

EFFECTOS DERRAME EN LOS MERCADOS DE VALORES DEL CONTINENTE AMERICANO*

Francis X. Diebold**
Kamil Yilmaz***

I. INTRODUCCIÓN

Muchos aspectos de los mercados financieros ameritan un monitoreo en materia de gestión de riesgos y composición de portafolio, incluso —y quizá especialmente— en contextos de interés para los bancos centrales. En el último tiempo, se ha dedicado mucha atención a medir y proyectar volatilidades y correlaciones de los retornos, como, por ejemplo, con las volatilidades implícitas de mercado.

Se puede ampliar el criterio de mercado monitoreando no la volatilidad implícita extraída de una sola opción, sino más bien las densidades totalmente neutrales al riesgo, extraídas de conjuntos de opciones con diferentes precios de ejercicio; como en el último gran trabajo de Gray y Malone (2008). Esto es coherente con la perspectiva de “predicción de densidad” sobre medición de riesgos, planteada por Diebold, Gunther y Tay (1998) y varias de las referencias en esa obra.

Sin embargo, en muchos contextos, los mercados de derivados no están disponibles para los objetos de interés. Tal es el caso de este artículo, en que nos centramos en la medición del efecto derrame entre retornos accionarios y volatilidades de estos. En particular, consideramos este derrame en mercados bursátiles entre países del continente americano, preguntando cuánto de la varianza del error de predicción del retorno (o volatilidad) general del mercado de valores de un país se debe a perturbaciones en los mercados de otros países.

Simplemente no existen mercados de derivados de los cuales se puedan obtener “externalidades implícitas”. Por consiguiente, utilizamos un estimador de derrames —no basado en el mercado— que resulta ser bastante eficiente; es de amplia aplicación, simple e intuitivo, pero a la vez riguroso y reproducible. Facilita el estudio de episodios con y sin crisis,

incluyendo tendencias, así como ciclos (y estallidos) de los derrames. Sin embargo, aun cuando transmite información valiosa, elude los tan discutidos aspectos relativos a la definición y existencia de episodios de “contagio” o “comportamiento de manada”.¹

Procedemos de la siguiente manera: en la sección II se presenta la motivación y la descripción de nuestra medida del efecto derrame, la que se basa en la descomposición de la varianza de un vector autorregresivo. En la sección III, utilizamos nuestra medición a fin de evaluar su efecto en los mercados de valores de América durante las últimas décadas, tanto para los retornos como para la volatilidad. En la sección IV, resumimos nuestros resultados y planteamos algunas direcciones para futuras investigaciones.

II. MEDICIÓN DE EFECTOS DERRAME

En esta sección describimos un índice de derrame recientemente propuesto por Diebold y Yilmaz (2009a), que luego utilizamos para medir tales efectos en el continente americano. El índice es bastante general y flexible, y se basa directamente en la descomposición de varianza de vectores autorregresivos (VAR) ajustados a los retornos o volatilidades. Difiere, por ejemplo, de otros enfoques como el de Edwards y Susmel (2001), que producen un solo indicador 0/1 “estado alto / estado bajo” (nuestro índice varía continuamente), y que son económicamente manejables sólo para unos pocos países (nuestro índice es simple de calcular, incluso para un mayor número de países).

* Agradecemos al Banco Central de Chile por motivarnos a desarrollar esta investigación y a Dimitrios Tsomocos por sus constructivos comentarios sobre su avance. Nuestra gratitud especial para los organizadores de la conferencia Rodrigo Alfaro, Dale Gray y Jorge Selaive. Por sus aportes al inicio del programa del que forma parte este trabajo, nuestro reconocimiento a Jon Faust, Roberto Rigobon y Harald Uhlig. Por su apoyo a la investigación, agradecemos a la National Science Foundation.

** University of Pennsylvania y NBER. E-mail: fdiebold@sas.upenn.edu

*** Koc University, Estambul. E-mail: kyilmaz@ku.edu.tr

¹ Respecto del contagio (o ausencia del mismo) ver, por ejemplo, Edwards y Rigobon (2002) y Forbes y Rigobon (2002).

El índice de derrame básico es una derivación directa de la conocida noción de descomposición de la varianza asociada a un VAR de N variables. En líneas generales, por cada activo i simplemente agregamos las participaciones en la varianza del error de predicción que se originan en perturbaciones sobre el activo j , para todo $j \neq i$, y luego agregamos sobre todos los $i = 1, \dots, N$.

Para simplificar la notación, consideramos primero el ejemplo simple de un VAR de orden uno con dos variables que es estacionario en covarianza;

$$x_t = \Phi x_{t-1} + \varepsilon_t,$$

donde $x_t = (x_{1,t}, x_{2,t})'$ y Φ es una matriz de parámetros de 2×2 . En nuestro trabajo empírico posterior, x podrá ser un vector de retornos accionarios o bien un vector de volatilidades de retornos accionarios. Por estacionariedad en covarianza, la representación del promedio móvil del VAR existe y está dada por

$$x_t = \Theta(L)\varepsilon_t,$$

donde $\Theta(L) = (I - \Phi L)^{-1}$. Resulta útil reformular la representación del promedio móvil como

$$x_t = A(L)u_t,$$

donde $A(L) = \Theta(L)Q_t^{-1}$, $u_t = Q_t \varepsilon_t$, $E(u_t u_t') = I$ y Q_t^{-1} es el factor triangular inferior único de Cholesky de la matriz de covarianza de ε_t .

Ahora consideramos la predicción un paso adelante. Inmediatamente, la predicción óptima (más precisamente, la predicción de mínimos cuadrados lineales de Wiener-Kolmogorov) es

$$x_{t+1,t} = \Phi x_t,$$

con el correspondiente vector de error un paso adelante,

$$e_{t+1,t} = x_{t+1} - x_{t+1,t} = A_0 u_{t+1} = \begin{bmatrix} a_{0,11} & a_{0,12} \\ a_{0,21} & a_{0,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1,t+1} \\ u_{2,t+1} \end{bmatrix},$$

el cual tiene matriz de covarianza

$$E(e_{t+1,t} e_{t+1,t}') = A_0 A_0'.$$

Por lo tanto, en particular, la varianza del error un paso adelante al predecir $x_{1,t}$ es $a_{0,11}^2 + a_{0,12}^2$, y la varianza del error un paso adelante al predecir $x_{2,t}$ es $a_{0,21}^2 + a_{0,22}^2$.

Las descomposiciones de las varianzas nos permiten dividir las varianzas del error de predicción de cada variable en partes atribuibles a las diversas

perturbaciones al sistema. Más específicamente para el presente ejemplo, responden las siguientes preguntas: ¿Qué fracción de la varianza del error de predicción un paso adelante para x_1 se debe a una perturbación de x_1 ? ¿y a x_2 ? Y, asimismo, ¿qué fracción de la varianza del error de predicción un paso adelante para x_2 se debe a perturbaciones de x_1 ? ¿y a x_2 ?

Definamos *partes de la varianza propias* como las fracciones de las varianzas del error un paso adelante al predecir x_i debido a perturbaciones de x_i , para $i = 1, 2$, y *partes de la varianza cruzadas*, o *derrames*, como las fracciones de las varianzas del error un paso adelante al predecir x_i debido a perturbaciones de x_j , para $i, j = 1, 2, i \neq j$. Hay dos posibles efectos derrame sobre nuestro ejemplo simple de dos variables: las perturbaciones $x_{1,t}$, que afectan la varianza del error de predicción de $x_{2,t}$ (con aporte $\tilde{a}_{0,21}^2 = a_{0,21}^2 / (a_{0,21}^2 + a_{0,22}^2)$), y las perturbaciones $x_{2,t}$, que afectan la varianza del error de predicción de $x_{1,t}$ (con aporte $\tilde{a}_{0,12}^2 = a_{0,12}^2 / (a_{0,11}^2 + a_{0,12}^2)$). En consecuencia, el derrame total es $\tilde{a}_{0,12}^2 + \tilde{a}_{0,21}^2 = a_{0,12}^2 / (a_{0,11}^2 + a_{0,12}^2) + a_{0,21}^2 / (a_{0,21}^2 + a_{0,22}^2)$, el cual podemos convertir en un índice fácil de interpretar, expresándolo como proporción de la suma de las contribuciones relativas a la varianza del error de predicción, que es $(\tilde{a}_{0,11}^2 + \tilde{a}_{0,12}^2) + (\tilde{a}_{0,21}^2 + \tilde{a}_{0,22}^2) = 2$. Expresando el ratio como porcentaje, el índice de derrame queda como:

$$S = \frac{\tilde{a}_{0,12}^2 + \tilde{a}_{0,21}^2}{2} \times 100$$

Una vez ilustrado el Índice de Efecto Derrame en un caso simple de dos variables de primer orden, es simple generalizarlo a entornos dinámicos más ricos. En particular, para un VAR de N variables de orden p (pero todavía utilizando predicciones un paso adelante), inmediatamente tenemos

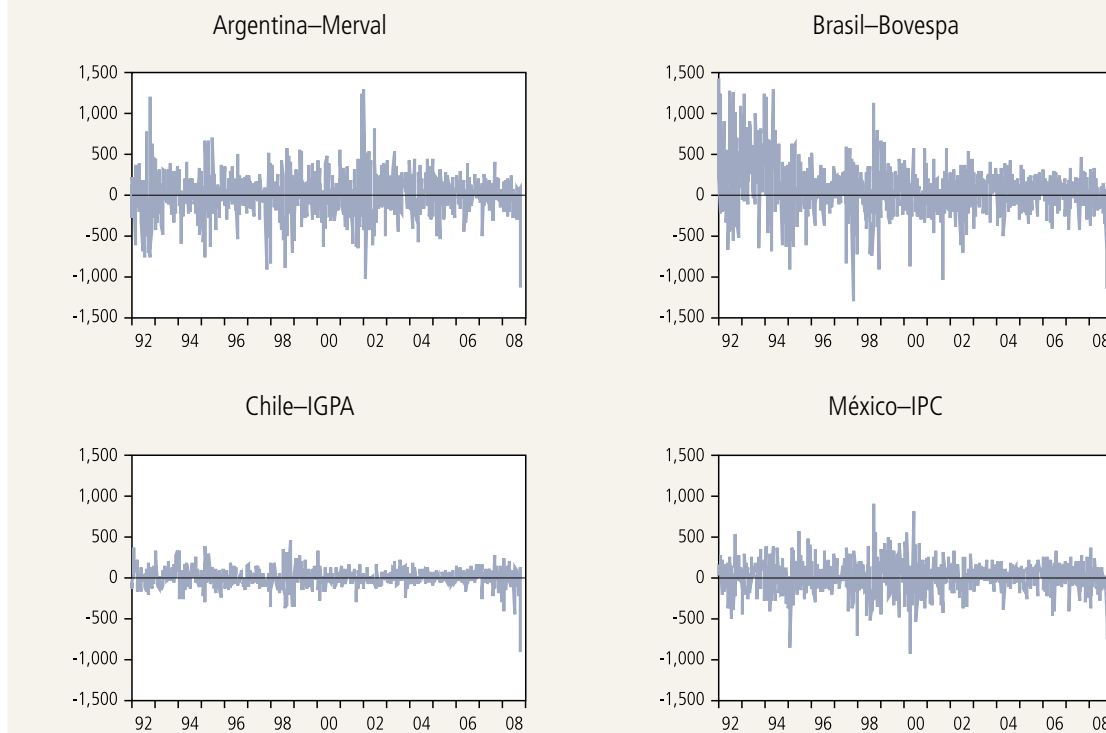
$$S = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{a}_{0,ij}^2}{N} \times 100,$$

y para el caso plenamente general de un VAR de N variables de orden p , utilizando predicciones h pasos adelante, tenemos

$$S = \frac{\sum_{k=0}^{h-1} \sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{a}_{k,ij}^2}{N} \times 100$$

GRÁFICO 1

Retornos Bursátiles en Sudamérica



Fuente: Cálculos propios.

La generalización de nuestra medición de efecto derrame suele ser útil y la explotamos en nuestro análisis empírico posterior de derrames en retornos y volatilidades en el continente americano.²

III. ANÁLISIS EMPÍRICO DEL EFECTO DERRAME EN LOS MERCADOS DE VALORES DE AMÉRICA

Aquí examinamos los derrames en mercados de valores del continente americano, centrándonos en los correspondientes a retornos y volatilidades.

1. Datos

Examinamos los retornos generales de los mercados de valores en cuatro países sudamericanos: Argentina (Merval), Brasil (Bovespa), Chile (IGPA) y México (IPC), desde el 1 de enero de 1992 hasta el 10 de octubre de 2008. Medimos los retornos en forma semanal, utilizando los niveles de índices accionarios subyacentes al cierre del viernes y los

expresamos como porcentajes anualizados. El retorno porcentual semanal anualizado para el mercado i es $r_{it} = 52 \times 100 \times (\Delta \ln P_{it})$. Ilustramos los retornos de los cuatro países en el gráfico 1 y presentamos un resumen estadístico en el cuadro 1.

Asimismo, medimos las *volatilidades* (desviaciones estándar) semanales de los retornos. Siguiendo la tradición de Garman y Klass (1980), estimamos las volatilidades semanales de los retornos utilizando los precios semanales máximo, mínimo, de apertura y de cierre obtenidos de datos diarios subyacentes máximo, mínimo, de apertura y de cierre, desde la apertura del lunes hasta el cierre del viernes:³

² Aunque queda fuera del ámbito de este artículo, será interesante en un trabajo futuro explorar la relación de nuestra medición del derrame con otras basadas, por ejemplo, en correlaciones o covarianzas variables en el tiempo.

³ Ver también Parkinson (1980) y Alizadeh, Brandt y Diebold (2002).

CUADRO 1

Resumen Estadístico de Retornos de Bolsas Sudamericanas

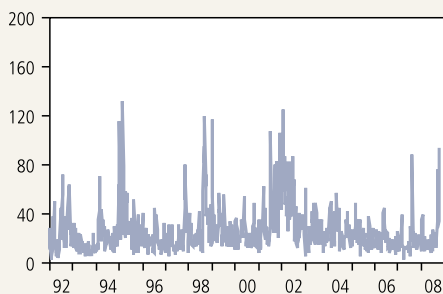
	Argentina	Brasil	Chile	México
Media	2.49	64.33	8.49	15.75
Mediana	19.75	55.04	8.74	28.83
Máximo	1301.99	1417.96	473.78	910.16
Mínimo	-1135.39	-1303.04	-915.84	-921.24
Desv. Est.	264.78	317.84	111.77	188.51
Coef. de asimetría	-0.02	0.39	-0.70	-0.32
Curtosis	5.79	5.70	9.60	5.36
Jarque-Bera	283.40	287.63	1661.05	217.78
Probabilidad	0.00	0.00	0.00	0.00
Nº de observaciones	875	875	875	875

Fuente: Cálculos propios.

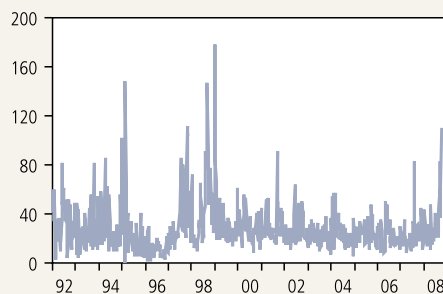
GRÁFICO 2

Volatilidades de Mercados Accionarios Sudamericanos

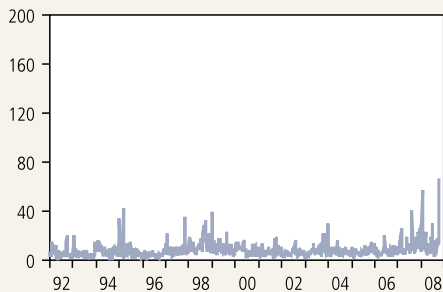
Argentina–Merval



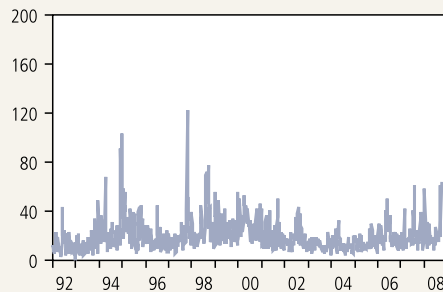
Brasil–Bovespa



Chile–IGPA



México–IPC



Fuente: Cálculos propios.

CUADRO 2

Resumen Estadístico de Volatilidades de Mercados Accionarios Sudamericanos

	Argentina	Brasil	Chile	México
Media	25.63	27.76	7.97	19.64
Mediana	20.94	23.88	6.65	16.71
Máximo	132.40	178.58	66.86	122.17
Mínimo	1.83	0.08	0.30	0.61
Desv. Est.	17.43	18.23	5.85	12.23
Coef. de asimetría	2.25	2.85	3.50	2.43
Curtosis	10.12	16.89	25.14	13.97
Jarque-Bera	2587.20	8211.40	19651.30	5248.50
Probabilidad	0.00	0.00	0.00	0.00
N° de observaciones	875	875	875	875

Fuente: Cálculos propios.

$$\tilde{\sigma}_{it}^2 = 0.511(H_{it} - L_{it})^2 - 0.019 [(C_{it} - O_{it})(H_{it} + L_{it} - 2O_{it}) - 2(H_{it} - O_{it})(L_{it} - O_{it})] - 0.383(C_{it} - O_{it})^2,$$

donde H es el precio máximo entre lunes y viernes, L es el precio mínimo entre lunes y viernes, O es el de apertura del lunes y C es el de cierre del viernes (todo en logaritmos naturales). Ahora, dado que $\tilde{\sigma}_{it}^2$ es un estimador de la varianza semanal, la correspondiente estimación de la desviación estándar porcentual semanal anualizada (volatilidad) es $\hat{\sigma}_{it} = 100\sqrt{52 \times \tilde{\sigma}_{it}^2}$. Ilustramos las volatilidades de los cuatro países en el gráfico 2 y presentamos sus estadísticas descriptivas en el cuadro 2.

Los gráficos 1 y 2 y los cuadros 1 y 2 destacan diversos aspectos interesantes del comportamiento de los retornos y la volatilidad. En primer lugar, los retornos chilenos tienden a ser menores y menos variables en promedio que los de los demás países sudamericanos. En segundo lugar, los períodos de muy alta volatilidad corresponden, por lo general, a crisis financieras y económicas, y tienden a ser comunes entre los mercados. Por ejemplo, la volatilidad aumentó fuertemente en todos los mercados de valores durante la crisis mexicana de 1995, la crisis asiática de 1997, las crisis rusa y brasilera de 1998 y 1999, y la crisis financiera global de 2007-2008.⁴

2. Implementación Empírica de la Medida de Derrame

Utilizamos VAR de segundo orden ($p = 2$), $h =$ predicciones diez pasos adelante, y $N =$ cuatro o cinco países (Argentina, Brasil, Chile y México, con y sin EE.UU.). Computamos la variación en el tiempo de los derrames estimando de nuevo el VAR semanalmente, utilizando una ventana móvil de estimación de cien semanas. Calculamos el índice de derrame sólo cuando los parámetros del VAR estimado implican estacionariedad en covarianza.

Un aspecto esencial es identificar el VAR. La ortogonalización tradicional, utilizando el factor Cholesky de la matriz de covarianza de innovaciones del VAR, produce descomposiciones de la varianza que pueden depender de su ordenamiento. Existen varios “ajustes” parciales. Primero, se podría intentar una identificación estructural si, por ejemplo, se pudieran imponer restricciones creíbles a la matriz de covarianza de innovación del VAR, pero por lo general este no es el caso. Segundo, basándose en Faust (1998), se podría intentar delimitar el rango de los derrames correspondientes a todas las descomposiciones de $N!$ varianzas asociadas al

⁴ La única excepción es la crisis argentina de 2001-2002, durante la cual el repentino aumento de la volatilidad en Argentina no se extendió a los demás países.

CUADRO 3

Derrame de Retornos, Muestra Completa

	Argentina	Brasil	Chile	México	Contribución de otros
ARG	97.63	0.09	0.24	2.04	2.4
BRA	15.84	83.51	0.01	0.63	16.5
CHL	13.61	8.33	75.57	2.50	24.4
MEX	22.38	5.77	3.06	68.79	31.2
Contribución a otros	51.80	14.20	3.30	5.20	74.5
Contribución incluyendo la propia	149.50	97.70	78.90	74.00	Índice = 18.6%

Fuente: Cálculos propios.

CUADRO 4

Derrame de Volatilidades, Muestra Completa

	Argentina	Brasil	Chile	México	Contribución de otros
ARG	96.00	0.69	1.81	1.51	4.0
BRA	28.27	67.59	0.60	3.54	32.4
CHL	14.12	14.86	70.98	0.04	29.0
MEX	18.67	11.36	4.00	65.97	34.0
Contribución a otros	61.10	26.90	6.40	5.10	99.5
Contribución incluyendo la propia	157.10	94.50	77.40	71.10	Índice = 24.9%

Fuente: Cálculos propios.

conjunto de todos los posibles ordenamientos del VAR. Tercero, siguiendo a Pesaran y Shin (1998), se podría intentar efectuar la descomposición de la varianza invariable al ordenamiento.

Por último, se podría simplemente calcular todo el conjunto de derrames correspondiente a las descomposiciones de todas las $N!$ varianzas asociadas al conjunto de todos los órdenes posibles del VAR. Este enfoque de fuerza bruta no es factible cuando N es alto, pero es preferible en caso contrario, ya que no implica supuestos auxiliares. En nuestro caso, N es bastante bajo (4 a 5), de manera que podemos efectuar el cálculo directamente y utilizar descomposiciones de la varianza basadas en todos los $N!$ órdenes, lo que hacemos en la mayor parte de este artículo.

3. Efecto Derrame en Sudamérica

En los cuadros 3 y 4 entregamos muestras completas de tablas de derrames en América del Sur para retornos y volatilidades, respectivamente.⁵ Los efectos derrame, tanto de retornos como de volatilidades, son

considerables; los primeros se acercan al 19% y los segundos son incluso mayores, de 25%.

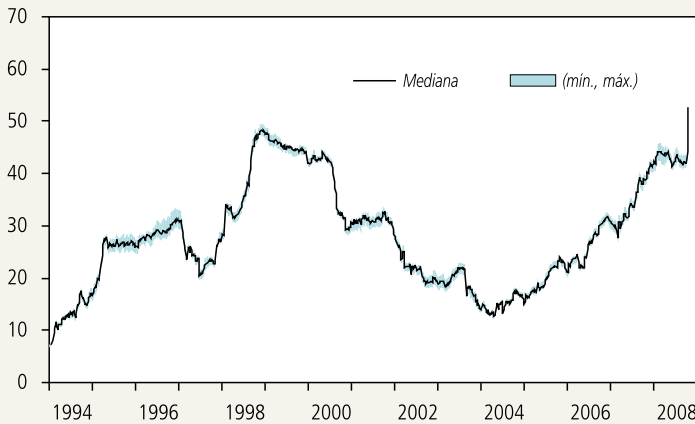
Se puede considerar que los cuadros 3 y 4 entregan mediciones del efecto derrame promedio sobre la muestra completa. De mayor interés son los *movimientos* de estos en el tiempo. En consecuencia, en los gráficos 3 y 4 mostramos figuras dinámicas de los derrames en los retornos y volatilidades, respectivamente, para Sudamérica, calculadas mediante ventanas móviles de estimación de VAR de cien semanas. En lugar de basarnos en algún ordenamiento de VAR específico para identificar el factor Cholesky, calculamos el índice de derrame para cada ordenamiento posible de VAR⁶. Los gráficos indican que los derrames, tanto de los retornos como

⁵ El ordenamiento del VAR es Argentina, Brasil, Chile, México. Posteriormente, consideraremos todos los ordenamientos posibles.

⁶ Las líneas de los gráficos 3 y 4 son medianas en todos los ordenamientos, y la zona sombreada da el rango.

GRÁFICO 3

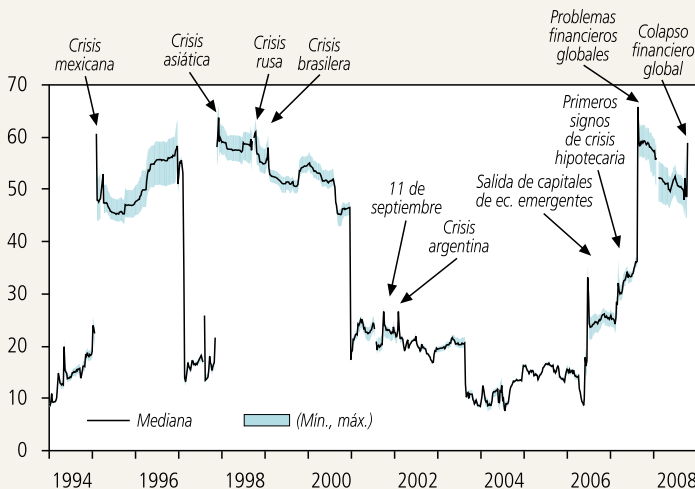
Derrames, Retornos



Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 4

Derrames, Volatilidades



Fuente: Cálculos propios.

de las volatilidades, varían ampliamente en el tiempo y que, por otra parte, los primeros evolucionan en forma gradual, mientras que los segundos muestran saltos más abruptos, que por lo general corresponden a episodios de crisis.

Examinemos con más detención las líneas de los efectos derrame, considerando primero el caso de los retornos. Los derrames de los retornos aumentan a medida que movemos la ventana de estimación hasta

finis de 1994, y saltan a 30% inmediatamente después del estallido de la crisis mexicana en diciembre de 1994. Luego caen a 20% a fines de 1996 (a medida que sacamos la crisis mexicana de la ventana de estimación), pero las crisis asiática y rusa les impiden caer más. Los derrames de los retornos llegan a su nivel máximo de casi 50% en el apogeo de la crisis rusa en septiembre de 1998, y se reducen mucho a medida que sacamos la crisis rusa de la ventana de la submuestra. Sorprendentemente, los derrames de los retornos no aumentan durante la crisis brasilera de enero de 1999; por el contrario, continúan su movimiento secular descendente, llegando a niveles tan bajos como 13% en el año 2004, después de lo cual vuelven a subir, con un salto en la primera semana de octubre de 2008.

Consideremos ahora los derrames de las volatilidades, que aumentan en forma vertiginosa hasta 50% al inicio de la crisis mexicana y fluctúan entre 45 y 60% antes de desplomarse cuando sacamos la crisis de la ventana de estimación. Más tarde vuelven a repuntar durante la crisis asiática de 1997, y se mantienen altos mientras se incluye la crisis asiática en la ventana de estimación. También se ven afectados por la crisis rusa de septiembre de 1998, la crisis brasilera de enero de 1999, los atentados terroristas del 11/S en EE.UU. y la crisis argentina de enero del 2002, pero sólo levemente. En los últimos años, los mayores movimientos provienen

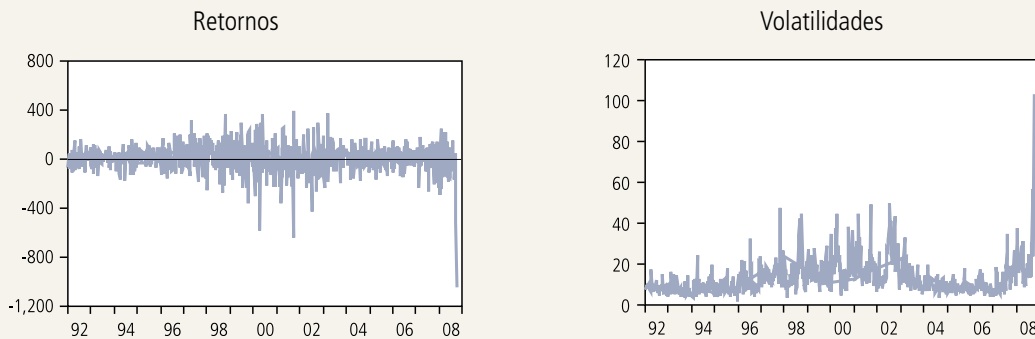
de la crisis *subprime* estadounidense y del posterior colapso financiero global.

4. Inclusión de Estados Unidos

Ahora evaluamos si la inclusión de EE.UU. afecta los resultados, agregando al análisis los retornos y volatilidades del S&P 500, además de los cuatro países sudamericanos originales ya presentes. En el gráfico 5 trazamos los retornos y volatilidades de

GRÁFICO 5

Retornos y Volatilidades en Mercados Accionarios de EE.UU.



Fuente: Cálculos propios.

EE.UU. y en el cuadro 5 entregamos un resumen estadístico. Con EE.UU. incluido, los derrames de los retornos son siempre mayores y la distancia se mantiene prácticamente igual en el tiempo (gráfico 6). En cambio, los derrames de la volatilidad son inferiores antes de la crisis asiática y superiores después de ella (gráfico 7).

5. Comparación con Externalidades en Asia

En los gráficos 8 y 9 comparamos los efectos derrame de los retornos y la volatilidad en economías sudamericanas con los de los países de Asia del Este (Hong Kong, Japón, Australia, Singapur, Indonesia, Corea del Sur, Malasia, Filipinas, Taiwán y Tailandia). Es evidente que los patrones sudamericanos no reproducen la trayectoria de los patrones mundiales, aunque por supuesto, no dejan de estar relacionados.

Las externalidades de los retornos en Sudamérica aumentan considerablemente durante las crisis mexicana, asiática y rusa, después de lo cual se reducen en forma continua hasta el 2004, llegando a niveles cercanos a los de comienzos de los noventa. Aumentan el 2005 y el 2006 durante las breves salidas de capitales al exterior desde los mercados emergentes en 2006, y también suben de golpe durante la primera semana de octubre del 2008.

En contraste, los derrames de los retornos en Asia del Este son casi planos desde la crisis asiática

CUADRO 5

Resumen Estadístico, Retornos y Volatilidades en Mercados Accionarios de EE.UU.

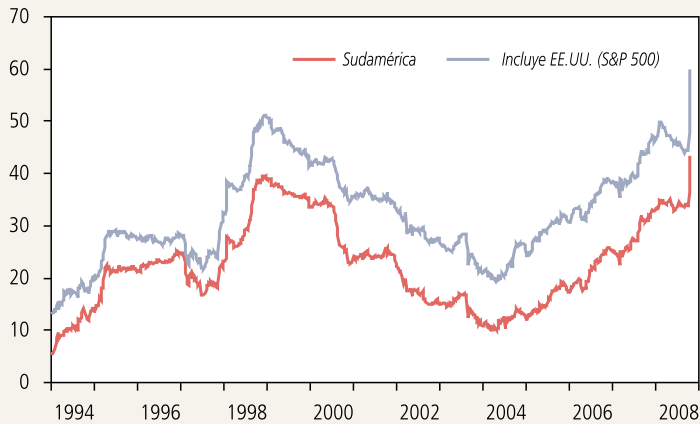
	Retornos	Volatilidad
Media	4.53	13.15
Mediana	11.97	10.65
Máximo	389.60	102.96
Mínimo	-1044.36	1.54
Desv. est.	115.60	8.22
Coef. de asimetría	-1.32	2.87
Curtosis	12.92	21.63
Jarque-Bera	3845.70	13850.80
Probabilidad	0.00	0.00
Nº de observaciones	875	875

Fuente: Cálculos propios.

hasta hace poco tiempo. Luego de la primera fase de la crisis financiera global entre julio y agosto de 2007, el efecto derrame de los retornos aumenta repentinamente en Asia del Este, y vuelve a hacerlo durante el colapso financiero de la primera semana de octubre del 2008.

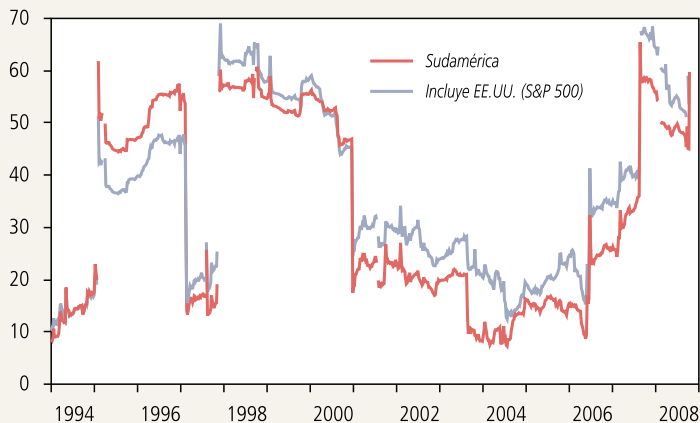
Los derrames de los retornos aumentaron tanto en Sudamérica como en Asia del Este a comienzos de los años noventa, pero el aumento fue mayor en el caso de Sudamérica, especialmente en fechas cercanas a la crisis mexicana. Además, esta última afectó los

GRÁFICO 6

Derrame de Retornos, Con y Sin EE.UU.

Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 7

Derrame de Volatilidades, Con y Sin EE.UU.

Fuente: Cálculos propios.

derrames de los retornos en Sudamérica durante mucho más tiempo que en Asia del Este. Por último, este efecto aumenta en ambas regiones durante la crisis asiática, en tanto la crisis rusa afecta sólo a Sudamérica.

Es interesante observar que los derrames de los retornos generalmente indican que los mercados de valores sudamericanos no están tan bien integrados como los de Asia del Este. Tal vez la presencia del importante mercado de valores japonés junto a la función de centro regional que tiene Hong Kong facilita

la integración financiera y el derrame. Muchos piensan que los mercados núcleo desempeñan un rol esencial en la propagación de las perturbaciones, y Sudamérica no cuenta con un centro como Hong Kong.

Los patrones de derrames de volatiliidades en Sudamérica y Asia del Este también son bastante diferentes; a veces muestran movimientos claramente divergentes. Por ejemplo, durante la crisis mexicana, y en Sudamérica, estos saltaron de 20 a 50%, mientras que en Asia del Este no fueron afectados. Otras veces, los mismos se mueven de manera semejante en las dos regiones; por ejemplo, en ambas regiones responden en forma significativa durante la crisis asiática y la crisis global de liquidez/solvencia de 2007-2008.

IV. RESUMEN E INDICACIONES PARA INVESTIGACIONES FUTURAS

Utilizamos el índice de derrame de Diebold-Yilmaz (2009a) para evaluar los derrames de los retornos accionarios y las volatilidades en el continente americano. Estudiamos episodios con y sin crisis entre 1992 y 2008, incluidos ciclos y estallidos de derrames, y ambos resultan ser empíricamente importantes. En particular, encontramos evidencia asombrosa de comportamiento divergente en la dinámica de los derrames de retornos y de volatilidades: los primeros muestran ciclos que evolucionan en forma gradual, pero sin estallidos, mientras los segundos muestran claros estallidos que corresponden, en gran medida, a acontecimientos económicos.

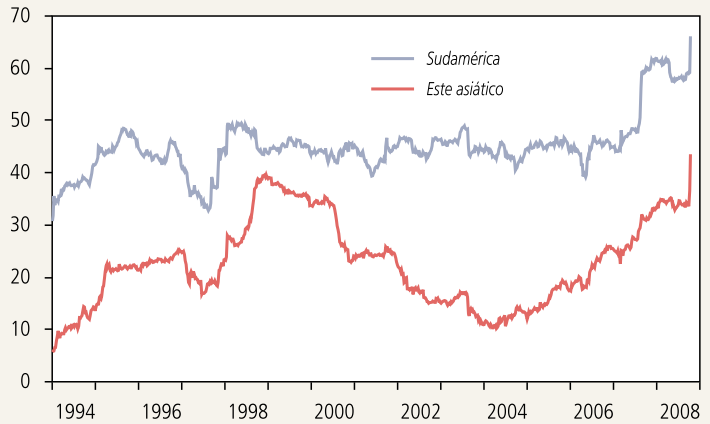
Se pueden hacer varias recomendaciones importantes para estudios futuros, tanto sustantivas como metodológicas. Consideramos primero las sustantivas. Aquí nos centramos sólo en el efecto derrame de los mercados de valores entre países, pero también se podrían examinar dichos efectos dentro de los países (un solo mercado), así como otras clases de

activos y múltiples clases de activos. Por ejemplo, en el entorno actual los derrames de los mercados de crédito hacia los mercados de valores son de obvio interés. Por otra parte, en todos los casos se podría intentar evaluar la *dirección* de estos, como en Diebold y Yilmaz (2009b).

Consideremos ahora las indicaciones metodológicas. Se podría enriquecer (o especializar) el VAR en el que se basa el índice de externalidad para admitir estructuras factoriales y/o coeficientes variables en el tiempo, posiblemente con modelos de régimen cambiante, como en Diebold y Rudebusch (1996). También se podría efectuar un análisis bayesiano en el marco adoptado en este artículo o en las extensiones antes esbozadas, lo que podría ser de utilidad, por ejemplo, para imponer estacionariedad en covarianza.

GRÁFICO 8

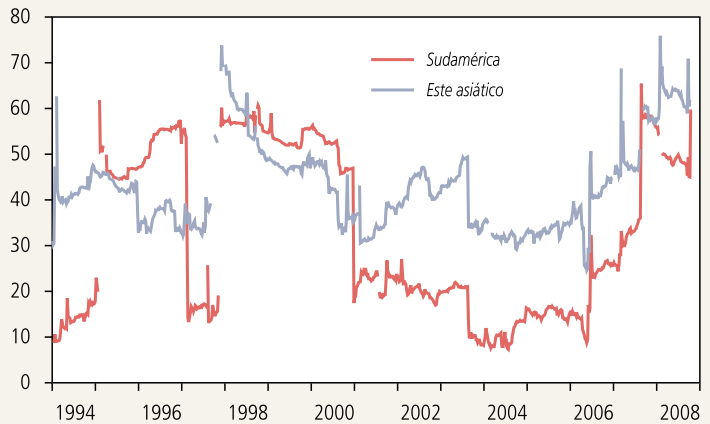
Derrame de Retornos en Sudamérica y en el Este Asiático



Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 9

Derrame de Volatilidades en Sudamérica y en el Este Asiático



Fuente: Cálculos propios.

REFERENCIAS

- Alizadeh, S., M.W. Brandt y F.X. Diebold (2002). "Range-Based Estimation of Stochastic Volatility Models." *Journal of Finance* 57: 1047-92.
- Diebold, F.X., T. Gunther y A. Tay (1998). "Evaluating Density Forecasts, with Applications to Financial Risk Management." *International Economic Review* 39: 863-83.
- Diebold, F.X. y G.D. Rudebusch (1996). "Measuring Business Cycles: A Modern Perspective." *Review of Economics and Statistics* 78: 67-77.
- Diebold, F.X. y K. Yilmaz (2009a). "Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets." *Economic Journal* 119: 1-14.
- Diebold, F.X. y K. Yilmaz (2009b). "Better to Give than to Receive: Directional Measurement of Stock Market Volatility Spillovers." Mimeo, University of Pennsylvania y Koc University.
- Edwards, S. y R. Rigobon (2002). "Currency Crises and Contagion: An Introduction." *Journal of Development Economics* 69: 307-13.
- Edwards, S. y R. Susmel (2001). "Volatility Dependence and Contagion in Emerging Equity Markets." *Journal of Development Economics* 66(2): 505-32.
- Faust, J. (1998). "The Robustness of Identified VAR Conclusions About Money." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 49: 207-44.
- Forbes, K.J. y R. Rigobon (2002). "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements." *Journal of Finance* 57: 2223-61.
- Garman, M.B. y M.J. Klass (1980). "On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data." *Journal of Business* 53: 67-78.
- Gray, D. y S.W. Malone (2008). *Macrofinancial Risk Analysis*. Chichester: John Wiley.
- Parkinson, M. (1980). "The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return." *Journal of Business* 53: 61-5.
- Pesaran, M.H. y Y. Shin (1998). "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models." *Economics Letters* 58: 17-29.