



Forum Empresarial

ISSN: 1541-8561

forum@uprrp.edu

Centro de Investigaciones Comerciales e
Iniciativas Académicas
Puerto Rico

Díaz Contreras, Carlos A.; Higuera Cartes, Freddy
Impacto de la estructura espacial en los retornos de los índices accionarios
Forum Empresarial, vol. 12, núm. 2, diciembre, 2007, pp. 2-29
Centro de Investigaciones Comerciales e Iniciativas Académicas
San Juan, Puerto Rico

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=63111775001>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Resumen

Actualmente las economías se encuentran integradas, a nivel comercial, financiero, social y cultural. Esta integración facilita la transmisión de acontecimientos económicos hacia el resto de las regiones, provocando impactos imprevistos que estimulan las fluctuaciones internas y originan incertidumbre en los inversionistas. Así, como resultado de esta interacción, surgen efectos no esperados en el desarrollo económico de las naciones. En esta investigación se muestra que los rendimientos accionarios de los países americanos exhiben dependencia espacial significativa. Con ello se demuestra la existencia de externalidades espaciales, las cuales posibilitan que los cambios que afectan a los rendimientos accionarios de cada país se propaguen a través del continente, impactando también a los rendimientos de los demás países americanos.

Palabras clave: estructura espacial, dependencia espacial, heterogeneidad espacial.

Abstract

Nowadays, economies are integrated in commercial, financial, social, and cultural terms. Integration facilitates the transmission of impacts associated with economic events originated in one region to other regions, generating unexpected fluctuations at domestic level. Hence, investors may face higher uncertainty and unexpected effects on economic development may be observed. This research shows a significant spatial dependence in stock returns for the America's countries. Therefore, we demonstrate that there exist spatial externalities, which facilitate that changes affecting to stock returns of each country are spread through the continent, impacting also to the rest of American countries' returns.

Key words: spatial structure, spatial dependence, spatial heterogeneity.

*Carlos A. Díaz Contreras**
*Freddy Higuera Cartes***

Impacto de la estructura espacial en los retornos de los índices accionarios

*Profesor en Universidad Arturo Prat, Chile

Correo electrónico: cdiaz@drnet.cl

** Profesor en Universidad Católica del Norte, Chile

Recibido: 10 de enero de 2006

Aceptado: 26 de abril de 2006

En línea desde: 21 de diciembre de 2007

Introducción

La globalización puede ser caracterizada como un proceso multidimensional que trasciende las esferas económica, política, social y cultural. En el campo de la economía, esto significa la integración global de la producción, el comercio, el financiamiento, la organización de la información y la tecnología, entre otros aspectos (Wong, 1999).

Una de las consecuencias de la globalización es la crisis financiera y su propagación hacia otros países. Entre las primeras crisis de la era de la globalización, está la crisis del peso mexicano de 1994-1995 y la crisis asiática de 1997-1998 ambas reflejan simplemente la vulnerabilidad permanente de las economías, especialmente las emergentes, ante los *shocks* financieros (Birdsall y Lozada, 1998).

Durante el siglo XX, las economías de América Latina han mostrado una especial vulnerabilidad ante los *shocks* desencadenados por las

variaciones de precios de los productos básicos, los movimientos de las tasas de interés internacionales y las fluctuaciones del volumen y la dirección de las corrientes de capital. Estos factores han obrado recíprocamente agudizando los cambios en la política económica interna, lo que se ha traducido en una alta volatilidad de los indicadores económicos claves como las tasas de consumo e inversión, el tipo de cambio real, la inflación, los equilibrios fiscales y externos y el ritmo de crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB).

Las variaciones en los índices accionarios, en la medida que describen los movimientos agregados del mercado bursátil, están relacionadas tanto a cambios en factores internos, como externos a la economía de un país. Así, constituyen un buen predictor de los cambios en la actividad económica presente y esperada en el futuro. Sin embargo, la intensidad del impacto de cambios en los factores externos sobre los índices accionarios depende del grado de integración entre los distintos países.

Tenemos la hipótesis de que el espacio geográfico es un factor importante en la interacción entre las distintas economías nacionales. De este modo, *ceteris paribus*, la integración económica es más probable cuando las economías están más cercanas entre sí.

De hecho, la proximidad geográfica está asociada críticamente a los costos de transacción, variable clave en las relaciones comerciales internacionales. Los flujos internacionales de capital reconocen explícitamente las áreas geográficas del planeta, en la medida en que el mundo está dividido en regiones de acuerdo al nivel de crecimiento y desarrollo económico. Además, existe más probabilidad de migración entre países más cercanos, dadas las facilidades legales y menores posibilidades de enfrentar cambios bruscos en cuanto a la cultura, idioma, creencias religiosas, entre otros.

El objetivo de esta investigación es determinar y cuantificar los impactos espaciales de cambios en factores económicos de economías externas sobre los retornos del índice accionario interno de cada país del continente americano.

La metodología consiste en un Modelo Autorregresivo Espacial (SAR), basado en el modelo APT (Teoría de Valoración por Arbitraje). La variable dependiente son los retornos de índices accionarios de

diecisiete países americanos y como variables explicativas, los factores macroeconómicos. Para incorporar el efecto de la distancia entre los países, se confecciona una matriz de pesos espaciales que representa la contigüidad de las naciones.

El trabajo está estructurado en seis secciones. La primera sección incluye una introducción, la segunda describe brevemente los conceptos clave de econometría espacial. La sección siguiente presenta la metodología del trabajo. La sección cuatro presenta los resultados de las estimaciones del modelo propuesto. En la sección cinco se explican las implicancias espaciales del modelo estimado, mientras que la sección seis muestra las conclusiones del trabajo.

Econometría espacial

Según LeSage (1999), la econometría espacial se caracteriza por la *dependencia espacial* entre las observaciones de los datos de la muestra y los distintos puntos en el plano cartesiano, y la *heterogeneidad espacial* que se crea de relaciones o parámetros ejemplares que varían con los datos de la muestra a medida que se desplazan sobre el plano cartesiano.

La *dependencia espacial*, en un conjunto de N observaciones de datos muestrales, se refiere al hecho de que una observación asociada con una localización i depende de otras observaciones en localizaciones $j \neq i$. Formalmente, se define como:

$$y_i = f(y_j); i = 1, \dots, N \quad (1)$$

donde y_i es la variable aleatoria asociada a la localización i . Nótese que la dependencia puede ocurrir entre varias observaciones, en la medida que i puede asumir cualquier valor desde $i = 1, \dots, N$.

La *heterogeneidad espacial* se refiere a que una relación puede variar a través del espacio. En el caso más general, se podría esperar que exista una relación diferente para cada punto en el espacio. Formalmente, se presenta una relación lineal describiendo esto como:

$$y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

donde i indica las observaciones recolectadas en $i = 1, \dots, N$ puntos en el espacio, X_i representa un vector $1 \times K$ de variables explicativas con un conjunto asociado de parámetros β_i , y_i es la variable dependiente en la observación (o localización) i y ε_i denota una perturbación estocástica en la relación lineal.

La latitud y longitud representa la localización en el espacio cartesiano, nos provee información sobre:

a) distancia: las observaciones que se encuentran una cerca de la otra, deben reflejar un mayor grado de dependencia espacial en relación a las más distantes.

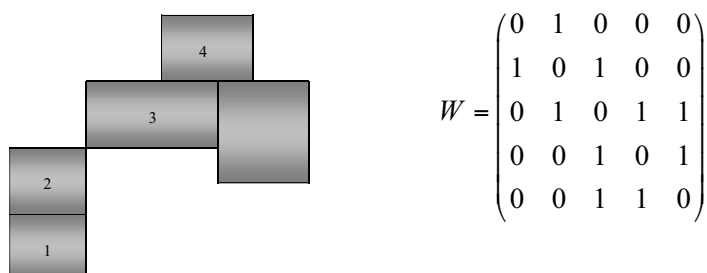
b) contigüidad: refleja la posición relativa en el espacio de una unidad de observación respecto de otras, determinando qué unidades son vecinas (tienen fronteras que la limitan) o presentan una proximidad razonable una de otra.

La cuantificación de la contigüidad espacial comúnmente se lleva a cabo a través de *matrices de contigüidad de primer orden*. Por ejemplo, para el conjunto de cinco regiones que aparecen en el mapa a la izquierda de la Figura 1 (Apéndice 1) se construirá una matriz de contigüidad binaria W . La matriz W , que se muestran en el panel derecho de la figura 1, es de tamaño 5×5 , es decir, contiene veinticinco elementos que toman un valor de 0 ó 1, que capturan la noción de conectividad de primer orden entre las cinco entidades graficadas en el mapa.

El elemento perteneciente a la fila i y la columna j de la matriz W , w_{ij} , toma el valor 1 cuando las regiones i y j tienen una frontera en común, mientras que $w_{ij} = 0$ en caso contrario. Por ejemplo, la región 1 sólo es vecina a la región 2, por lo tanto, se tiene que $w_{12} = 1$ y $w_{1j} = 0, j \neq 2$.

Cada fila de la matriz W define las relaciones de contigüidad asociadas con cada una de las cinco regiones. De este modo, la matriz resultante siempre debe ser simétrica: si las regiones 3 y 4 son contiguas, entonces también lo son las regiones 4 y 3. Además, por convención, la diagonal principal de W siempre está compuesta por ceros.

Figura 1
Ilustración de la contigüidad espacial¹



En trabajos aplicados, a menudo se emplea la transformación de convertir la matriz W para obtener sumas a través de sus filas iguales a uno. La matriz resultante, mostrada en la figura 2, se conoce como *matriz de contigüidad de primer orden estandarizada*, que se denota como C :

Figura 2
Matriz de contigüidad espacial estandarizada

$$C = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1/2 & 0 & 1/2 & 0 & 0 \\ 0 & 1/3 & 0 & 1/3 & 1/3 \\ 0 & 0 & 1/2 & 0 & 1/2 \\ 0 & 0 & 1/2 & 1/2 & 0 \end{pmatrix}$$

La matriz de contigüidad espacial estandarizada, C , puede usarse para definir *rezago espacial*. Esto constituye una clase particular de función, frecuentemente usada en econometría espacial, función que satisface la relación de dependencia espacial que se expresa en la ecuación 1. Usando notación matricial, el rezago espacial de primer orden para y se define como $y^* = Cy$, y constituye un promedio simple de los valores que toma la variable y en las localizaciones recodidas como inmediatamente contiguas, de acuerdo a como definimos inicialmente en la matriz W . Así, por ejemplo, el rezago espacial de primer orden para la región 2 en la figura 1 es $y_2^* = 0,5y_1 + 0,5y_3$.

Tal como ocurre en el análisis de series de tiempo, rezagos espaciales de orden mayor a uno se pueden obtener multiplicando más veces por sí misma la matriz C . En general, el rezago espacial de orden r se define como $C^r y$. Intuitivamente, por ejemplo, el rezago espacial de orden 2 refleja el valor promedio que toma la variable y en las localizaciones que son contiguas a aquellas vecinas inmediatas.

A partir de la definición de rezago espacial, al igual que en los modelos de series de tiempo, es posible definir el modelo autorregresivo espacial de primer orden (FAR), que se presenta en la ecuación 3:

$$\begin{aligned} y &= \rho Cy + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_N) \end{aligned} \quad (3)$$

donde, ρ y σ^2 representan parámetros a estimar, ε denota una perturbación estocástica distribuida normal multivariada y I_N una matriz identidad de tamaño $N \times N$. El parámetro ρ cuantifica la fuerza de la dependencia espacial en la muestra. Es decir, mide, en promedio, la influencia de observaciones contiguas o vecinas sobre las observaciones en el vector y .

Si se desea explicar la variación en y además por otras variables independientes, distintas del rezago espacial, tenemos un modelo de regresión autorregresivo espacial (SAR). De acuerdo a LeSage (1999), esta clase de modelos se puede expresar de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} y &= \rho Cy + X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_N) \end{aligned} \quad (4)$$

donde, X es una matriz de variables independientes de tamaño $N \times K$ y β el vector de parámetros asociado de tamaño $K \times 1$.

La estimación de modelos FAR o SAR no está exenta de complicaciones, dado que los Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) producirán estimaciones sesgadas e inconsistentes del parámetro autorregresivo espacial ρ . Sin embargo, Anselin (1998) desarrolló un estimador de máxima verosimilitud que posee las propiedades deseables de consistencia, eficiencia y normalidad asintótica.

Metodología

La metodología, en primer lugar, considera la elección de un modelo que pueda explicar los retornos de carteras amplias, que pueden incluso llegar a incluir la totalidad de las acciones que se transan en un mercado.

Aunque parece una tarea difícil, si se restringe la elección sólo a los modelos de valoración de activos amplios usados en trabajos empíricos –que son el Modelo de Valoración de Activos de Capital (CAPM) de Sharpe (1964)– y la Teoría de Valoración por Arbitraje (APT) de Ross (1976), la tarea se simplifica grandemente.

El CAPM plantea que el exceso de retorno esperado de un activo o cartera i es proporcional a la prima por riesgo esperada para el mercado, $E(R_M) - R_f$ y que el factor de proporcionalidad es su nivel de riesgo sistemático, β_i . Es decir:

$$E(R_i) = R_f + [E(R_M) - R_f] \beta_i \quad (5)$$

donde, $E(R_i)$ es el retorno esperado para el activo i , R_f la tasa libre de riesgo y $E(R_M)$ el retorno esperado para el mercado.

Por otra parte, el APT plantea que la prima por riesgo esperada de un activo financiero, $E(R_i) - R_f$, puede ser expresada por una ecuación lineal en K factores macroeconómicos de riesgo sistemático. Esto es:

$$E(R_i) = R_f + \lambda_1 \beta_{i1} + \lambda_2 \beta_{i2} + \dots + \lambda_K \beta_{iK} \quad (6)$$

donde, λ_j ; $j = 1, \dots, K$ es el premio por riesgo esperado para el j -ésimo factor de riesgo y β_{ij} ; $j = 1, \dots, K$ es la sensibilidad de los retornos del activo o portafolio i al j -ésimo factor de riesgo.

Aunque por su sencillez siempre resulta más atractivo el CAPM, en el caso particular de la presente investigación su uso se torna inviable, ya que los índices accionarios, cuyos retornos se pretenden modelar, cumplen perfectamente con las condiciones de eficiencia establecida por el CAPM para las carteras de mercado. De hecho, en aplicaciones empíricas del CAPM, las carteras de mercado son generalmente aproximadas por índices accionarios. Luego, se requiere un modelo en el que los factores de riesgo sistemático

no se concentren en una cartera, sino que puedan considerarse individualmente.

Por otra parte, la estructura multifactora provista por el APT resulta más idónea, dado que brinda la flexibilidad para incorporar factores de riesgo macroeconómico. Sin embargo, falla al no especificar con exactitud cuáles factores deben considerarse.

Pese a esta desventaja inherente que presenta el modelo APT en aplicaciones empíricas, de todas formas optamos por su uso. Esta decisión se basa en que, en la actualidad existen abundantes estudios en los que se han determinado los factores de riesgo clave para distintos mercados y periodos.

La estimación del modelo APT, tal como en trabajos que buscan contrastar modelos de valoración de activos como Black et al. (1972), se realiza en dos etapas². La primera tiene por objetivo obtener las sensibilidades (betas) de los retornos de los índices accionarios para cada uno de los factores macroeconómicos, para lo cual se procede a estimar la siguiente ecuación de serie temporal:

$$R_{it} = \beta_{i0} + F_{i1t}\beta_{i1} + F_{i2t}\beta_{i2} + \dots + F_{iKt}\beta_{iK} + e_{it}; \quad i = 1, \dots, N \quad (7)$$

donde, R_{it} es el retorno realizado del índice accionario del país i en el periodo t ($t = 1, \dots, T$), F_{ijt} ; $j = 1, \dots, K$ es la variación experimentada en el país i por el j -ésimo factor de riesgo durante el periodo t y e_{it} es un error aleatorio incorrelacionado y homocedástico.

En la segunda etapa empleamos las betas obtenidas, a partir de la estimación de la ecuación 7 por MCO para cada índice accionario individual, como variables independientes en una regresión de corte transversal de los retornos medios de los índices. Es decir, la ecuación 6 se estimada usando los retornos medios y las betas estimadas por MCO, en reemplazo de los retornos esperados y las betas verdaderas, respectivamente. Además, para contrastar la hipótesis nula del trabajo, se agrega como regresor el rezago espacial de la variable dependiente, obteniéndose como resultado el modelo SAR (ver ecuación 4) siguiente:

$$\bar{R}_i = \lambda_0 + \rho C_i \bar{R} + \lambda_1 \hat{\beta}_{i1} + \lambda_2 \hat{\beta}_{i2} + \dots + \lambda_K \hat{\beta}_{iK} + \varepsilon_i \quad (8)$$

donde C_i es la fila i de la matriz de contigüidad espacial estandarizada

y \bar{R} un vector columna de tamaño N que contiene los retornos medios de los índices accionarios.

Se trabajó con datos anuales, y un período muestral de catorce años ($N = 14$), que abarca desde enero de 1986 hasta diciembre de 2000. Se consideraron diecisiete países americanos ($N = 17$), cuyos índices accionarios se describen en la tabla 1.

Tabla 1
Índices Accionarios

| País | Bolsa de Valores | Índice Accionario |
|-----------------|--|-----------------------------------|
| Estados Unidos | New York Stock Exchange | Dow Jones |
| Jamaica | Jamaica Stock Exchange | JSE Index |
| Canadá | Toronto Stock Exchange | Toronto Stock Exchange Index |
| Brasil | BOVEPSA | IBOVESA |
| México | Bolsa Mexicana de Valores | Índice de Precio y Cotizaciones |
| Perú | Bolsa de Valores de Lima | IGBVL |
| Argentina | Bolsa de Valores de Buenos Aires | MERVAL |
| Chile | Bolsa de Santiago | IPSA |
| Colombia | Bolsa de Valores de Colombia | IGBC |
| Bolivia | Bolsa Boliviana de Valores, SA | IBBV |
| Venezuela | Bolsa de Valores de Caracas | Índice de Capitalización Bursátil |
| Rep. Dominicana | Bolsa Nacional de Valores de Rep. Dominicana | BVRD |
| Panamá | Bolsa de Valores de Panamá | BVP |
| Ecuador | Bolsa de Valores de Quito | Índice BVQ |
| Costa Rica | Bolsa Nacional de Valores de Costa Rica | Índice Accionario BNV |
| Uruguay | Bolsa de Valores de Montevideo | IRUBEVSA |
| Paraguay | Bolsa de Valores de Asunción | PDV20 |

Fuente: Elaboración Propia.

Los factores macroeconómicos que consideramos, a partir de los trabajos de Roll and Ross (1980), Chen (1983), Chen, Roll y Ross (1986), Cheng (1995), Koutoulas y Kryzanowski (1996), Swoboda (2002), Bruno *et al.* (2002) y Navarro y Santillan (2001), son: variación anual del Producto Interno Bruto (PIB), variación del Índice de Precios al Consumidor (IPC), variación de las Tasas de Interés de corto plazo (INT) y variación del Tipo de Cambio de la moneda local respecto al dólar (TC).

Para la generación de las variables se tomaron las siguientes consideraciones:

- *Producto Interno Bruto (PIB)*: se obtiene de las bases de datos del Fondo Monetario Internacional (FMI). Se consideran las variaciones anuales del PIB con respecto al año anterior.
- *Índice de Precios al Consumidor (IPC)*: se obtuvo de las bases de datos del FMI. Las series de este índice son de carácter anual y se toman como la variación de un índice con respecto al año anterior.
- *Tasas de Interés (INT)*: Es la tasa de interés que cobran las instituciones financieras a quienes contrataron un crédito con

éstas. Las series anuales de este tipo de tasas son obtenidas de las bases de datos del FMI, Bancos Centrales y de los Institutos de Estadísticas de los países seleccionados. Se utiliza la tasa de interés a corto plazo por la disponibilidad de series estadística en los países y dada la utilización de ésta en distintas investigaciones. Los datos se tomaron en forma de variación de las tasas con respecto al año anterior.

- *Tipo de Cambio (TC)*: Corresponde a la cantidad de moneda nacional que se intercambia por una unidad de dólar de los Estados Unidos de Norteamérica. La variable *tipo de cambio* corresponde a series estadísticas de carácter anual, las que se obtuvieron de fuentes del FMI, Banco Central, entre otras. En este caso no se tomaron las variaciones del tipo de cambio con respecto al año anterior.

De este modo, el modelo de series de tiempo a estimar en la primera etapa, considerando las variables seleccionadas en la investigación es:

$$R_{it} = \beta_{i0} + PIB_{it}\beta_{i1} + IPC_{it}\beta_{i2} + INT_{it}\beta_{i3} + TC_{it}\beta_{i4} + e_{it} \quad (9)$$

La matriz de contigüidad espacial W , que se muestra en la tabla 2, se construyó empleando los criterios explicados en la sección 2.

Tabla 2
Matriz de Contigüidad Espacial

| Países | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 |
|------------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| | Chi | Arg | Bra | Ven | Col | Ecu | Per | Eld | Par | Uru | USA | Mex | Can | Cos | Jam | Pan | R.D |
| 1 Chile | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 2 Argentina | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 3 Brasil | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 4 Venezuela | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 5 Colombia | 0 | 0 | 1 | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 |
| 6 Ecuador | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 7 Perú | 1 | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 8 Bolivia | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 9 Paraguay | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 10 Uruguay | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 11 USA | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 12 México | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 13 Canadá | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 14 Costa Rica | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 |
| 15 Jamaica | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| 16 Panamá | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| 17 R. Dominicana | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 |

Fuente: Elaboración Propia.

Tal como describimos en la sección 2, a partir de la matriz W se obtuvo la matriz de contigüidad espacial estandarizada, C . Así, el modelo de corte transversal a estimar en la segunda etapa, es:

$$\bar{R}_i = \lambda_0 + \rho C_i \bar{R} + \lambda_1 \hat{\beta}_{i1} + \lambda_2 \hat{\beta}_{i2} + \lambda_3 \hat{\beta}_{i3} + \lambda_4 \hat{\beta}_{i4} + \varepsilon_i \quad (10)$$

Este modelo permite explicar los retornos de los índices accionarios de los países mediante factores de riesgo macroeconómicos. Además, facilita el contraste de la hipótesis que los cambios en los retornos de cada país transmiten a través del espacio, afectando a las demás economías del continente.

Resultados

Los resultados de la primera etapa de estimación del APT se muestran en la tabla 3.

Tabla 3
Resultados de Estimación APT 1ª Etapa

| País | Dato | β_0 | β_1 | β_2 | β_3 | β_4 | R ² Ajust | D-W | F | Prob F |
|----------------------------------|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------------------|-------|--------|--------|
| USA | Coefic. | 0.614 | 0.033 | 7.085 | 0.209 | -0.007 | 0.167 | 2.830 | 0.534 | 0.714 |
| | Probab. | 0.290 | 0.294 | 0.452 | 0.575 | 0.356 | | | | |
| JAM | Coefic. | -0.301 | 0.057 | 2.353 | -1.004 | 0.001 | 0.577 | 2.122 | 5.435 | 0.017* |
| | Probab. | 0.555 | 0.385 | 0.002* | 0.024* | 0.915 | | | | |
| CAN | Coefic. | -0.629 | -0.005 | 0.936 | 0.002 | 0.523 | 0.181 | 2.303 | 0.502 | 0.736 |
| | Probab. | 0.390 | 0.421 | 0.770 | 0.985 | 0.306 | | | | |
| BRA | Coefic. | 14.276 | 1.319 | 0.282 | -1.779 | -11.649 | 0.077 | 2.307 | 1.270 | 0.350 |
| | Probab. | 0.180 | 0.521 | 0.607 | 0.609 | 0.180 | | | | |
| MEX | Coefic. | 0.658 | 0.012 | 0.533 | -0.072 | -0.068 | 0.309 | 3.188 | 2.455 | 0.121 |
| | Probab. | 0.145 | 0.889 | 0.169 | 0.837 | 0.177 | | | | |
| PER | Coefic. | 13.996 | -1.179 | -0.067 | -0.643 | -3.244 | 0.539 | 2.082 | 4.800 | 0.024* |
| | Probab. | 0.018* | 0.015* | 0.612 | 0.129 | 0.112 | | | | |
| ARG | Coefic. | -1.508 | 0.273 | 0.143 | 1.779 | 1.328 | 0.078 | 2.339 | 0.765 | 0.574 |
| | Probab. | 0.610 | 0.115 | 0.325 | 0.439 | 0.659 | | | | |
| CHI | Coefic. | -0.617 | -0.018 | 6.469 | -0.551 | 0.001 | 0.538 | 3.462 | 4.783 | 0.024* |
| | Probab. | 0.528 | 0.569 | 0.011* | 0.131 | 0.599 | | | | |
| COL | Coefic. | -3.090 | -0.326 | 20.354 | 3.435 | 0.001 | 0.001 | 2.384 | 0.995 | 0.458 |
| | Probab. | 0.715 | 0.574 | 0.348 | 0.335 | 0.781 | | | | |
| BOL | Coefic. | -0.338 | 0.142 | -0.211 | -0.152 | 0.045 | 0.340 | 2.734 | 2.672 | 0.102 |
| | Probab. | 0.659 | 0.034* | 0.942 | 0.557 | 0.708 | | | | |
| VEN | Coefic. | -0.611 | 0.32 | 1.904 | -0.372 | 0.000 | 0.416 | 2.656 | 3.313 | 0.063 |
| | Probab. | 0.160 | 0.317 | 0.011* | 0.108 | 0.442 | | | | |
| DOM | Coefic. | 2.272 | -0.090 | -2.131 | -0.477 | -0.050 | 0.134 | 2.047 | 1.501 | 0.281 |
| | Probab. | 0.021* | 0.063 | 0.089 | 0.855 | 0.215 | | | | |
| PAN | Coefic. | -1.757 | -0.084 | 9.827 | 0.446 | 0.020 | 0.543 | 1.187 | 4.865 | 0.023* |
| | Probab. | 0.167 | 0.009* | 0.775 | 0.877 | 0.044* | | | | |
| ECU | Coefic. | 0.048 | -0.039 | 1.241 | -0.099 | 0.000 | 0.116 | 0.880 | 1.426 | 0.301 |
| | Probab. | 0.893 | 0.270 | 0.132 | 0.818 | 0.194 | | | | |
| CRI | Coefic. | 1.538 | 0.151 | 13.815 | 2.031 | -0.015 | 0.074 | 2.414 | 0.777 | 0.567 |
| | Probab. | 0.840 | 0.753 | 0.606 | 0.673 | 0.342 | | | | |
| URU | Coefic. | 4.741 | 0.407 | -0.475 | 1.382 | -0.467 | 0.224 | 1.516 | 7.937 | 0.188 |
| | Probab. | 0.490 | 0.218 | 0.945 | 0.804 | 0.403 | | | | |
| PAR | Coefic. | -1.919 | -1.502 | 84.654 | 3.478 | -0.001 | 0.741 | 2.028 | 10.317 | 0.002* |
| | Probab. | 0.865 | 0.178 | 0.003* | 0.343 | 0.680 | | | | |
| * Indica un 5% de Significancia. | | | | | | | | | | |
| Fuente: Elaboración Propia. | | | | | | | | | | |

De la tabla 3 se puede concluir que:

- Las medidas de bondad del ajuste (\bar{R}^2) varían ampliamente a través de los 17 países: sólo 9 países superan el 20%; únicamente Brasil, Argentina, Colombia y Costa Rica se encuentran por debajo del 10%. Además, cinco países superan el 50%: Jamaica (57.7%), Perú (53.9%), Chile (53.8%), Panamá (54.3%) y Paraguay (74.1%). Aunque, en general, estos valores no son altos, es importante destacar que el \bar{R}^2 influye en el poder explicativo por el número de variables incluidas en la regresión, por lo tanto, aunque no se reportan aquí por razones de relevancia y espacio, los coeficientes de determinación no ajustados (R^2) son mayores.
- La autocorrelación (estadístico Durbin-Watson): para un 70.6% de los países los estadísticos se encuentran en zona de indeterminación y sólo en un 23.5% de los países no se detecta autocorrelación. Sin embargo, aunque en estos resultados pudiese estar presente el problema de autocorrelación, las betas estimadas por MCO se mantienen como estimadores insesgados y consistentes con los verdaderos coeficientes. Por lo tanto, pueden emplearse en la segunda etapa de estimación, sin necesidad de profundizar más en este posible problema.
- Las variables explicativas (para un nivel de confianza del 95%): el término independiente es estadísticamente significativo sólo en cinco de los países y en cuanto a las variables en general no son estadísticamente significativas en los países.

La estimación de la ecuación 10, o segunda etapa de estimación del APT, se llevó a cabo usando máxima verosimilitud y los resultados se reportan en la tabla 4.

Tabla 4
Resultados de Estimación APT 2ª Etapa

| Variable | Parámetro | Estimación | Test-t | Probabilidad |
|--------------------------|-------------|------------|---------|--------------|
| Constante | λ_0 | 0.3200 | 7.4016 | 0.0000 |
| $\hat{\beta}_{i1}$ (PIB) | λ_1 | 1.2474 | 4.1956 | 0.0000 |
| $\hat{\beta}_{i2}$ (IPC) | λ_2 | 0.0932 | 9.8043 | 0.0000 |
| $\hat{\beta}_{i3}$ (INT) | λ_3 | 0.0876 | 0.9417 | 0.3463 |
| $\hat{\beta}_{i4}$ (TC) | λ_4 | -0.3483 | -3.9364 | 0.0001 |
| $C_i \bar{R}$ | ρ | 0.1120 | 3.3104 | 0.0009 |
| R^2 | | 0.9863 | | |
| \bar{R}^2 | | 0.9817 | | |
| $\hat{\sigma}^2$ | | 0.1068 | | |

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla 4 se visualiza que:

- La mayoría de las variables resultaron significativas al 5% de significancia (cinco a nueve).
- El indicador de bondad del ajuste R^2 es bastante alto (0.9863): el modelo tiene un gran poder para explicar las rentabilidades medias de los índices accionarios.
- ρ es significativamente distinto de cero: existe un grado de asociación entre el rendimiento accionario de cada país y aquéllos de los países vecinos.

Implicaciones espaciales del modelo

Los resultados de estimación del modelo SAR, tienen implicaciones importantes para el análisis de cambios en las variables exógenas y el impacto de *shocks* inesperados sobre los retornos esperados

de los índices accionarios. Sin embargo, para apreciar mejor este comportamiento es necesario primero analizar las propiedades espaciales del modelo SAR en la ecuación 10 con mayor profundidad, para lo cual es útil previamente expresarlo en términos matriciales:

$$\bar{R} = \rho C\bar{R} + \hat{X}\lambda + \varepsilon \quad (11)$$

donde R es un vector $N \times 1$, $\hat{X} = [1_N \ \hat{\beta}]$ es la matriz $N \times 5$ de variables independientes. 1_N es un vector columna de tamaño N que contiene sólo unos (1). $\hat{\beta}$ es una matriz $N \times 4$ que contiene las betas estimadas de cada uno de los índices accionarios con respecto a cada uno de los cuatro factores. λ es un vector 5×1 que contiene los coeficientes asociados a las variables explicativas (incluyendo el término constante y excluyendo el parámetro autorregresivo espacial ρ) y ε es el vector $N \times 1$ que contiene las perturbaciones del modelo.

Aunque puede ser intuitivo interpretar la ecuación 11 como una expresión que relaciona los valores para los retornos medios de índices accionarios, \bar{R}_i , en el país i para aquellos de los demás países, esto es sólo indirectamente el caso. Más precisamente, el patrón espacial particular entre los países y el resto del continente puede considerarse como un resultado de equilibrio, de un proceso que sigue desde la correlación espacial en las variables explicativas y el término de error. Por lo tanto, cualquier interpretación económica de \bar{R}_i dependiendo de \bar{R}_i debería operar de hecho a través de los patrones espaciales en \hat{X} y ε (para mayor información ver a Anselin, 2002).

En el apéndice 1 se muestra que el modelo de la ecuación 11 puede expresarse en su forma reducida como:

$$\bar{R} = (I_N - \rho C)^{-1} \hat{X}\lambda + (I_N - \rho C)^{-1} \varepsilon \quad (12)$$

Como puede apreciarse en la ecuación 12, el término responsable de la existencia de externalidades en el proceso de generación de retornos, $(I_N - \rho C)^{-1}$ premultiplica tanto a la matriz de regresores \hat{X} , como al término de perturbación ε . Así, el valor que toma la tasa de retorno del índice de un país no se genera por la simple interacción de los coeficientes del modelo con los valores que toman las variables

exógenas. El término de perturbación para ese país particular, es consecuencia de la interacción de todas las variables y perturbaciones de todos los países del Continente.

Sin embargo, para comprender mejor cómo opera el proceso de interacción espacial, es necesario profundizar más en el análisis del término $(I_N - \rho C)^{-1}$. Esto, siguiendo una perspectiva similar a la de Anselin (2002), puede llevarse a cabo realizando una expansión de dicho término. Dado que $\rho > 1$ (como habitualmente acontece, de hecho la estimación obtenida aquí es 0.112) y que los elementos de la matriz C son todos menores que 1 (puesto que, para cada fila i , $c_{ij} \geq 0 \ \forall j$ y $\sum_j c_{ij} = 1$), según se muestra en el apéndice 2, el término $(I_N - \rho C)^{-1}$ puede expresarse como:

$$(I_N - \rho C)^{-1} = I_N + \rho C + \rho^2 C^2 + \rho^3 C^3 + \dots \quad (13)$$

Si se incluye el resultado de la ecuación 13, en la ecuación 12 se obtiene:

$$\bar{R} = (I_N + \rho C + \rho^2 C^2 + \dots) \hat{X} \lambda + (I_N + \rho C + \rho^2 C^2 + \dots) \epsilon \quad (14)$$

Estos resultados permiten concluir que los cambios originados en un país i dado tienen un impacto sobre el sistema internacional que puede dividirse en dos partes: directo e indirecto. En primer lugar existe un impacto directo, que puede provenir, por ejemplo, de un *shock* inesperado en el retorno esperado de este país. Es decir, por ejemplo, la economía i es golpeada por una catástrofe que reduce fuertemente sus expectativas de crecimiento, con los consiguientes impactos negativos sobre el retorno esperado de sus acciones, esto es, se tiene que $\epsilon_i < 0$, dado inicialmente que $\epsilon_j = 0; \forall j \neq i$. En la ecuación 14, manteniendo todo lo demás constante, este efecto es capturado por el producto entre el elemento I_N y el vector ϵ , afectando únicamente al país i .

Si se tratase del caso de la figura 1, y presumiendo que la catástrofe ocurre en la economía 1 haciendo caer el retorno de su índice en un 4%, esto es $\epsilon_1 = 3\%$, tendríamos un impacto directo de $\bar{R}_1 = E(R_1) - 4\%$.

Además, se tiene un impacto indirecto que puede, a su vez, clasificarse según el orden que se trate.

- El impacto indirecto de primer orden, capturado por el producto entre ρC y ε , afecta a todos los países inmediatamente contiguos a i . Constituye la propagación inicial del cambio hacia los países vecinos. Para el caso de la figura 1, dado un $p = 0,5$, tendríamos un impacto negativo sobre el retorno del país dos (único vecino inmediato del país uno) de un 1%, es decir, $\bar{R}_2 = E(R_2) - 1\%$.
- El impacto indirecto de segundo orden, capturado por el producto entre $\rho^2 C^2$ y ε , afecta a los vecinos de los países receptores del impacto indirecto de primer orden, entre los cuales se encuentra el mismo país i , dado la reciprocidad de los nexos internacionales. Para el caso del ejemplo, tendríamos un impacto negativo sobre los retornos de los países uno y tres (vecinos del país dos, único país receptor del impacto indirecto de primer orden) de un 0.5% y 0.17% respectivamente.
- El impacto indirecto de tercer orden, capturado por el producto entre $\rho^3 C^3$ y ε , afecta a los vecinos de los países receptores del impacto indirecto de segundo orden. Para el caso del ejemplo, tendríamos un impacto negativo sobre los retornos de los países dos, cuatro y cinco de un 0.17%, 0.04% y 0.04% respectivamente.
- Los impactos indirectos de orden mayor son cada vez de menor cuantía y siguen la misma lógica explicada hasta ahora. Con todo, el impacto total está dado por $\bar{R} - E(R) = (I_N - \rho C)^{-1} \varepsilon$. Para el caso de la figura 1, usando, el impacto total está dado por el siguiente vector:

$$\begin{bmatrix} -4.60\% & -1.21\% & -0.23\% & -0.08\% & -0.08\% \end{bmatrix}$$

Al analizar este resultado, al menos, dos aspectos son importantes de destacar. Primero, todas las regiones resultaron impactadas con el *shock* acontecido en el país 1 y, segundo, el impacto es decreciente con la distancia respecto al país receptor del *shock*.

Ahora es posible derivar una expresión para el retorno accionario de, por ejemplo, el país 1 (en un periodo de tiempo dado):

$$\begin{aligned} \bar{R}_1 = & \left(1 + \rho c_{11} + \rho^2 \sum_j c_{1j} c_{j1} + \dots\right) \left(\sum_k \lambda_k \hat{x}_{1k} + \varepsilon_1\right) + \dots \\ & \dots + \left(\rho c_{1N} + \rho^2 \sum_j c_{1j} c_{jN} + \dots\right) \left(\sum_k \lambda_k \hat{x}_{Nk} + \varepsilon_N\right) \end{aligned} \quad (15)$$

La ecuación 15 presenta más explícitamente la relación existente entre el retorno accionario de un país y , el conjunto de regresores y perturbaciones correspondientes a todas las observaciones del sistema internacional.

A continuación se emplearán las propiedades del modelo que hemos presentado en esta sección, usando los resultados de estimación de la sección 4. Esto es, se mostrará cómo un *shock* aleatorio a un país específico se propaga a través de las demás naciones del Continente consideradas en la muestra. Sin embargo, para simular valores del *shock* ubicados dentro del rango de valores esperados, se calculó inicialmente el vector muestral de errores ε . Para este fin, se usaron los coeficientes estimados de las tablas 3 y 4 para computar las estimaciones de los retornos esperados. Con estas estimaciones y los retornos medios reales para el período considerado en la investigación, se obtuvo una estimación muestral para ε .

A partir de estos resultados, se simuló un *shock* positivo en Estados Unidos igual a dos desviaciones estándar del error ε (esto es, aproximadamente un 65.34%), con lo cual se obtuvieron los resultados que se presentan en la tabla 5 y que se analizan a continuación:

- En Estados Unidos el retorno accionario estimado para el periodo 1986-2000 aumentó en un 66.17% después de sufrir el *shock*, lo cual representa un impacto indirecto de 0.83%.
- La propagación de este *shock* hacia los otros países, que se muestra en la Figura 3, es evidente. México ve incrementado su retorno accionario en 7.41%, esto es, de un 39.70% a un 47.11%. En el caso de Canadá, el retorno de su índice accionario también aumenta en un 7.41%, es decir, de un -19.78% a un -12.38%. Sin embargo, el impacto en los retornos accionarios de los demás países de Latinoamérica es prácticamente nulo.

Si se hace un análisis comparativo del impacto del *shock*, en la Tabla 5 se aprecia cierta asimetría: cada uno de los países exhibe un patrón de propagación a través del sistema internacional que es único. Esta característica es consecuencia del entorno geográfico único que rodea cada economía.

Por ejemplo, como se muestra en la Figura 4, si es Brasil el país afectado por el *shock* de 65.34% en el rendimiento de su índice accionario, Argentina ve incrementado su retorno accionario en un

1.65%, esto es, aumenta de un 2.07% a un 3.72%. En el caso de Chile, sus retornos accionarios aumentan en un 0.18%, es decir, logra aumentar de un 51.72% a un 51.90%.

Tabla 5
Propagación de Shocks Específicos (de dos desviaciones estándar)
en cada uno de los países

| Impacto Directo | | Impacto Indirecto | | | | | | | | |
|-----------------|---------|-------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | | USA | JAM | CAN | BRA | MEX | PER | ARG | CHI | COL |
| USA | 65.3385 | 0.8293 | 0.0000 | 7.4077 | 0.0000 | 7.4077 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| JAM | 65.3385 | 0.0000 | 0.8293 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| CAN | 65.3385 | 3.7039 | 0.0000 | 0.4147 | 0.0000 | 0.4147 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| BRA | 65.3385 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.2637 | 0.0000 | 1.5484 | 1.6506 | 0.1792 | 1.5937 |
| MEX | 65.3385 | 3.7039 | 0.0000 | 0.4147 | 0.0000 | 0.4147 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| PER | 65.3385 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 1.1060 | 0.0000 | 0.2354 | 0.1196 | 2.5095 | 1.5826 |
| ARG | 65.3385 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 1.1790 | 0.0000 | 0.1196 | 0.2596 | 2.5126 | 0.0308 |
| CHI | 65.3385 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0768 | 0.0000 | 1.5057 | 1.5075 | 0.1699 | 0.0376 |
| COL | 65.3385 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 1.1384 | 0.0000 | 1.5826 | 0.0308 | 0.0626 | 0.3117 |
| BOL | 65.3385 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 1.1443 | 0.0000 | 1.5542 | 1.6113 | 2.5643 | 0.0640 |
| VEN | 65.3385 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 1.0747 | 0.0000 | 0.0602 | 0.0271 | 0.0043 | 1.4954 |
| R.Dom | 65.3385 | 0.0000 | 7.4077 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| PAN | 65.3385 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0256 | 0.0000 | 0.0357 | 0.0007 | 0.0014 | 1.4792 |
| ECU | 65.3385 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0503 | 0.0000 | 1.5037 | 0.0034 | 0.0576 | 1.5054 |
| C.Rica | 65.3385 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0014 | 0.0000 | 0.0020 | 0.0000 | 0.0001 | 0.0828 |
| URU | 65.3385 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 1.0756 | 0.0000 | 0.0274 | 1.4952 | 0.0591 | 0.0262 |
| PAR | 65.3385 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 1.1012 | 0.0000 | 0.0622 | 1.5313 | 0.1165 | 0.0276 |

(... continuación Tabla 5)

| Impacto Directo | | Impacto Indirecto | | | | | | | |
|-----------------|---------|-------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | | BOL | VEN | R.Dom | PAN | ECU | C.Rica | URU | PAR |
| USA | 65.3385 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| JAM | 65.3385 | 0.0000 | 0.0000 | 7.4077 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| CAN | 65.3385 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| BRA | 65.3385 | 1.6021 | 3.7614 | 0.0000 | 0.0898 | 0.1759 | 0.0101 | 3.7646 | 2.5695 |
| MEX | 65.3385 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| PER | 65.3385 | 1.5542 | 0.1505 | 0.0000 | 0.0891 | 3.7592 | 0.0100 | 0.0686 | 0.1037 |
| ARG | 65.3385 | 1.6113 | 0.0677 | 0.0000 | 0.0017 | 0.0084 | 0.0002 | 3.7380 | 2.5521 |
| CHI | 65.3385 | 1.5386 | 0.0064 | 0.0000 | 0.0021 | 0.0864 | 0.0002 | 0.0887 | 0.1165 |
| COL | 65.3385 | 0.0640 | 3.7386 | 0.0000 | 3.6981 | 3.7635 | 0.4140 | 0.0654 | 0.0460 |
| BOL | 65.3385 | 0.2110 | 0.0676 | 0.0000 | 0.0036 | 0.0906 | 0.0004 | 0.1543 | 2.5490 |
| VEN | 65.3385 | 0.0271 | 0.1439 | 0.0000 | 0.0842 | 0.0871 | 0.0094 | 0.0617 | 0.0421 |
| R.Dom | 65.3385 | 0.0000 | 0.0000 | 0.8293 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| PAN | 65.3385 | 0.0014 | 0.0842 | 0.0000 | 0.4954 | 0.0848 | 7.3704 | 0.0015 | 0.0010 |
| ECU | 65.3385 | 0.0362 | 0.0871 | 0.0000 | 0.0848 | 0.1684 | 0.0095 | 0.0030 | 0.0034 |
| C.Rica | 65.3385 | 0.0001 | 0.0047 | 0.0000 | 3.6852 | 0.0047 | 0.4126 | 0.0001 | 0.0001 |
| URU | 65.3385 | 0.0617 | 0.0617 | 0.0000 | 0.0015 | 0.0030 | 0.0002 | 0.1439 | 0.0982 |
| PAR | 65.3385 | 1.5294 | 0.0632 | 0.0000 | 0.0016 | 0.0050 | 0.0002 | 0.1474 | 0.1553 |

Por otro lado, el impacto indirecto que afecta al país receptor del *shock*, al tratarse de un impacto de segundo o mayor orden, es muy pequeño en comparación al tamaño del cambio original.

Por último, tal como se mostró en la Figura 3, la simulación efectuada sugiere que la dependencia espacial encontrada es insuficiente para que un *shock* en Estados Unidos afecte a América Latina, hecho que se refleja también en el bajo valor del coeficiente autorregresivo espacial (0,11).

Conclusiones

Un modelo APT autorregresivo espacial se estimó con el objeto de determinar algún impacto espacial en los procesos generadores de retornos de los índices accionarios de los países americanos. Se emplearon los siguientes factores de riesgo: variación anual del PIB, variación del IPC, variación de las Tasas de Interés de corto plazo y variación del Tipo de Cambio dólar.

Todas las primas por riesgo estimadas para los factores resultaron significativas, salvo para variación de las Tasas de Interés de corto plazo. Además, se determinó que existe un cierto nivel de dependencia espacial entre los rendimientos accionarios de los países en la muestra. Es decir, los cambios, esperados e inesperados, que impactan los retornos de un país también afectarán a los demás países del Continente.

Sin embargo, los resultados de simulaciones llevadas a cabo sugieren que la fuerza de esta dependencia espacial es más bien débil, e insuficiente como para explicar por qué un *shock* en Estados Unidos afecta a todas las economías del Continente.

Aunque el *espacio* es una variable importante para explicar las relaciones comerciales y de migración entre países, se concluye que las demás variables determinantes del comercio internacional y, en especial, las que gobiernan los flujos de capitales entre países, no pueden ser adecuadamente representadas por la proximidad geográfica.

Es importante, sin embargo, interpretar con precaución estas conclusiones, ya que no fue posible emplear un número de observaciones, especialmente de serie temporal, adecuado para tener un mayor nivel de confianza estadística.

DÍAZ CONTRERAS / HIGUERA CARTES

Notas

¹ Fuente: Elaborada a partir del ejemplo presentado en el capítulo 1 de LeSage (1999).

² Ver Roll and Ross (1980), Chen (1983), Cheng (1995).

Bibliografía

- Anselin, L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- Anselin, L. "Spatial externalities, Spatial Multipliers and Spatial Econometrics".
- Bazdresch, Sy Werner, A; "Contagio de las Crisis Financieras Internacionales: El Caso de México". *Banco de México*, Documento de Investigación 2002-02
- Black, F., M.C. Jensen and M. Scholes, "The capital asset pricing model: some empirical tests", en Jensen, ed., *Studies in the theory of capital markets*, Praeger, Nueva York, págs. 79-121, 1972.
- Birdsall, N. Lozada C; "Shocks externos en economías vulnerables: una reconsideración de Prebisch". *Revista de la CEPAL*, número extraordinario, octubre 1998.
- Bonomo, M., Pereira, P. y Schor, A. "Arbitrage Pricing Theory (APT) and Macroeconomics Variables: an empirical study for the Brazilian stock market". Ibmecc. Finance Lab Working Papers from Finance Lab, Ibmecc São Paulo, Brasil. 2000. Artículo disponible en Internet: <http://ideas.repec.org/e/pva43.html>
- Bruno, N., Medina, U. y Morini, S. "Contraste Factorial del Arbitrage Pricing Theory en el Mercado bursátil Español". *Revista Análisis Financiero*, ISSN 0210-2358, N° 88, 2002, págs. 58-63.
- Bustillo, I; Velloso H. "Las tasas de interés estadounidenses, la deuda latinoamericana y el contagio Financiero". *Revista de la CEPAL*, N° 78, Diciembre 2002, págs. 87-194.
- Caballero, R. "Coping With Chile's External Vulnerability: A Financial Problem". *Banco Central de Chile*, Working Papers N° 154, Mayo 2002.
- Calvo, G and Reinhart, C. "Capital Flows to Latin America: is there Evidence of Contagion Effects?". *World Bank Policy Research*, Working Paper N° 1619, (1996).
- Chen, N., Roll, R. and Ross, S. "Economic Forces and the Stock Market". *Journal of Business*, N° 59, págs. 383-403, Jul, 1986.
- Chen, N. "Some Empirical Tests of the Theory of Arbitrage Pricing". *Journal of Finance*, N° 38, págs. 1393-1414. Dic, 1983.
- Cheng, A. "The UK Stock Market and Economic Factors: A New Approach". *Journal of Business Finance & Accounting*, N° 22, págs. 129-142, 1995.
- Esquivel, G y Larraín, F. "América Latina Frente a la Crisis Asiática". *Estudios Públicos*, N° 73, Chile, verano 1999.

- Gregoire, J. y Letelier, L. "Desempeño Económico Agregado y Mercado Accionario. Un Análisis Empírico para el Caso Chileno". *Cuadernos de Economía* 35(105), págs. 183-203, Agosto de 1998.
- Koutoulas, G. and Kryzanowski, L. "Macrofactor Conditional Volatilities, Time-Varying Risk Premia and Stock Return Behavior". *The Financial Review*, N° 31, págs. 169-195, 1996.
- Lesage, J. "Spatial Econometrics using MATLAB", Departamento de Economía, Universidad de Toledo, España (1999).
- López, F. y Vázquez, F. "Un Modelo de la APT en la Selección de Portafolios Accionarios en el Mercado Mexicano". *Revista Contaduría y Administración*, N° 206, 2002.
- Merchan, P. y Michalup, G. "Riesgo, Retorno e Incertidumbre en Venezuela. Una Evaluación del Modelo APT en el Mercado de Capitales". *Publicaciones Jurídicas Venezolanas*, Revista N° 20, 1992.
- Moguillansky, G. "Inversión y volatilidad financiera en América Latina". *Revista de la CEPAL*, N° 77, págs. 47-65, agosto 2002.
- Navarro, C. and Santillan, R. "A Test of the APT in the Mexican Stock Market". *Mimeo*. Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey, Campus Ciudad de Monterrey, 2001.
- Parisi, A. "Prediciendo Precios Accionarios en Mercados Turbulentos". *Publicaciones Universidad de Chile*, 2002.
- Parrado, E. "Effects of Foreign and Domestic Monetary Policy in a Small Open Economy: The Case of Chile". *Banco Central de Chile*, Working Papers N° 108, Septiembre de 2001.
- Regional Economics Applications Laboratory (REAL) and Department of Agricultural and Consumer Economics. University of Illinois, Urbana-Champaign Urbana, IL 61801. USA, August 22, 2002.
- Roll, R. and Ross, S. "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Finance*, 35: 1073-1103, Dic, 1980.
- Ross, S. "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing". *Journal of Economic Theory*, N° 13, 341-360, 1976.
- Ross, S, Westerfield, R. and Jaffe, J. *Finanzas Corporativas*, 5ta. Edic., Edit. McGraw-Hill, México, 2000.
- Sharpe, W. "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk", *Journal of finance*, 19, págs. 425-442, 1964.
- Swoboda, C. "Teoría del Arbitrage de Precios: Una Investigación Empírica para la Argentina". *III Encuentro Internacional de Finanzas*. Chile.2002. Artículo disponible en Internet: <http://econpapers.hhs.se>
- Vásquez, F. "Validación del APT en México en la Valuación de Portafolios de Inversión Accionarios". *Banco Central de México*, 2000.
- Walker, E. "Predictibilidad de Rendimientos en el Mercado Accionario Chileno". *Banco Central de Chile*, El Trimestre Económico, 67(3), págs. 355-94, Septiembre de 2000.

- Wong, P. "Globalización e Integración Productiva: el Nuevo Papel de los Gobiernos Locales y Regionales", en B. Lara, C. Taddei y J. Taddei (Comps.), *Globalización, Industria e Integración Productiva en Sonora*, El Colegio de Sonora, CIAD, A.C. y la Universidad de Sonora. Hermosillo, Sonora, 1999.
- Zúñiga, S, Aedo, A. y Dagnino, E. "Detección de Causalidad entre Bolsas Latinoamericanas". *Economía y Administración*, Revista de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Concepción. Chile. N° 59 - diciembre 2001.

Apéndice 1

Reordenando la ecuación 11 para dejar al lado izquierdo todos los términos que contienen R se obtiene:

$$\bar{R} - \rho C \bar{R} = \hat{X} \lambda + \varepsilon \quad (\text{A1})$$

Factorizando el lado izquierdo de A1 por \bar{R} y definiendo I_N como una matriz identidad de tamaño $N \times N$ resulta:

$$(I_N - \rho C) \bar{R} = \hat{X} \lambda + \varepsilon \quad (\text{A2})$$

Premultiplicando la ecuación A2 por $(I_N - \rho C)^{-1}$ permite obtener la forma reducida del modelo SAR:

$$\bar{R} = (I_N - \rho C)^{-1} \hat{X} \lambda + (I_N - \rho C)^{-1} \varepsilon \quad (\text{A3})$$

Apéndice 2

La matriz inversa $(I_N - \rho C)^{-1}$ puede se expresada por una serie geométrica de orden infinito, cuyos términos de orden mayor van convergiendo hacia cero.

Para comenzar se define la siguiente serie:

$$\sum_{i=0}^{\infty} (\rho C)^i = I_N + \rho C + \rho^2 C^2 + \rho^3 C^3 + \dots \quad (B1)$$

donde, $|\rho| < 1$ y todos los elementos de la matriz C satisfacen que $0 \leq c_{ij} \leq 1$. Luego, se premultiplica la serie B1 por ρC para generar una nueserie que comience un término más adelante:

$$\rho C \sum_{i=0}^{\infty} (\rho C)^i = \rho C + \rho^2 C^2 + \rho^3 C^3 + \rho^4 C^4 + \dots \quad (B2)$$

Restando la serie B2 a la serie B1 y factorizando al lado izquierdo se obtiene:

$$(I_N - \rho C) \sum_{i=0}^{\infty} (\rho C)^i = I_N \quad (B3)$$

Por último, premultiplicando por $(I_N - \rho C)^{-1}$ resulta:

$$\sum_{i=0}^{\infty} (\rho C)^i = (I_N - \rho C)^{-1} \quad (B4)$$

Luego, el término $(I_N - \rho C)^{-1}$ puede escribirse como:

$$(I_N - \rho C)^{-1} = I_N + \rho C + \rho^2 C^2 + \rho^3 C^3 + \dots \quad (B5)$$

Figura 3
Transmisión del Impacto de un Shock en Estados Unidos

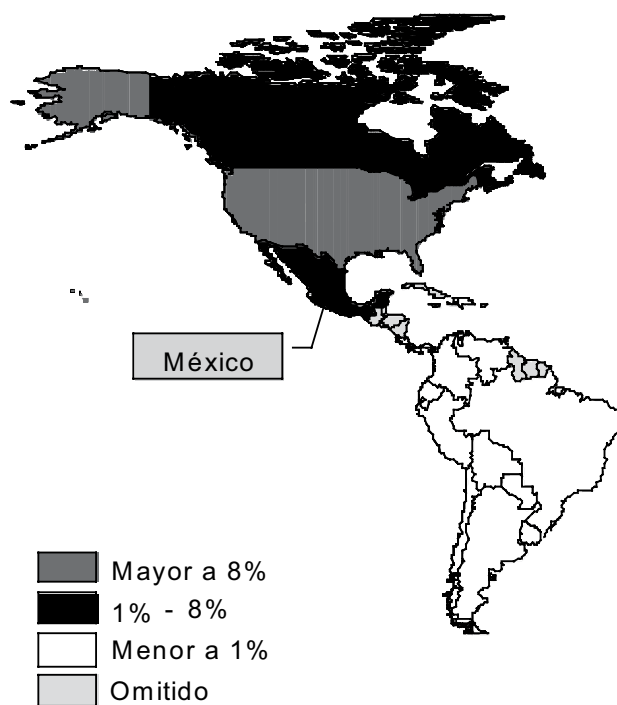


Figura 4
Transmisión del Impacto de un Shock en Brasil

