta anteriormente y los resultados obtenidos con los modelos en el capítulo anterior a la experiencia colombiana. Esto con el fin de discutir algunas explicaciones de por qué ha habido contagio de las recientes crisis en Colombia y qué ha contribuido al éxito de la propagación de la crisis. A continuación se hace un intento por encontrar evidencia de cada uno de los canales de transmisión de contagio en Colombia en el período señalado.

- Fundamentales débiles y similares a los de otros países en crisis: en 1997 cuando comenzó la crisis asiática, Colombia presentaba un desajuste interno y externo de varios años: un creciente déficit fiscal que ascendía a 1,9% y 3,1% del PIB en 1996 y 1997 respectivamente, de los más altos en América Latina; en cuanto al sector externo la cuenta corriente era enormemente deficitaria (5,6% del PIB en 1996 y 6,1% en 1997, este último el más alto de América Latina). Los desajustes se debían en gran parte a que la tasa de cambio real registraba una tendencia marcada hacia la revaluación y, a las políticas económicas adoptadas antes de entrar a la actual recesión. Echeverry (1999) explica cómo las autoridades económicas en lugar de llevar a cabo los ajustes necesarios para resolver los problemas estructurales acumulados a lo largo de la década, se empeñaron en reactivar la economía en el corto plazo de manera ficticia[20]. Estos grandes desajustes y la burbuja de crecimiento económico (creada con política monetaria y fiscal) llevaron a que Colombia fuera más vulnerable a la crisis asiática puesto que implicaban mayores requerimientos de recursos externos e internos. De otro lado, otras variables macroeconómicas colombianas se encontraban en "desorden": desempleo de 11,3% y 12% e inflación de 21,6% y 17,7% en 1996 y 1997, respectivamente. Además ya se observaba un descenso en la actividad productiva.

Por su parte, Brasil experimentaba una situación bastante similar a la colombiana, déficit fiscal de 8% del PIB en 1996 y de 6,1% del PIB en 1997 y en cuenta corriente de 3,3% y 4,2% del PIB en los mismos años, aunque la situación de la tasa de cambio real en Brasil era un poco distinta a la del peso colombiano. Las tasas de inflación y desempleo de este país eran mucho menores que las presentadas en Colombia en esos años.

En cuanto a Rusia, este país tampoco se encontraba en buenas condiciones económicas en estos años, mantenía un déficit fiscal de 6,9% y 6,1% del PIB en 1996 y 1997 respectivamente. Las tasas de infla-

[20] Vale la pena mencionar que la economía se encontraba en "ciclo político", dado que se aproximaban las elecciones presidenciales.

ción eran considerablemente altas, en 1996 era de 47,7%, aunque más baja en 1997 (14,7%). No obstante, la cuenta corriente no era deficitaria.

Al comparar con los países asiáticos en crisis, se encuentra que estos países venían creciendo a tasas promedio entre 6% y 9% en el período 1990-1996, presentaban un superávit fiscal promedio cercano al 1% del PIB durante 1994-97, y además bajas tasas de desempleo e inflación (entre 5 y 6% anual). Sin embargo, pese a que no presentaban desajustes internos, la cuenta corriente de estas economías era deficitaria en 5 puntos porcentuales del PIB, mientras que en 1993 ésta cifra no superaba el 2% del PIB, siendo Tailandia uno de los países con mayores problemas en este aspecto. Al igual que en Colombia y en otros países de América Latina, este desajuste obedecía a una apreciación real de la tasa de cambio bastante marcada en estos años. Las semejanzas y diferencias de Colombia con los países mencionados, llevan a concluir que más que las similitudes de los fundamentales de las economías en crisis con la colombiana, lo que hizo que Colombia estuviera más vulnerable a la crisis asiática eran sus débiles fundamentales.

- Integración comercial y financiera: como se explicó en la sección anterior, los fuertes flujos comerciales y financieros pueden ser importantes canales de transmisión de contagio. Sin embargo, parece ser que este no es el caso colombiano, por lo menos en cuanto al comercio. En el Cuadro 5, se presenta la participación de las exportaciones de Colombia a los países de la muestra, y se puede observar claramente que las participaciones de cada país no superan el 1,3% del total en ningún año. Igualmente, del Cuadro 6 se infiere que la participación de las importaciones colombianas provenientes de dichos países es bastante baja, con una mayor participación de Brasil que no supera el 4%.

Pese a lo anterior, Colombia pudo haber perdido competitividad frente a los productos de los países asiáticos en terceros mercados (México, Chile, Perú, Estados Unidos), cuyos precios se vieron reducidos. Corredor (1998) hace un análisis cuantitativo de los efectos directos e indirectos de la crisis asiática en Colombia y concluye que los directos, como ya se mencionó, no serían importantes; sin embargo, los efectos indirectos, como la reducción de competitividad de Colombia en terceros mercados, sí podrían ser considerables en algunos sectores industriales como textiles, confecciones, calzado, metales no ferrosos, automotor, entre otros.

De otro lado, la crisis asiática provocó una caída en los precios internacionales del petróleo y del café lo que afectó negativamente los ingresos por las

Cuadro 5. PARTICIPACIÓN EN LAS EXPORTACIONES COLOMBIANAS (%)

Año	Tailandia	Hong Kong	Corea del Sur	Rusia	Brasil
1991	0,04	0,15	0,24	-	0,73
1992	0,06	0,37	0,19	0,10	0,82
1993	0,07	0,84	0,25	0,29	0,83
1994	0,04	0,64	0,39	0,13	0,70
1995	0,09	0,95	0,44	0,13	1,02
1996	0,06	0,18	0,29	0,32	1,12
1997	0,06	0,17	0,44	0,57	1,14
1998	0,06	0,07	0,32	0,49	0,92

Fuente: DANE.

Cuadro 6. PARTICIPACIÓN EN LAS IMPORTACIONES COLOMBIANAS (%)

Año	Tailandia	Hong Kong	Corea del Sur	Rusia	Brasil
1991	0,07	0,18	0,67	-	3,51
1992	0,08	0,37	0,56	0,13	4,20
1993	0,06	0,36	1,02	0,14	4,58
1994	0,11	0,31	1,87	0,41	3,58
1995	0,12	0,31	1,65	0,52	3,27
1996	0,14	0,28	1,34	0,32	3,16
1997	0,14	0,28	1,90	0,59	3,34
1998	0,11	0,60	1,87	0,52	3,55

Fuente: DANE.

exportaciones de Colombia de estos productos. Según la Cepal el indicador de términos de intercambio disminuyó 8% para Colombia: pasó de 114 en 1997 a 104,9 en 1998. En contrapartida, aunque la crisis asiática originó una contracción de la demanda internacional por petróleo y café, Colombia no se vio afectada debido a la baja participación de las exportaciones colombianas a Asia[21]. Como se explicó en la sección anterior, este tipo de efectos no son considerados contagio sino efectos "Monsoon", es decir, son choques globales que afectan varios países al tiempo.

- Comportamiento en manada: este mecanismo es de los más aceptados debido a que en los últimos años, los inversionistas internacionales han cobrado un papel muy importante en los mercados emergentes y por lo tanto su comportamiento es crucial en el desarrollo de las crisis. En Colombia la crisis asiática conllevó a una disminución de la entrada de capitales y a una salida masiva en 1997, de corto plazo, y en 1998 y 1999 de corto y largo plazo. En la cuenta de capitales de la Balanza de Pagos se puede apreciar claramente esta salida de capitales, que tan sólo creció 6% en 1997 (frente a 43% en 1996) y disminuyó 36% en 1998 y 101% en 1999. (Ver Cuadro 7). Fainboim y Alonso (1998), en un análisis muy completo sobre la crisis asiática, dividen estos efectos en directos e indirectos y mencionan que los directos son insignificantes debido a que la participación de la inversión extranjera directa de los países del Este Asiático en el total de la IED en Colombia en 1996 era de 1,1% y en 1997 de 1,5%. En cuanto a los indirectos alertan de su importancia para Colombia, dada la reducción de los flujos de capitales internacionales a los países en desarrollo y a su encarecimiento, ya que dificultaría la obtención de recursos para financiar el déficit fiscal y en cuenta corriente.

Sin embargo, esta evolución negativa no se debió únicamente al choque externo sino, también, a la mala situación económica que se agravó con dicho choque y a la política correctiva que se aplicó. Además, la crisis política y de orden público han contribuido enormemente a desmejorar las perspectivas de inversión del país, lo que obviamente se traduce en un flujo negativo de capitales.

Así mismo, las calificadoras de riego se convierten en pieza clave en los efectos de contagio ocasionado por el comportamiento en manada, ya que son guías importantes de las señales de los mercados.

[21] Sin embargo, el total de exportaciones disminuyó en 1998.

Cuadro 7. BALANZA DE PAGOS DE COLOMBIA (Millones de dólares)

Descripción	1995	1996	1997	1998	1999*
Cuenta corriente	-4.692	-4.826	-5.953	-5.270	-180
Bienes	-2.634	-2.140	-2.712	-2.512	1.775
Comercio general	-2.827	-2.260	-2.842	-2.748	1.657
Operaciones especiales de comercio exterior	193	119	130	236	118
Servicios	-1.181	-1.192	-1.504	-1.468	-1.318
Renta de los Factores	-1.607	-2.090	-2.350	-1.735	-1.422
Transferencias corrientes	729	597	614	444	785
Cuenta de capital y financiera	4.684	6.704	7.092	4.529	-29
Cuenta Financiera	4.684	6.704	7.092	4.529	-29
Flujos financieros de largo plazo	2.775	7.174	8.377	4.554	2.198
Activos	257	329	814	544	0
Pasivos	3.032	7.503	9.214	5.112	2.198
Otros mov. financieros de largo plazo	0	0	-23	-15	0
Flujos financieros de corto plazo	1.909	-470	-1.285	-25	-2.226
Activos	-716	1.340	1.683	-383	1.490
Pasivos	1.192	870	398	-407	-737
Flujos especiales de capital	0	0	0	0	0
Errores y omisiones netos	4	-152	-861	-649	-111
Variacion reservas internacionales brutas	-4	1.727	277	-1.390	-319
Saldo de reservas internacionales brutas	8.447	9.938	9.908	8.740	8.103
Saldo de reservas internacionales netas	8.447	9.934	9.906	8.740	8.102
Variacion de reservas internacionales netas	-4	1.727	277	-1.390	-320

* Provisional.
Fuente: Banco de la República.

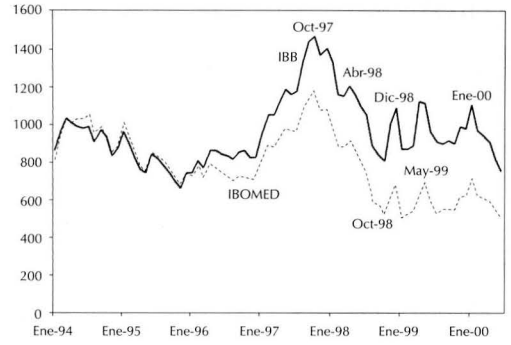
Las más importantes calificadoras de riesgo han disminuido la calificación de la deuda colombiana en los últimos años, lo que convierte a Colombia en un país cada vez menos atractivo para la inversión[22]; sin embargo, esto también se ha debido a la situación interna del país. Lo anterior lo demuestran las declaraciones de las diferentes calificadoras durante 1997-99, quienes basaron sus decisiones en el debilitamiento de los fundamentales económicos, los persistentes desequilibrios fiscales, la crisis política y de orden público.

Pese a que los problemas internos han ejercido mayor peso en el aumento del riesgo soberano, vale la pena tener en cuenta el efecto que la crisis asiática tuvo sobre los índices de bolsa de Colombia y sobre los spreads. En el Gráfico 3 se aprecia cómo los índices de la Bolsa de Bogotá y Medellín cayeron abruptamente desde octubre de 1997, cuando los países asiáticos se encontraban en plena crisis. Los índices se recuperaron levemente a finales de 1998, pero en enero de 1999 (cuando ocurrió la crisis brasileña) volvieron a caer a los niveles más bajos presentados el año anterior.

De igual forma, entre el 24 de octubre y 17 de noviembre de 1997, período en que la crisis asiática

[22] Ver Coyuntura Económica (1999, sept.), Clavijo (2000), La República (1997/10/08, 11/12; 1998/04/10, 09/09, 08/12)

Gráfico 3. ÍNDICES DE BOLSA DE COLOMBIA

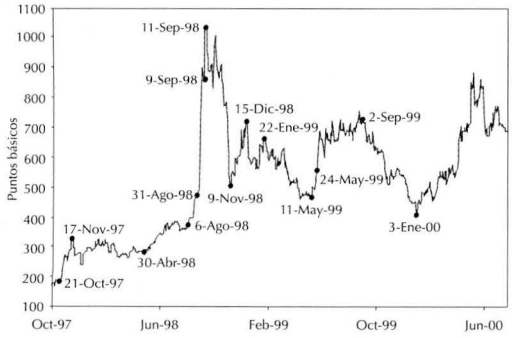


Fuente: Bolsa de Bogotá; Boletín mensual Bolsa de Valores de Medellín.

estaba en su culmen, los *spreads* de deuda soberana aumentaron 140 puntos básicos. En la época de la crisis financiera rusa, entre el 6 de agosto y el 11 de septiembre de 1998, los spreads aumentaron 656 puntos básicos. Finalmente, entre el 11 de enero y el 23 de enero de 1999, los *spreads* aumentaron 101 puntos básicos, período que coincide con la crisis cambiaria del Brasil (Ver Gráfico 4). No obstante, se puede observar claramente que los spreads no han regresado a los niveles presentados antes de la crisis cuando se compara con algunos países latinoamericanos; por el contrario, se han mantenido altos y con recurrentes incrementos (Ver Gráfico 5). Este comportamiento refleja el deterioro de la situación económica y política colombiana, ya que los spreads están en función de los fundamentales y miden el riesgo país, es decir, el riesgo que al vencimiento de los bonos ofrecidos en el exterior el gobierno no pueda responder.

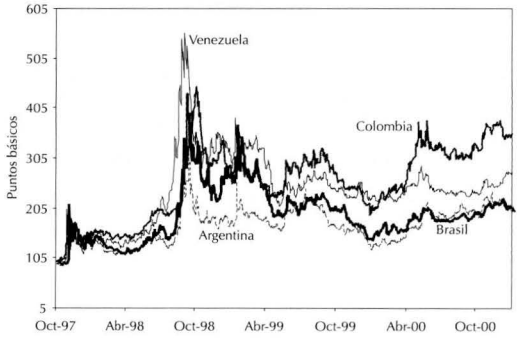
- Efecto liquidez y recomposición de portafolios: como ya se mencionó en el ítem anterior, en los años 1997 a 1999 ocurrió una gran salida de capitales de la economía colombiana. Aunque los motivos de mayor peso han sido la débil estabilidad económica y política del país, también se atribuyen a tal evolución los efectos del comportamiento "en manada" de los inversionistas. No obstante, no es posible establecer que la salida de capitales que obedece a decisiones distintas a los problemas internos mencionados se deba exclusivamente al comportamiento "en manada" de los inversionistas, sino que también puede deberse a que los inversionistas y especuladores vieron reducida su liquidez y retiraron sus posiciones en Colombia y otros países para recomponer sus portafolios y mantener los niveles de liquidez mínimos exigidos por la regulación de los mercados en los cuales sus inversiones estarían más seguras.

Gráfico 4. *SPREAD* DE LOS BONOS SOBERANOS DE COLOMBIA



Fuente: ANIF.

Gráfico 5. *SPREADS* DE ALGUNOS PAÍSES LATINOAMERICANOS (Octubre 1 de 1997 = 100)



Fuente: ANIF.

Sin embargo, dado el considerable incremento de los spreads en todos los países emergentes durante la crisis, se podría pensar que el mecanismo de transmisión predominante fue el comportamiento "en manada" de los inversionistas que aumentaron su desconfianza frente a las inversiones en estos países.

- Contagio político: antes de la crisis asiática, casi todos los países de América Latina tenían el sistema de bandas como régimen cambiario, sin embargo, actualmente sólo Venezuela lo mantiene. Las tasas de cambio de los países latinoamericanos se vieron atacadas con la crisis de 1997, y debido al régimen cambiario implementado los bancos centrales tuvieron que defender la banda cambiaria en contra de reservas internacionales y (o) alzas en las tasas de interés. Así, resultaba muy costoso para cada país mantener el régimen cambiario, más aún para los países con problemas fiscales, pero también podría resultar costoso abandonar la banda antes que los demás países lo hicieran.

Siguiendo esta lógica, y considerando que era menos costoso defender la banda que abandonarla dada la crisis de la época, el Banco de la República se empeñó en defenderla reduciendo las reservas internacionales en 25% entre agosto de 1997 y septiembre de 1999 (cerca de 2.500 millones de dólares), y con incrementos en la tasa de interés nunca antes alcanzados[23], (Gráficos 6, 7 y 8). Al problema de ataques especulativos contra la banda cambiaria, se unió la dificultad de financiamiento del déficit fiscal, que conllevó a que las políticas cambiaria, monetaria y fiscal estuvieran en contravía total. De un lado, la monetización del déficit fiscal a través de la compra de bonos del Tesoro, implicaba inyec-

Gráfico 6. RESERVAS INTERNACIONALES NETAS DE COLOMBIA

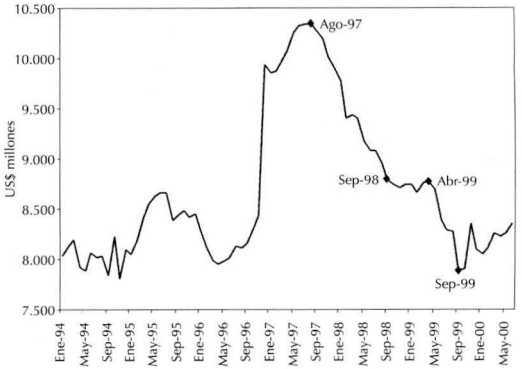


Gráfico 7.TASA DE INTERÉS NOMINAL DE COLOMBIA - DTF

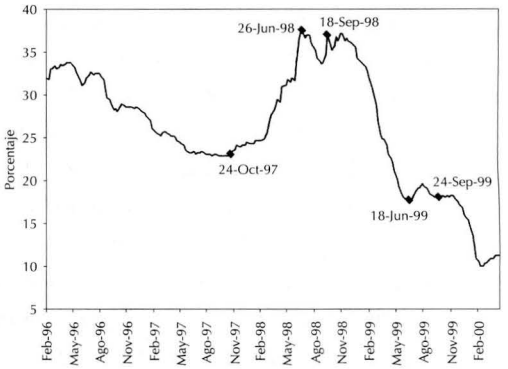
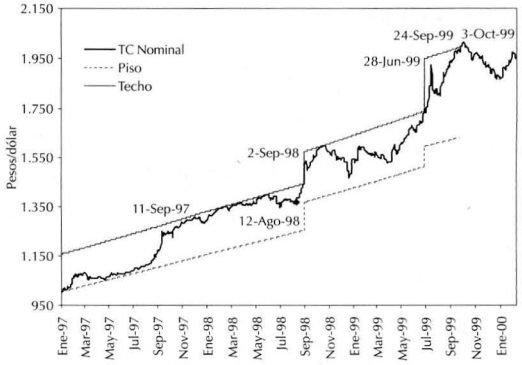


Gráfico 8. TASA DE CAMBIO NOMINAL DE COLOMBIA



Fuentes: Banco de la República.

[23] Las medidas en cuanto a control de capitales fueron tímidas y se adoptaron muy lentamente.

tar mayor liquidez a la economía, lo cual aumentaba la presión sobre la tasa de cambio. En segundo término, la necesidad del Gobierno de financiar el déficit lo llevó a ejercer gran presión en el mercado monetario para conseguir recursos, desplazando al sector privado y aumentando las tasas de interés, lo que hacía más difícil al Banco Central defender la banda. Por último, la insostenibilidad del creciente déficit fiscal generó mayor incertidumbre que se traducía en ataques especulativos a la moneda nacional. La autoridad monetaria, entonces, tenía la misión de defender la banda cambiaria y, además, disminuir las altas tasas de interés que se oponían a las metas de reactivación del gobierno.

En consecuencia de las políticas encontradas y del precario ajuste fiscal los ataques especulativos permanecieron y llevaron a que el Banco de la República modificara dos veces la banda cambiaria. Estas decisiones se tradujeron en mayor especulación e incertidumbre debido a la pérdida de credibilidad del régimen cambiario. Adicionalmente, en septiembre de 1999, cuando el Banco Central decide abandonar la banda cambiaria, los demás países de la región que tenían como régimen cambiario el sistema de bandas, ya lo habían abandonado: Brasil en enero, Ecuador en febrero y Chile en abril del mismo año.

En definitiva, el costo de defender la banda cambiaria resultó muy alto para el país, por las pérdidas de reservas internacionales, las altas tasas de interés[24] y la incertidumbre que generó la pérdida de credibilidad del régimen cambiario. Este costo se puede medir, entre otras cosas, como el evidente menor crecimiento de la economía colombiana. En este aspecto, varios trabajos de Végh[25] modelan hasta qué punto es óptimo defender los regímenes cambiarios con incrementos en tasas de tasas de interés y encuentran que hasta cierto punto puede resultar óptimo hacerlo pero más allá de dicho punto puede ser muy costoso en términos de crecimiento "retrasar lo inevitable".

Por otra parte, el Emisor considera que podría haber sido más costoso aún abandonar en momentos de crisis, pues "se requería un conjunto de condiciones previas que garantizaran la estabilidad macroeconómica y la efectividad y buen funcionamiento del nuevo sistema cambiario"[26]. Varios académicos coinciden en este punto: la transición del régimen de banda cambiaria hacía uno flotante se debe hacer, en lo posible, cuando el mercado cambiario se encuentre en condiciones de estabilidad, con el fin de evitar grandes *overshootings*. Echavarría (1999) analiza la reciente situación cambiaria, concluye que el sistema de bandas invita a la especulación y aconseja abandonarlo en momentos de relativa calma[27].

Finalmente, se puede concluir que la transmisión de la crisis asiática en Colombia ocurrió vía mercado de capitales, dado el comportamiento "en manada" de los inversionistas que aumentaron su desconfianza en las economías emergentes y, más aún en aquellas con débiles fundamentales y grandes requerimientos de recursos para financiar sus déficit, como la colombiana. También se considera que la política cambiaria y monetaria influyó de forma importante en la difusión de la crisis, como se explicó anteriormente.

---

[24] Sólo bajaron definitivamente en los primeros meses de 1999.

[25] Reinhart y Végh (1995) y Lahiri y Végh (2000 a y b).

[26] Banco de la República, Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República, Octubre de 1999.

[27] Echavarría (1999) argumenta que el Banco de la República desperdició la oportunidad de hacerlo en marzo de 1999.

VI. CONCLUSIONES

Los resultados de este trabajo llevan a concluir que en Colombia sí hay evidencia de contagio de volatilidad en la tasa de interés de la recientes crisis en Asia. Las variables que se han utilizado como proxies de dichas crisis afectan significativamente la varianza de la tasa de interés en Colombia, lo que se refleja en un claro aumento en tal volatilidad. Además, los choques de estas crisis a la tasa de interés colombiana permanecen en su varianza en períodos futuros. Este hecho implica que la tasa de interés es ciertamente vulnerable y, ante varios choques, mantiene altos y prolongados grados de volatilidad, lo que a su vez puede tener implicaciones en la economía, por ejemplo, generar demasiada incertidumbre.

Pese a estos hallazgos, es de total importancia tener en cuenta en el análisis las condiciones iniciales en las que se encontraba Colombia cuando fue "contagiada" y las políticas que se adoptaron para contrarrestar la crisis. Por un lado, Colombia se encontraba macroeconómica y políticamente inestable. Los fundamentales de la economía eran absolutamente débiles y coexistían con graves desajustes en los sectores fiscal y externo. Esta situación hacía de Colombia un país "bajo en defensas" y muy vulnerable a los choques externos. Por otro lado, las políticas que se adoptaron resultaron costosas y levemente efectivas debido, principalmente, a la contradicción entre los distintos objetivos e instrumentos de las autoridades económicas. En esta línea, la constante crisis política y de orden público también ha contribuido enormemente a desmejorar las perspectivas de inversión del país.

Los canales de transmisión del contagio en Colombia obedecen al comportamiento de los inversionistas internacionales, que ante el pánico producido por la crisis asiática, percibieron la debilidad de la economía y el alto riesgo potencial que representaba la inversión en un país tan vulnerable económica y políticamente.

En conclusión, aunque sí ocurrió contagio de las recientes crisis externas en Colombia, lo que propició su éxito fueron las débiles condiciones iniciales de la economía y las políticas contradictorias de las autoridades económicas que no lograron ser prontamente efectivas y generaron mayor incertidumbre en el sector privado nacional e internacional. Sin embargo, vale la pena continuar trabajando en este campo, especialmente para identificar en qué medida los factores externos e internos mencionados en este trabajo contribuyeron a la actual crisis económica, la más profunda y prolongada de la historia colombiana.

BIBLIOGRAFÍA

Agénor, P., and J. Aizenman (1998), "Contagion and Volatility with Imperfect Credit Markets" *NBER Working Paper* No.6080.

Andersen, T., and J. Lund (1997), "Estimating Continuous-time Stochastic Volatility Models of the Short Term Interest Rate" *Journal of Econometrics*, Vol. 7 7, No.2.

Baig, T. and I. Goldfajn (1999), "Financial Market Contagion in the Asian Crisis" *IMF Staff Papers*, Vol. 46, No. 2, junio de 1999.

Banco de la República (1999), "Informe Adicional de la Junta Directiva al Congreso de la República", octubre de 1999, Bogotá.

Berg, A., C. Pattillo (1999), "Predicting Currency Crises: The Indicators Approach and an Alternative". *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18, No. 4, p.p.561-586.

Bollersev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedacity" *Journal of Econometrics*, Vol. 31, No.3, p.p.307-3327.

Bollersev, T., R. Engle, D. Nelson (1994), "ARCH Models" in *Handbook of Econometrics*, Vol. IV, Chapter 49.

Calvo, G. and E. Mendoza (1999), "Rational Contagion and the Globalization of Securities Markets"

Calvo, G. (1999), "Contagion in Emerging Markets: When Wall Street is a Carrier" University of Maryland, Draft, mayo de 1999.

Cashin, P., M. Kumar, J. McDermott (1995), "International Integration of Equity Markets and Contagion Effects" IMF *Working Paper* No. 110 de 1995.

Chou, R, V. K. Ng, and L. K. Pi (1994), "Cointegration of International Stock Market Indices" *IMF Working Paper* No. 94 de 1994.

Choueiri, N. (1999), "A Model of Contagious Currency Crisis with Application to Argentina". International Monetary Fund, *Working Paper* 29 de 1999.

Clavijo, S. (2000), "Las multilaterales y la Crisis Asiática (1997-2000): La Visión desde un País Usuario (Colombia)" Banco de la República.

Corredor, M. (1998), "Recuperación Industrial y Crisis Asiática", *Prospectiva Económica y de Negocios, Revista Poder y Dinero* y Javier Fernández Riva Asociados, Enero 29.

Doukas, J. (1989), "Contagion Effect on Sovereign Interest Rate Spreads" *Economics Letters* 29, p.p. 237-241.

Drazen, Allan (1999), "Political Contagion in Currency Crisis" *NBER Working Paper* No. 7211, julio de 1999.

Echavarría, J. (1998), "Hacia la Revaluación Real, Adiós Bandas Cambiarias" *Coyuntura Económica*, Vol. XXIX No.2, junio de 1999, Bogotá.

Echeverry, J. (1999), "La Recesión de Fin de Siglo en Colombia: Flujos, Balances y Política Anticíclica" *Planeación & Desarrollo*, Vol. XXX, No.2, abril-junio de 1999, Santafé de Bogotá.

Edwards, S. (1998), "Interest Rate Volatility, Contagion and Convergence: An Empirical Investigation of the Cases of Argentina, Chile and Mexico" *Journal of Applied Economics*, Vol. 1, No.1, p.p. 55-86.

_____(2000), "Contagion" University of California, Los Angeles and National Bureau of Economic Research.

_____and R. Susmel (2000), "Interest Rate Volatility and Contagion in Emerging Markets: Evidence from the 1990's" Presented at the NBER:IASE Conference in Buenos Aires, December 1999 and at the AEA Meetings in Boston, enero del 2000.

Eichengreen, B. A. Rose, C. Wyplosz (1996), "Contagious Currency Crisis: First Tests" *Scandinavian Journal of Economics* 98(4), 463-484.

Elyasiani, E., and I. Mansur (1998), "Sensitivity of the Bank Stock Returns Distribution to Changes in the Level and Volatlity of Interest Rate: A GARCH-M Model" *Journal of Banking & Finance*, Vol. 22, No. 5

Engle, R. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation" *Econometrica*, 50, p.p. 987-1008.

Fainboim, I. and J. Alonso (1998), "La Gran Depresión Asiática y sus Efectos Sobre las Economías Latinoamericanas, con Enfasis en Colombia" *Coyuntura Económica*, Vol. XXVIII No. 3, septiembre de 1998, Bogotá.

Fedesarrollo (1998a), Análisis Coyuntural, *Coyuntura Económica* Vol. 28, No.1, marzo de 1998, Bogotá.

_____(1998b), Análisis Coyuntural, *Coyuntura Económica* Vol. 28, No.3, septiembre de 1998, Bogotá.

_____(1998c) Análisis Coyuntural, *Coyuntura Económica* Vol. 28, No.4, diciembre de 1998, Bogotá.

_____(1999a) Análisis Coyuntural, *Coyuntura económica* Vol. 29, No.3, septiembre de 1999, Bogotá.

_____(1999a) Análisis Coyuntural, *Coyuntura Económica* Vol. 29, No.4, diciembre de 1999, Bogotá.

Fernald, J., H. Edison, P. Loungani (1999), "Was China de First Domino? Assessing Links Between China and Other Asian Economies" *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18, No. 4, p.p.515-535.

Forbes K. and R. Rigobon(1999a), "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-movements". *NBER Working Paper* No. 7267, julio de 1999.

Forbes K. and R. Rigobon(1999b), "Measuring Contagion: Conceptual and Empirical Issues" IMF Preliminary Draft, octubre de 1999.

Fratzscher, M. (1998), "Why are Currency Crisis Contagious? A Comparison of the Latin American Crisis of 1994-1995 and the Asian Crises of 1997-1998" *Review of World Economics*. Bandt 134, Heft 4, p.p.664-691.

Flood, R. and N. Marion (1997), "Perspective on the Recent Currency Crisis Literature" *IMF Working Paper*, noviembre de 1997.

Glick, R. and A. Rose (1999), "Contagion and Trade. Why are Currency Crisis Regional?" *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18, No. 4, p.p.603-617.

Hamori, S. "Volatility of Real GDP: Some Evidence from the United States, the United Kingdom and Japan" *Japan and World Economy*, 12, p.p.143-152.

Ito, T. and W.L. Lin (1993), "Price Volatility and Volume Spillovers Between the Tokio and New York Stock Markets" *NBER Working Paper* No. 4592.

Kamin, S., (1999), "The Current International Financial Crisis: How Much is New?" *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18, No. 4, p.p.501-514.

Kaminsky, G. and C. Reinhart (1998), "On Crises, Contagion, and Confusion" Prepared for The Duke University Conference: Globalization, Capital Market Crises and Economic Reform".

_____and C. Reinhart (1999), "Bank Lending and Contagion: Evidence From The Asian Crisis" *NBER Draft Paper*, septiembre de 1999

_____and S. Schmukler (1999), "What Triggers Market Jitters? A Chronicle of the Asian Crisis" *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18, No. 4, p.p.537-560.

Lahiri, A. and C. Végh (2000a), "Delaying the Inevitable: Optimal Interest Rate Policy and BOP Crises" *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 7734

Lawan, Y. (1994), "Testing for the Presence of Time-varying Risk Premium Using a Mean-conditional-variance Optimization Model" Oxford Bulletin of *Economics and Statistics*, Vol.56, No.2,p.p 189-208.

Masson, P. (1999), "Contagion: Macroeconomic Models with Multiple Equilibria" *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18, No. 4, p.p.587-602

Montenegro, A. (2000), Series de Tiempo. Pontificia Universidad Javeriana.

Montiel, P. and C. Reinhart (1999), "Do Capital Controls and Macroeconomic Policies Influence the Volume and the Composition of Capital Flows" *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18, No. 4, p.p.619-635

Partow, Z. (1996), "Incertidumbre Económica e Inversión Privada en Colombia" *Borradores Semanales de Economía*, No.56, Banco de la República.

Reinhart, C. and C. Végh (1995), "Do Exchange Rate-Based Stabilizations Carry the Seeds of their Own Destruction?" Paper prepared for a session on "Empirical Aspects of Exchange Rates" at the AEA meetings, San Francisco, January 5-7, 1996.

Rigobon, R. (1999), "On the Measurement of the International Propagation of Shocks" Sloan School of Management, MIT and NBER.

Sabbattini, M. and O. Linton. (1998), "A GARCH Model of the Implied Volatility of the Swiss Market Index from Option Prices" *International Journal of Forecasting*, 14, p.p.199-213.

Sachs, J., A. Tornell, A. Velasco (1996), "Financial Crises in Emerging Markets: The Lessons from 1995" *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 5576.