

# Spreads de bonos de deuda soberana para países emergentes: un ejercicio de análisis factorial para el periodo 1998-2004

Andrés E. Rangel Jiménez<sup>a</sup>  
Universidad Autónoma de Occidente

Recibido: 14 /07/2011 Aceptado: 30/05/2012

## Resumen

El siguiente trabajo toma como referencia el artículo *Common factors in emerging market spreads* de McGuire, P. y Schrijvers (2003), para analizar el comportamiento diario de los spreads soberanos de 25 países emergentes en el periodo enero de 1998 y agosto de 2004, esto mediante la aplicación de análisis factorial a las series financieras. Se confirma que la extracción de un factor es suficiente para dar cuenta de la totalidad de la variabilidad de los spreads siguiendo el criterio de Kaiser. No obstante, al calcular de nuevo la matriz de correlaciones en presencia de un factor, subsisten factores latentes que pueden ayudar a explicar el movimiento conjunto de los spreads. Al separar la muestra en países con y sin grado de inversión, se encuentra que el factor común tiene un mayor peso en el primer grupo y menor en el segundo, lo cual es comprobado mediante modelos de regresión, encontrando para los países con grado de

---

<sup>a</sup> Pregrado: Economista. Universidad del Valle. Cali (Colombia). Postgrado: Maestría en Econometría (Candidato). Universidad Torcuato Di Tella (Buenos Aires, Argentina). Posición Actual: Profesor (de Planta) del Área de Econometría. Universidad Autónoma de Occidente. [aerangel@uao.edu.co](mailto:aerangel@uao.edu.co)

inversión que un factor principal da cuenta de la variabilidad del spread en un 87% mientras que en el segundo grupo no logra superar el 50%.

**Palabras clave:** spreads, componentes principales, factor principal.

### Abstract

The following work by reference to the article *Common Factors in Emerging Market Spreads* McGuire, P. and Schrijvers (2003), examines the daily behavior of sovereign spreads for 25 emerging countries in the period January 1998 and August 2004 by applying factor analysis to the financial series. It is confirmed that the removal of a factor is sufficient to account for all of the variability of spreads following the Kaiser criterion. However recalculate the correlation matrix in the presence of a factor that can remain latent factors help explain the co-movement of spreads. By separating the sample into countries with and without investment grade, is the common factor has a greater weight in the first group and lower in the second, which is tested using regression models and found for investment-grade countries a main factor accounts for the variability of the spread by 87% while in the second group cannot exceed 50%.

**Keywords:** spreads: spreads, principal components, principal factor.

**JEL:** C38

## 1. Introducción

Los diversos estudios han destacado la importancia de los spreads soberanos como un indicador del *riesgo soberano* de una economía (Delano y Selaive, 2005). La razón para estudiar los spreads sobre la deuda soberana es que esta última, como cualquier tipo de deuda, tiene un riesgo asociado denominado riesgo soberano.

Barbone y Forny (1997) plantean que en la práctica los agentes miden el riesgo a través de un spread soberano que se calcula como la diferencia expresada en puntos básicos, entre las tasas de rentabilidad de los bonos emitidos por el departamento del tesoro norteamericano y los bonos emitidos por otra nación denominados en dólares.

Es de anotar que para el cálculo del spread entre el bono de referencia y el de los países emergentes debe cumplirse que los plazos entre ambos sean comparables y sean análogos en términos de las características financieras. La razón para escoger como punto de referencia el Bono del tesoro de los Estados Unidos radica en su concepción como una tasa libre de riesgo (Edwards, 1986).

Los conceptos de riesgo soberano y riesgo país son diferentes aunque la diferencia parezca, en ocasiones, ambigua. El riesgo soberano se refiere a la capacidad de pago de un gobierno soberano, riesgo que se materializa si el gobierno no puede pagar debido a que el valor presente de la deuda excede el valor presente de sus ingresos. Entre tanto el riesgo país se refiere a la capacidad de pago de un

país como un todo. Dado que existe una alta correlación entre el riesgo país y el riesgo soberano como producto de la estrecha relación entre el comportamiento de la economía y del gobierno, la distinción entre riesgo país y riesgo soberano no reviste importancia (Bonnet, 2006).

Como se mencionó, los spreads se utilizan como indicadores de percepción del riesgo que se tiene sobre los bonos de los países llamados emergentes. En consecuencia y como respuesta al creciente interés por parte de los inversionistas de tener indicadores de riesgo crediticio, las principales agencias calificadoras incorporan en sus informes las distintas calificaciones de riesgo soberano. Aunque se dijo anteriormente que la diferencia es ambigua entre el riesgo país y el riesgo soberano, el presente artículo se centra en el comportamiento del spread sobre este último.

El índice EMBI GLOBAL calculado por JP-Morgan, constituye una de las medidas de este Spread y corresponde a la diferencia del promedio ponderado de los spreads de los bonos de cada país emergente respecto de los bonos norteamericanos.

En cinco secciones, el presente artículo determina el impacto de los factores idiosincráticos y comunes en la evolución de los spreads soberanos. En la primera sección se realiza una breve descripción de los distintos estudios sobre spread a nivel nacional e internacional. Seguidamente se realiza una descripción de la base de datos utilizada. Una tercera parte se encarga de hacer una introducción al modelo factorial y analiza la evidencia empírica que justifica la utilización de esta metodología. En un cuarto momento se estima el modelo factorial para el total de

economías y luego se discrimina por grado de calificación del *riesgo país*. En la quinta y **última** sección, se interpreta el factor común extraído, seguido de la justificación de por qué se modela solo con un factor común.

## 2. Estado del Arte

Los trabajos sobre riesgos soberanos datan de la década de los setenta con los textos de Feder y Uy (1985) que, mediante modelos econométricos, estiman sus determinantes.

En los noventa, Dropsy y Solberg (1992) encuentran que las tasas de los créditos bancarios y los precios de los bonos son determinantes del riesgo soberano en la medida que reflejan los pagos esperados de la deuda (Bonnet, 2006).

Para Colombia, los estudios sobre spreads se han enfocado en la cuantificación de sus determinantes mediante modelos econométricos. Es así como en su trabajo Rowland y Torres (2004), utilizando la técnica de datos de panel, identifican los determinantes de los spreads de bonos de emisiones soberanas de países emergentes para el periodo 1988-2002. Entre las variables explicativas se incluyen la tasa de crecimiento económico, las participaciones de la deuda, reservas, exportaciones en el PIB y la relación deuda/exportaciones.

Con relación a la técnica utilizada en el presente artículo, el trabajo más relevante a nivel regional es el realizado por el Banco Central de Chile con Delano y Selaive (2006). Los investigadores, utilizando análisis factorial, encuentran que dos factores comunes son suficientes para explicar en gran proporción la variabilidad común de los premios sobera-

nos en el periodo 1998-2005 para un conjunto de 25 países emergentes.

### 3. Datos<sup>1</sup>

La base de datos contiene los cambios diarios en los Spreads del EMBI (Emergent Market Bonds Index Global Index para un conjunto de 25 países emergentes, desde el 2 de enero de 1998 hasta el 29 de abril de 2004 (ampliando a dos años las series respecto al trabajo de referencia). Este indicador construido por JP Morgan, se elabora con el fin de dar respuesta a los inversores sobre un punto de referencia para los mercados de deuda en los países emergentes. Este índice incluye los bonos Brady denominados en dólares, los Eurobonos, los préstamos negociados y los instrumentos de deuda local. El EMBI Global define mercados de países emergentes con una combinación de renta Per cápita, definida por el Banco Mundial y la historia de reestructuración de la deuda. Con base en este criterio los países se discriminan en aquellos con altas calificaciones y los denominados países emergentes. Los países que actualmente integran el índice EMBI Global son: Argentina, Brasil, Bulgaria, Chile, China, Colombia, Costa de Marfil, Croacia, República Dominicana, Ecuador, Egipto, El Salvador, Hungría, Líbano, Malasia, México, Marruecos, Nigeria, Pakistán, Panamá, Perú, Filipinas, Polonia,

Rusia, Sudáfrica, Tailandia, Túnez, Turquía, Ucrania, Uruguay y Venezuela.

### 4. El Modelo Factorial

El objetivo del análisis factorial es determinar si un pequeño conjunto de factores puede explicar las interrelaciones entre un número de variables originales (similar a la reducción de componentes principales). Idealmente, toda la información de un conjunto de variables puede ser reproducida por un pequeño número de factores, lo cual resulta útil para simplificar la lectura de las interrelaciones presentes en una base de datos. Los factores extraídos son interpretados como latentes (no observables) y son interpretados según la correlación que tengan con distintas variables.

Ahora, un requisito fundamental es que la matriz de datos muestre correlaciones significativas que justifiquen la aplicación de análisis factorial. Si la inspección visual no revela una sustancial correlación, (mayor a 0.30) esta técnica es probablemente inapropiada.

El modelo de análisis factorial (FA) sigue la siguiente especificación:

(1)

$$x_1 = \lambda_1 f_1 + \lambda_2 f_2 + \dots + \lambda_{1m} f_m + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$x_1 = \lambda_1 f_1 + \lambda_2 f_2 + \dots + \lambda_{2m} f_m + \varepsilon_2$$

$$x_p = \lambda_{p1} f_1 + \lambda_{p2} f_2 + \dots + \lambda_{pm} f_m + \varepsilon_p$$

Reescribiendo (1):

$$(2) \quad x = \Lambda f + \Gamma$$

1 El autor agradece a Alejandra Clemente, profesora adscrita a la Universidad Torcuato Di Tella (Maestría en Econometría), quien no solo suministró la base de datos, sino por los conocimientos adquiridos durante su curso. Anexar: Análisis multivariado.

$x$  = vector de variables observadas, en este caso los spreads

$\Lambda = [\lambda_j]$  es una matriz de  $p \times m$  matriz de factores de carga.

$f$  = vector de factores los cuales se asumen centrados no correlacionados y estandarizados con media cero.

$\Gamma$  Vector de  $p \times 1$  términos de error asumidos no relacionados entre ellos y con los factores  $f$  también con media cero.

Resulta una práctica común en este tipo de estudios clasificar las influencias de los factores en: comunes y específicos. Existen por ejemplo factores altamente informativos que son comunes a todos los componentes de las variables  $X$  y factores que no son específicos a ciertos componentes. De esta manera el modelo de análisis factorial usado en la práctica constituye una generalización de (2).

$$(3) = \Lambda f + \mu + \Gamma$$

Donde  $\Lambda$  es una matriz ( $p \times k$ ) de las cargas no aleatorias (*loadings*) de los factores comunes  $f$  ( $k \times 1$ ) y  $\mu$  es una matriz ( $p \times 1$ ) de factores específicos (aleatorios) o factor idiosincrático. Es asumido que los factores variables son vectores aleatorios no correlacionados y que los factores específicos están no correlacionados y tienen cero covarianza con los factores comunes.

Observando de cerca el modelo (3) de análisis factorial, se sigue una cierta similitud con el modelo de regresión lineal. La distinción importante es sin embargo que el

rol de los predictores es determinado por los factores que no son observables, mientras en el modelo de regresión los predictores son observables. Por lo tanto podemos ver el modelo FA como un modelo lineal general con variables explicativas latentes.

El objetivo del modelo FA, es descomponer la varianza del conjunto de datos en una varianza común (comunalidades) y en una varianza específica:

$$Var(x_i) = \lambda_{i1}^2 + \lambda_{i2}^2 + \dots + \lambda_{im}^2 + \psi_j =$$

$$(\lambda_{i1}^2 + \lambda_{i2}^2 + \dots + \lambda_{im}^2) + \psi_j = h_i^2 + \psi_i$$

$$\text{Donde } \sum_{j=1}^m \lambda_{ij}^2 = h_i^2$$

El término  $h_i^2$  denotado comunalidad representa la cantidad de varianza de una de una variable  $x_i$  la cual es explicada en términos de los  $m$  factores  $f_1, \dots, f_m$ ; la restante varianza de  $x_i$  esto es  $\psi_i$ , llamada varianza específica. Esta técnica mediante la descomposición de la matriz de correlaciones, busca un pequeño número de factores comunes (cargas  $\Lambda$ ) que guíen a grandes comunalidades y pequeñas varianzas específicas.

#### 4.1 Spreads: Interrelación y distribución estadística

Un primer vistazo a la matriz de correlaciones evidencia una estructura de relaciones en los spreads de bonos de deuda soberana para una muestra de 15 países emergentes.

Cuadro 1. Matriz de correlaciones muestral.

	Arg	Bra	Bul	Chi	Col	Ecu	Kor	Mal	Mex	Nig	Pan	Per	S. Afri	Tur	Ven
Arg	1.00														
Bra	0.31	1.00													
Bul	0.21	0.49	1.00												
Chi	0.05	0.07	0.07	1.00											
Col	0.23	0.48	0.42	0.12	1.00										
Ecu	0.13	0.34	0.28	0.04	0.25	1.00									
Kor	0.16	0.40	0.56	0.25	0.39	0.21	1.00								
Mal	0.07	0.17	0.17	0.22	0.24	0.12	0.39	1.00							
Mex	0.28	0.67	0.63	0.13	0.54	0.35	0.60	0.25	1.00						
Nig	0.11	0.22	0.22	0.04	0.20	0.10	0.17	0.11	0.26	1.00					
Pan	0.26	0.55	0.55	0.10	0.46	0.28	0.46	0.20	0.65	0.21	1.00				
Per	0.24	0.57	0.44	0.09	0.47	0.28	0.39	0.17	0.56	0.21	0.50	1.00			
S. Afri	0.10	0.23	0.28	0.10	0.22	0.12	0.29	0.22	0.35	0.16	0.46	0.21	1.00		
Tur	0.16	0.32	0.31	0.14	0.31	0.16	0.32	0.12	0.37	0.15	0.33	0.31	0.20	1.00	
Ven	0.22	0.52	0.52	0.06	0.34	0.32	0.37	0.11	0.60	0.23	0.51	0.45	0.28	0.18	1.00

Cálculos del Autor

En líneas generales podemos observar una fuerte estructura de correlaciones. Por un lado se destacan países como México, Panamá y Brasil que presentan elevados grados de asociación lineal con el resto, y por el otro, están China, Nigeria y Malasia que tienen las correlaciones más débiles.

No obstante, en aras de formalidad, el test de esfericidad de Bartlett contrasta si la matriz

de correlaciones es una matriz identidad como hipótesis nula, es decir, que las variables están incorrelacionadas o son independientes entre sí. En caso de aceptarse esta hipótesis, indicaría que el modelo factorial es inadecuado.

$H_0$ : Independencia de las variables

$H_A$ : Interdependencia entre las variables

Cuadro 2: Prueba de independencia de los vectores: Test KMO y prueba de Bartlett

Medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin	0,906
Prueba de esfericidad de Bartlett (Chi-cuadrado aproximado)	6931,685
Grados de libertad	300
Significancia	0,000

Cálculos del Autor

Observando los resultados del test, la hipótesis nula de independencia de las variables es rechazada toda vez que el nivel de probabilidad de la prueba es menor al nivel de significancia escogido (para este caso un del 5% o 0.05). Dada la existencia de una interrelación entre el conjunto de datos, se procede a su reducción mediante el análisis factorial.

La anterior matriz de correlaciones no diagonal (valores distintos de cero por debajo de su diagonal principal) indicaría que detrás de la evolución diaria de los spreads en países emergentes existen variables latentes o factores comunes subyacentes. Por ejemplo, la fuerte correlación entre países latinoamericanos apoyaría la existencia de factores regionales.

Existen variantes para la extracción de los factores dentro del método de componentes principales: el método de máxima verosimilitud y el método del factor principal. La elección entre uno y otro dependerá si los datos siguen una distribución multivariada normal, lo cual implica estudiar los momentos de tercer y cuarto orden, definidos respectivamente por los coeficientes de asimetría y kurtosis.

Definiendo como hipótesis nula la existencia de una distribución normal multivariada y utilizando el criterio propuesto por Jarque-Bera, no se rechazaría la hipótesis si el coeficiente de asimetría es estadísticamente muy cercano a cero y el de kurtosis cercano a tres.

El test rechaza a todos los niveles de significancia la hipótesis de normalidad conjunta, en cuyo caso se opta por aplicar la técnica de factor principal y descartar la de máxima verosimilitud (MV) dada la no normalidad multivariada en el conjunto de series (véase tabla 2 en anexos).

Una desventaja del método utilizado respecto al de MV es que carece de un test de bondad de ajuste del modelo para un número dado de factores, lo cual sí contempla el de máxima verosimilitud. No obstante, se cuenta con un criterio para incluir número de factores el cual se explica a continuación.

## 5. Variación común de los spreads

### 5.1. *Estimación Modelo Factorial con un Factor Común*

Aunque el método de máxima verosimilitud se descartó por no normalidad del conjunto de datos, cabe aclarar que asintóticamente ambos métodos son equivalentes toda vez que ambos se basan en la normalización de los vectores. Se escogen tantos factores principales como número de autovalores mayores a la unidad (criterio de Kaiser). En este caso solo un factor principal es retenido<sup>2</sup>.

El análisis factorial demostraría entonces que prácticamente un solo factor daría cuenta de casi la totalidad de la variación en cada grupo, anotando que si explicara el 100% de la totalidad de la variación, la matriz de correlaciones tomaría la forma de una matriz identidad, lo cual no sucede en este caso. A continuación se calcula la matriz de correlaciones con el modelo factorial:

2 Un autovalor es un ratio entre la varianza común (compartida) y la específica (única) varianza explicada por un factor específico. La razón para usar el criterio del autovalor es que la cantidad de varianza común explicada por un factor extraído debería ser al menos igual a la varianza explicada por una variable singular (varianza única) si el factor va a ser retenido para interpretación. Un autovalor más grande que 1 indica que más varianza común que única es explicada por el factor.

Cuadro 3. Matriz de correlaciones muestral estimada con el modelo factorial

	Arg	Bra	Bul	Chi	Col	Ecu	Kor	Mal	Mex	Nig	Pan	Per	S. Afri	Tur	Ven
Arg	.979														
Bra	.246	.545													
Bul	.239	.529	.908												
Chi	.057	.126	.123	.874											
Col	.206	.458	.444	.106	.910										
Ecu	.133	.293	.285	.068	.246	.988									
Kor	.102	.225	.219	.052	.189	.122	.785								
Mal	.292	.647	.628	.150	.544	.348	.268	.102							
Mex	.102	.226	.220	.0525	.190	.122	.094	.269	.996						
Nig	.252	.560	.543	.129	.470	.301	.231	.664	.232	.971					
Pan	.222	.492	.477	.113	.413	.265	.203	.583	.204	.504	.967				
Per	.138	.306	.297	.070	.257	.165	.126	.363	.127	.314	.275	.171			
S. Afri	.217	.480	.465	.111	.403	.258	.198	.569	.199	.492	.432	.269	.597		
Tur	.145	.325	.312	.074	.270	.173	.133	.381	.133	.330	.289	.180	.283	.967	
Ven	.217	.480	.466	.111	.403	.258	.198	.570	.199	.492	.432	.269	.422	.283	.422

Cálculos del Autor

Se puede constatar que luego de descomponer la varianza utilizando un solo factor, la estructura de correlaciones da serios indicios de que aún existen más factores latentes. En efecto, al comparar esta matriz con la matriz de correlaciones muestrales (cuadro 1), se confirma la presencia de residuos al extraer un solo factor.

Tomando a Argentina como caso de estudio se encuentran residuos que indican que después de tomar un factor, existen variables latentes que explicarían el movimiento común de los spreads.



Cuadro 3a. Residuos en presencia de un factor: el caso de Argentina

Corr. Muestral	Corr. Con ajuste (un factor)	País	Residuos
1	.979	Arg	0,021
0.3126	.246	Bra	0,066
0.2146	.239	Bul	-0,244
0.0512	.057	Chi	0,0058
0.2274	.206	Col	0,0214
0.1251	.133	Ecu	-0,0079
0.1579	.102	Kor	0,056
0.0682	.292	Mal	-0,2238
0.2836	.102	Mex	0,1816
0.1132	.252	Nig	-0,1388
0.2649	.222	Pan	0,0429
0.2414	.138	Per	0,1034
0.1041	.217	S. Afri	-0,1129
0.1581	.145	Tur	0,0131
0.2152	.217	Ven	-0,0018

Cálculos del Autor

Descripciones similares se pueden realizar para cada uno de los países, encontrando que se producen sub y sobreestimaciones de las correlaciones parciales en presencia de un factor común. Otro criterio posible sería tomar tantos factores como autovalores positivos. Un test F al 95% nos indica que existen hasta cinco factores implícitos, cuya utilidad depende también de las posibles interpretaciones económicas que se les puedan asignar (véase tabla 4 en anexos).

### 5.2 *Análisis factorial según rating*

Siguiendo los lineamientos de McGuire, P. y Schrijvers (2003), se procede a confirmar la existencia de un comportamiento diferenciado de los países según el rating en el grado de

inversión. Aplicar factores principales teniendo en cuenta las diferencias en la calidad de la deuda, requiere entonces dividir la muestra de 25 países en dos grupos, países calificados con grado de inversión, y países sin grado de inversión<sup>3</sup>.

De igual manera se calcula a continuación una prueba de igualdad de varianzas separando los países en dos grupos: países con grado de inversión y sin grado de inversión, lo cual confirmaría el comportamiento diferenciado.

<sup>3</sup> Un país es calificado con el grado de inversión si tiene un rating de BBB otorgado por Standard & Poors.

Cuadro 4: Test de igualdad de varianzas para los spreads entre ambos grupos de países

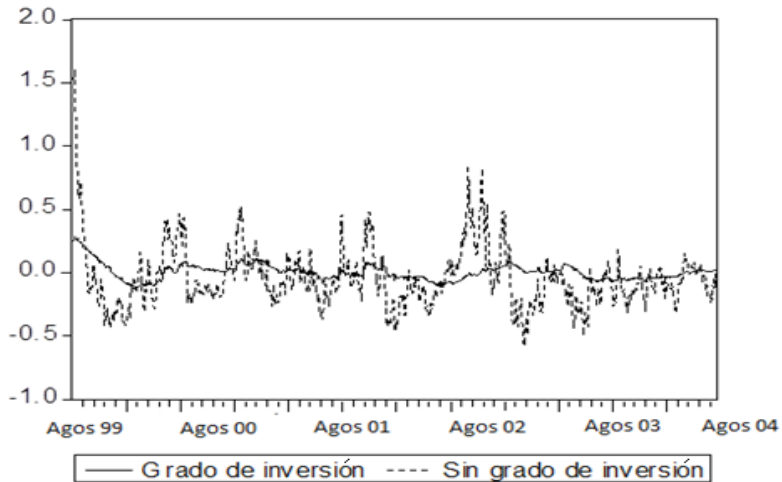
Método	Grados de libertad	Valor	Probabilidad
F-test	(1193, 1193)	21.70838	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 2386)	1023.835	0.0000
Bartlett	1	2124.410	0.0000
Levene	(1, 2386)	429.2738	0.0000
Brown-Forsythe	(1, 2386)	429.7099	0.0000

En efecto la hipótesis nula de igualdad de varianzas entre los spreads según ratings, es rechazada por los diferentes estadísticos.

Aquellos países calificados con grado de inversión son los que presentan una volatilidad relativamente menor en comparación

a los países con rating de no inversión con varianzas de 13.91 y 302.06 respectivamente, un resultado por demás esperado. Un análisis gráfico de los cambios de spreads confirma la diferencia de volatilidades.

Gráfico 1: Spreads de Bonos en mercados emergentes por grado de inversión



De otro lado, la no normalidad multivariada hallada en la primer submuestra, se confirma de nuevo en las distribuciones de los spreads de países con y sin grado de inver-

sión, lo que decanta en la elección del método de factor principal en lugar del método de máxima verosimilitud (véase en anexo, estadísticas descriptivas).

Extrayendo un factor común (comunalidad) a las dos submuestras se encuentra que su participación en el movimiento de los

spreads es diferente para cada grupo dadas las diferentes calificaciones de riesgo.

Cuadro 5. Factores de carga y medidas de unicidadde los spreads según raiting

Grado de inversión			Grado sin inversión		
Países	Cargas	unicidad	Países	Cargas	Unicidad
Chile	0,438	0,807	Argentina	0,286	0,918
China	0,303	0,901	Brazil	0,655	0,571
Croatia	0,051	0,997	Bulgaria	0,460	0,788
Hungary	0,359	0,871	Colombia	0,632	0,599
Korea	0,663	0,561	Cote d'ivoire	0,156	0,975
Malaysia	0,645	0,584	Ecuador	0,265	0,929
Poland	0,618	0,612	Lebanon	0,300	0,909
South Africa	0,553	0,694	Mexico	0,769	0,408
Thailand	0,482	0,767	Morocco	0,286	0,918
			Nigeria	0,231	0,947
			Panama	0,712	0,493
			Peru	0,620	0,615
			Philippines	0,655	0,570
			Russia	0,070	0,994
			Turkey	0,547	0,701
			Venezuela	0,526	0,724
<b>Promedio</b>	<b>0,457</b>	<b>0,7548</b>	<b>Promedio</b>	<b>0,448</b>	<b>0,7536</b>

Cálculos del Autor

Como se esperaba, existe una diferencia en las cargas referidas al factor común (subyacente en el movimiento de los spreads) entre los países con distinto grado de calificación.

En el grupo de países sin grado de inversión, debido a su relativa volatilidad, presentan menores cargas referidas al factor común (0.448) en relación con los calificados con grado de inversión (0.457), pues estos últimos comparten factores comunes (estabilidad macroeconómica, instituciones fuertes, etc) que finalmente los llevan a tener un buen rating por parte de las calificadoras de riesgo. Respecto al factor idiosincrático se observa

que las economías clasificadas como *investment grade* presenta un mayor componente idiosincrático en relación a las economías *non-investment grade*.

## 6. Consideraciones finales del modelo elegido

### 6.1 Representación del Factor Común

En general, para la interpretación de los factores, se utiliza el tamaño de las cargas (correlación entre las variables y los factores que los representan). Como regla general, va-

riables con grandes cargas indican que ellas son representativas del factor mientras que pequeñas cargas sugieren que no lo son. Decidir qué es grande o pequeño requiere de una regla; en este caso factores de carga mayores que son considerados para encontrar el mínimo nivel de significancia práctica.

Aunque la interpretación de factores es una decisión subjetiva, se debe procurar que las variables seleccionadas reflejen las relaciones hipotéticamente establecidas en el conjunto de datos, con el fin de lograr mayor objetividad al momento de interpretar los factores. Esto porque el modelo FA no tiene medios para determinar lo apropiado de las variables seleccionadas, más que las correlaciones existentes.

Siguiendo a McGuire, P. y Schrijvers (2003), el factor común de los movimientos de los spreads de los bonos de deuda de los países emergentes presenta correlación negativa con diferentes tasas de interés de Estados Unidos, y también con indicadores bursátiles como el Nasdaq, FTSE, o S&P500. Por lo tanto, el factor común puede interpretarse como un “sustituto” o como el “riesgo de un mercado desarrollado de capitales alternativo”, en el sentido que cuando el mercado de bonos de países no emergentes está bien, esto afecta de “manera común” a todos los emergentes.

## 6.2 Justificación del Modelo Elegido

Aunque es posible calcular tantos factores como variables haya, se sigue el criterio de Kaiser, extrayendo tantos factores como autovalores mayor a la unidad. En este caso un solo factor es el responsable de casi la totalidad de variación de los spreads en ambos gru-

pos, confirmando los resultados del artículo de referencia. ¿Por qué se concluye la existencia de un solo factor común? En el cuadro 1 se observó que las correlaciones entre los países de la muestra es alta, donde este movimiento acompasado es explicado por factores globales e idiosincráticos, produciendo movimientos conjuntos en el primer caso y disjuntos en el segundo.

La decisión se consideró tomando en cuenta el primer autovalor (cercano a 5) y que los siguientes autovalores no alcanzan la unidad. El procedimiento factorial permitió estimar consistentemente el factor idiosincrático controlado por la correlación presente entre las variables de la base de datos.

No obstante, al observar la estructura de correlaciones, se encuentra para un grupo de 15 países emergentes que aun después de extraer un factor, existen variables latentes que explicarían el movimiento del conjunto de spreads. Dada la clasificación de la muestra según rating de inversión, se analiza la suficiencia de un solo factor para cada grupo de países.

El modelo factorial que extrajo un factor idiosincrático, evidencia que la estacionariedad de las variables observadas es posible gracias a que en este caso el factor común ( $f_{it}$ ) y el específico ( $\mu_{it}$ ) son I(0). Aplicando el test ADF se encuentra estacionariedad en todas las series (véase anexos).

Lo anterior es particularmente importante, pues si el factor idiosincrático es I(1), luego la regresión de  $X_{it}$  sobre  $f_{it}$  es espurea cuya consecuencia son estimadores de  $\Lambda$  y  $\mu_{it}$  serán inconsistentes (Delano y Selaive, 2005).

Mediante la estimación de este modelo factorial simplificado, se evidencia que para que una variable sea estacionaria, requiere

de la estacionariedad de sus componentes, en este caso del factor específico y del idiosincrático.

Dado que tanto la variable explicativa como la dependiente son estacionarias, se procede a estimar por MCO, un modelo que explique el movimiento del spread sobre bonos en función del factor extraído.

Cuadro 6: Modelo lineal de spreads según grado de inversión

Variable dep: Spreads	Estimadores	
	Países con grado de inversión	Países sin grado de inversión
variables	Estimadores	Estimadores
Intercepto	-1.583752 (-4.56)	-2.425461 (-0.409819)
Factor	35.74898 (90.45)	202.1086 (31.86)
R2	0.872	0.460

Cálculos del autor.

Las estimaciones muestran un bajo coeficiente de ajuste para los países sin grado de inversión, mientras que en los países con grado de inversión el coeficiente de bondad de ajuste es de 0.87.

Estos resultados apoyarían la hipótesis de la existencia de fuerzas subyacentes que gobernarían el movimiento de los spreads aun después de la extracción de un solo factor común siguiendo el criterio de autovalor de Kaiser. Un ejemplo de un factor común en este caso sería la tasa de interés internacional que afectaría a todos los países entretanto sus respectivas políticas macroeconómicas de constituirían el “riesgo país”. Este último factor idiosincrático tendría poco peso en el movimiento del spread dado que al ser economías pequeñas, sus deudas no constituirían riesgo para los mercados financieros.

Un resultado que llama la atención es encontrar que para los países con grado de inversión, un solo factor daría cuenta de la

casi totalidad del movimiento de los spreads observando el  $R^2$ , mientras que para los países sin grado de inversión (con un pobre ajuste del modelo) se concluiría la existencia de factores subyacentes que gobiernan el movimiento de tales spreads después de extraer un factor.

## Conclusiones

Dada la alta estructura de correlaciones entre los spreads de deuda soberana para 25 países emergentes, se aplica la técnica de componentes principales cuyo objetivo es encontrar factores que resuman el comportamiento de una gran cantidad de variables. Sin ser un objetivo en sí, este método complementa lo hallado en otros estudios donde la metodología de datos de panel estima el número y el impacto de factores globales en la evolución de los spreads.

Se encontró que el conjunto variables no tiene distribución normal multivariada, se decanta entonces por una descomposición de la variabilidad, utilizando el método del factor principal y descartando el de máxima verosimilitud.

A diferencia del artículo seminal de McGuire, P. y Schrijvers (2003) que sugiere solo un factor, se demuestra que la matriz de correlaciones factorial aún muestra relaciones subyacentes no capturadas en su totalidad por el factor extraído. Dada la intuición de que los spreads de ambos conjuntos de países se diferencian precisamente por el grado de calificación de la inversión, se analizó separadamente la suficiencia de un solo factor como responsable de la variabilidad de los spreads.

La estimación de modelos de regresión lineal que den cuenta del movimiento de los spreads en función del factor extraído arroja que para los países denominados con grado de inversión, un solo factor es responsable en un 87% de la variabilidad de los spreads, mientras que para el grupo de países sin grado de inversión este porcentaje no supera el 50%. Esto último indicaría la existencia de más factores que dan cuenta del movimiento de spreads para los países sin grado de inversión.

Finalmente se procura etiquetar al factor común evaluando su correlación con algunas variables macroeconómicas. Ponerle nombre y apellido al factor no siempre es posible, sin embargo, siguiendo la interpretación de McGuire, P. y Schrijvers (2003), se etiqueta al factor extraído como “el riesgo de un mercado desarrollado de capitales alternativo”.

## Bibliografía

- Barbone, L. Y Forni, L. (1997). *Are Markets Learning? Behavior in the Secondary Market for Brady Bonds*: 37p.
- Clemente Alejandra (2010). Notas de Clase. Análisis Multivariado. Universidad Torcuato Di Tella.
- Délano, Valentín y Selaive, Jorge (2005). “*Spreads soberanos: una aproximación factorial*”. Banco Central de Chile. Documentos de Trabajo N° 309.
- Dropsy V. y Solberg R. (1992). *Loan Valuation and the Secondary Market for Developing Country Debt*. En: Solberg R.L., Country Risk Analysis, 186-211.
- Edwards, S. (1986). The Pricing of Bonds and Bank Loans in International Markets: An Empirical Analysis of Developing Countries’ Foreign Borrowing. *European Economic Review*, Vol. 30, pp. 565-89.
- Fama, E and K French (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, No 1, February: 3–56.
- Feder, G. y Uy, V. (1985). *The Determinants of International Creditworthiness and their Policy Implications*. Policy Modeling, 7 (1), 133-156
- Fuentes M. and Godoy S. (2005). *Sovereign spread in emerging markets: A principal component analysis*. Central Bank of Chile. Working Papers. No 333.
- Johnson R.A. & Wichern D.W. (2002). *Applied multivariate statistical*

- analysis*. Upper Saddle River (NJ): Prentice-Hall.
- McGuire, P., Schrijvers (2003). Common factors in emerging market spreads. *BIS Quarterly Review*, December: 65-78
- Rowland P. y Torres J. (2004). *Determinants of Spread and Creditworthiness for Emerging Market Sovereign Debt: A Panel Data Study*. En: Borradores de Economía No. 295 (Julio). Banco de la República, 55 p.
- Rowland P. (2004a). *The Colombian Sovereign Spread and its Determinants*. En: Borradores de Economía No. 315 (Noviembre). Banco de la República, 75 p.





## ANEXOS

**Tabla 1: Prueba de Esfericidad de Bartlett  
KMO y prueba de Bartlett**

Medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin.		,906
Prueba de esfericidad de Bartlett	Chi-cuadrado aproximado	6931,685
	gl	300
	Sig.	,000

**Tabla 2: Test de Normalidad Multivariada**

-----Asimetría-----  
 $A_p = 242.9109987737827$   
 -----  
 -----Kurtosis-----  
 $K_p = 1581.245125786164$   
 -----  
 -----TEST-----  
 -----Asimetría-----  
 Estadístico = 64371.41467505242  
 Valor crítico (.05) = 741.7747743522085  
 p-value = 0  
 -----Kurtosis-----  
 Estadístico = 1170.866227129404  
 Valor crítico (.05) = 1.959963984540054  
 p-value = 0  
 -----Conjunto-----  
 Estadístico = 1435299.136507297  
 Valor crítico (.05) = 742.8193762107611  
 Grados de lib. = (681)  
 P-value = 0

Tabla 3: Cálculo de factores principales

(Iterated principal factors; 1 factor retained)					
Factor	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative	
1	4,92244	4,43781	1	1	
2	0,48463	0,24763	0,0985	1,0985	
3	0,237	0,0768	0,0481	1,1466	
4	0,1602	0,09902	0,0325	1,1791	
5	0,06118	0,0385	0,0124	1,1916	
6	0,02268	0,01602	0,0046	1,1962	
7	0,00665	0,01659	0,0014	1,1975	
8	-0,00993	0,01504	-0,002	1,1955	
9	-0,02497	0,02243	-0,0051	1,1904	
10	-0,04741	0,05692	-0,0096	1,1808	
11	-0,10433	0,01823	-0,0212	1,1596	
12	-0,12255	0,05093	-0,0249	1,1347	
13	-0,17349	0,041	-0,0352	1,0995	
14	-0,21449	0,06069	-0,0436	1,0559	
15	-0,27518	-0,27518	-0,0559	1	

Tabla 4: Tabla Test F. Con un nivel de confianza del 95%

f test w*, f(1) c(0.05) -----TEST----- Estadístico = 843.357146 Valor crítico = 113.14527 P-value = 9.7641e-123	. f test w*, f(2) c(0.05) -----TEST----- Estadístico = 457.98555798 Valor crítico = 97.350970 P-value = 6.3164801e-56	. f test w*, f(3) c(0.05) -----TEST----- Estadístico = 306.73245739 Valor crítico = 82.5287265 P-value = 9.693898e-34
. f test w*, f(4) c(0.05) -----TEST----- Estadístico = 124.6901189 Valor crítico = 68.669293 P-value = 4.1407437e-08	. f test w*, f(5) c(0.05) -----TEST----- Estadístico = 63.686014308 Valor crítico = 55.7584792 P-value = .01001037	. . f test w*, f(6) c(0.05) -----TEST----- Estadístico = 37.13575136 Valor crítico = 43.7729718 P-value = .173220874

Tabla 5: Estadísticas descriptivas spreads para países con grado de inversión (SPREADINV) y países sin grado de inversión (SPREADNINV)

	SPREADINV	SPREADNINV
Mean	-0.175972	-0.151591
Median	0.000000	-0.218750
Maximum	16.77778	237.7500
Minimum	-21.44444	-227.3125
Std. Dev.	3.731654	17.38662
Skewness	-0.281900	0.345929
Kurtosis	7.168199	56.68563
Jarque-Bera	880.1649	143410.6
Probability	0.000000	0.000000
Observations	1194	1194

Tabla 6: Modelos lineal de regresión del spread de países con grado de inversión en función del factor extraído

Dependent Variable: SPREAD1

Method: LeastSquares

Date: 07/08/11 Time: 15:34

Sample: 1 1194

Included observations: 1194

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.583752	0.346729	-4.567690	0.0000
FACTOR1	35.74898	0.395206	90.45655	0.0000
R-squared	0.872845	Mean dependentvar		-1.583752
Adjusted R-squared	0.872738	S.D. dependentvar		33.58489
S.E. of regression	11.98099	Akaikeinfocriterion		7.806193
Sum squaredresid	171104.6	Schwarzcriterion		7.814711
Log likelihood	-4658.297	F-statistic		8182.387
Durbin-Watson stat	2.433484	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabla 7: Modelos lineal de regresión del spread de países sin grado de inversión en función del factor extraído

Dependent Variable: SPREAD2

Method: LeastSquares

Date: 07/08/11 Time: 16:38

Sample: 1 1194

Included observations: 1194

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.425461	5.918370	-0.409819	0.6820
FACTOR2	202.1086	6.342250	31.86702	0.0000
R-squared	0.460024	Mean dependentvar		-2.425461
Adjusted R-squared	0.459571	S.D. dependentvar		278.1859
S.E. of regression	204.5052	Akaikeinfocriterion		13.48074
Sum squaredresid	49852256	Schwarzcriterion		13.48925
Log likelihood	-8046.000	F-statistic		1015.507
Durbin-Watson stat	2.500989	Prob(F-statistic)		0.000000

### Programa utilizado en STATA:

```

/*****
Do File
*****/

```

```

clear
cd "C:\Multivariado"
set more off
useembediff.dta
capture log close
log using sdoarticulo.log, replace

```

```

***** CARGANDO MEMO
RIA*****
*Como se de antemano que la base de datos es muy pesada al momento de
estimar el test de normalidad multivariada, cargo más memoria para
trabajar en el programa con el comando "set memory"
setmemory 128m

```

\*\*\*\*\* RENOMBRANDO LAS VARIABLES\*\*\*\*\*

\* Como los títulos de las variables son muy extensos, los abrevio a sus tres primeros caracteres en español. Esto lo hago con el comando "rename":

```
rename argentina arg
renamebrazilbra
renamebulgariabul
rename china chi
renamecolombia col
rename ecuador ecu
renamemalaysia mal
renamemexicomex
renamenigerianig
renamepanama pan
renameperu per
renamesouth_africas_a
renamekoreakor
renameturkey tur
renamevenezuela ven
renamechileche
renamecote_divoirec_m
renamecroatiacro
renamehungaryhun
renamelebanon lib
rename morocco mor
renamephilippinesfil
    renamepoland pol
    renamerussiarus
    renamethailandtai
```

\* Para especificar los títulos a las variables se usa el comando "labelvar"

```
labelvararg "Argentina"
labelvarbra "Brasil"
labelvarbul "Bulgaria"
```

```
labelvarchi "China"  
labelvar col "Colombia"  
labelvar ecu "Ecuador"  
labelvar mal "Malasia"  
labelvarmex "México"  
labelvarnig "Nigeria"  
labelvar pan "Panamá"  
labelvar per "Perú"  
labelvars_a "Sur África"  
labelvarkor "Korea"  
labelvar tur "Turquía"  
labelvar ven "Venezuela"  
labelvar che "Chile"  
labelvarc_m "Costa de Marfil"  
labelvarcro "Croacia"  
labelvarhun "Hungria"  
labelvarlib "Líbano"  
labelvar mor "Marruecos"  
labelvar fil "Filipinas"  
labelvarpol "Polonia"  
labelvar rus "Rusia"  
labelvartai "Tailandia"
```

```
***** CALCULANDO LA MATRIZ DE CO-  
RRELACIONES MUESTRAL *****
```

```
correlateargbrabulchi col ecu mal mexnig pan per s_akor tur ven  
***** CALCULANDO EL TEST DE NOR-  
MALIDAD MULTIVARIADA*****
```

```
domvnorm  
/*Ejecuta el test de normalidad multivariada*/
```

```
mnormargbrabulchi col ecu mal mexnig pan per s_akor tur ven, con-  
fianza(0.05)
```

```
***** ESTIMACIÓN CON FACTOR PRIN-  
CIPAL *****
```

```
factorargbrabulchi col ecu mal mexnig pan per s_akor tur ven*, ipf  
factor(1)
```

```
***** ESTIMACIÓN CON DOS FACTORES  
PRINCIPALES *****
```

```
factorargbrabulchi col ecu mal mexnig pan per s_akor tur ven*, ipf  
factor(2)
```

```
***** MATRIZ DE CORRELACIONES ES-  
TIMADA PARA UN FACTOR PPAL*****
```

```
factorargbrabulchi col ecu mal mexnig pan per s_akor tur ven*, ipf  
factor(1)
```

```
matrix e1 = get(Psi)' /*unicidad*/  
mat uul =diag(e1)  
mat Co1 = get(Co) /*matriz de correlación muestral*/  
mat L1 = get(Ld) /*cargas*/  
mat LL1 = L1*L1' /*variabilidad común*/  
mat corrl = LL1 + uul /*matriz de correlación estimada del modelo  
factorial*/
```

```
*****  
* MATRIZ DE CORRELACIONES ESTIMADA PARA DOS FACTORES PPA-  
LES*****
```

```
factorargbrabulchi col ecu mal mexnig pan per s_akor tur ven*, ipf  
factor(2)
```

```
matrix e2 = get(Psi)' /*unicidad*/  
mat uu2 =diag(e2)  
mat Co2 = get(Co) /*matriz de correlación muestral*/  
mat L2 = get(Ld) /*cargas*/  
mat LL2 = L2*L2' /*variabilidad común*/  
mat corr2 = LL2 + uu2 /*matriz de correlación estimada del modelo  
factorial*/
```

```
***** R CUADRADO COMO PROPORCIÓN DE LA VARIA-  
BILIDAD EXPLICADA POR LOS FACTORES*****
```

```
***** MODELO FACTORIAL CON DOS FACTO-  
RES*****
```

```

renamearg y1
renamebra y2
renamebul y3
renamechi y4
rename col y5
rename ecu y6
renamekor y7
rename mal y8
renamemex y9
renamenig y10
rename pan y11
rename per y12
renames_a y13
rename tur y14
renameven y15

```

```

forvaluesi=1/15 {
quietly sum y`i'
local rho2_`i' = 1-(e1(e1, `i',1)) /*var sería uno si los datos es-
tán estandarizados*/
di in yellow "rho1_`i' = `rho2_`i'"
}

```

\*\*\*\*\* R CUADRADO COMO PROPORCIÓN DE LA VARIA-  
BILIDAD EXPLICADA POR LOS FACTORES\*\*\*\*\*  
\*\*\*\*\* MODELO FACTORIAL CON DOS FACTO-  
RES\*\*\*\*\*

```

forvaluesi=1/15 {
quietly sum y`i'
local rho2_`i' = 1-(e1(e2, `i',1)) /*var sería uno si los datos es-
tán estandarizados*/
di in yellow "rho2_`i' = `rho2_`i'"
}

```

\*\*\*\*\* COEFICIENTE DE DETERMINACIÓN CON UN  
SOLO FACTOR \*\*\*\*\*

\*Coeficiente de determinación



```
local R2 = 1-((det(uu1)^(1/15))* (det(corr1)^(-1/15)))  
di "R2 = `R2'"
```

```
***** COEFICIENTE DE DETERMINACIÓN CON DOS  
FACTORES *****
```

```
*Coeficiente de determinación  
local R2 = 1-((det(uu2)^(1/15))* (det(corr2)^(-1/15)))  
di "R2 = `R2'"
```

```
/******
```

```
**
```

```
TEST PARA LA DETERMINACIÓN DEL NÚMERO de FACTORES  
Tener presente que stata realiza el análisis de factores sobre los  
datos estandarizados (media= 0; stdev= 1)
```

```
*****
```

```
**/
```

```
dofstest
```

```
ftestarg bra bul chi col ecu mal mexnig pan per s_akorturven, f(1)  
c(0.05)
```

```
ftestarg bra bul chi col ecu mal mexnig pan per s_akorturven, f(2)  
c(0.05)
```

```
ftestarg bra bul chi col ecu mal mexnig pan per s_akorturven, f(3)  
c(0.05)
```

```
ftestarg bra bul chi col ecu mal mexnig pan per s_akorturven, f(4)  
c(0.05)
```

```
ftestarg bra bul chi col ecu mal mexnig pan per s_akorturven, f(5)  
c(0.05)
```

```
ftestargbra bulchi col ecu mal mexnig pan per s_akor tur ven, f(6)  
c(0.05)
```

```
***** DIVIDIENDO LA BASE DE DATOS
```

```
*****
```

```
clear  
useembediff.dta
```

```

drop in 1/396

clear
useembediff.dta

** Investment grade **

/* Aclaración: hay algunos países que tienen las primeras 396 ob-
servaciones missing */
drop in 1/396

domvnorm
/*Ejecuta el test de normalidad multivariada*/

mvnormchile china croatiahungarykoreamalaysiapolandsouth_afri-
cathailand, confianza(0.05)

factor che chi crohunkor mal pol s_a tai, factors (1) ipf
predict factor1

labelvar factor1 "factorinv_gra"

** Non investment grade **

*mvnorm argentina brazilbulgariacolombiacote_divoire ecuador leba-
nonmexicomorocconigeriapanamaperu ///
philippinesrussia turkey venezuela

factorarg bra bul col c_mecu lib mexmornig pan per ///
filrusturven, factors (1) ipf
predict factor2

labelvar factor2 "factornoinv_gra"

logclose

```

Test de raíces unitarias DF Ampliado para cada uno de los spreads

**Argentina**

ADF Test Statistic	-23.54313	1% CriticalValue*	-3.9708
		5% CriticalValue	-3.4160
		10% CriticalValue	-3.1299

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

**Brazil**

ADF Test Statistic	-24.41926	1% CriticalValue*	-3.9708
		5% CriticalValue	-3.4160
		10% CriticalValue	-3.1299

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

**Bulgaria**

ADF Test Statistic	-24.22623	1% Critical Value*	-3.9708
		5% Critical Value	-3.4160
		10% Critical Value	-3.1299

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

**Chile**

ADF Test Statistic	-35.72835	1% Critical Value*	-3.9708
		5% Critical Value	-3.4160
		10% Critical Value	-3.1299

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

**Colombia**

ADF Test Statistic	-22.19369	1% Critical Value*	-3.4387
		5% Critical Value	-2.8644
		10% Critical Value	-2.5683

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

**Croacia**

ADF Test Statistic	-26.43030	1% Critical Value*	-3.9708
		5% Critical Value	-3.4160
		10% Critical Value	-3.1299

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

**Filipinas**

ADF Test Statistic	-23.51633	1% Critical Value*	-3.9708
		5% Critical Value	-3.4160
		10% Critical Value	-3.1299

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

**Hungria**

ADF Test Statistic	-29.97512	1% Critical Value*	-3.9708
		5% Critical Value	-3.4160
		10% Critical Value	-3.1299

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

**Corea**

ADF Test Statistic	-26.31114	1% Critical Value*	-3.4387
		5% Critical Value	-2.8644
		10% Critical Value	-2.5683

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

**Libano**

ADF Test Statistic	-24.47900	1% Critical Value*	-3.4387
		5% Critical Value	-2.8644
		10% Critical Value	-2.5683

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

**Malasia**

ADF Test Statistic	-26.72499	1% Critical Value*	-3.9708
		5% Critical Value	-3.4160
		10% Critical Value	-3.1299

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

**México**

ADF Test Statistic	-24.38397	1% Critical Value*	-3.9708
		5% Critical Value	-3.4160
		10% Critical Value	-3.1299

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

### Marruecos

ADF Test Statistic	-26.23126	1% Critical Value*	-3.9708
		5% Critical Value	-3.4160
		10% Critical Value	-3.1299

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

### Nigeria

ADF Test Statistic	-28.57901	1% Critical Value*	-3.9708
		5% Critical Value	-3.4160
		10% Critical Value	-3.1299

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

### Panamá

ADF Test Statistic	-23.76490	1% Critical Value*	-3.9708
		5% Critical Value	-3.4160
		10% Critical Value	-3.1299

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

### Perú

ADF Test Statistic	-23.27772	1% Critical Value*	-3.9708
		5% Critical Value	-3.4160
		10% Critical Value	-3.1299

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

### Polonia

ADF Test Statistic	-29.47502	1% Critical Value*	-3.9708
		5% Critical Value	-3.4160
		10% Critical Value	-3.1299

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

### Rusia

ADF Test Statistic	-39.90017	1% Critical Value*	-3.9708
		5% Critical Value	-3.4160
		10% Critical Value	-3.1299

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

---

 Sur África
 

---

ADF Test Statistic	-26.47884	1% Critical Value*	-3.9708
		5% Critical Value	-3.4160
		10% Critical Value	-3.1299

---

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

---



---

 Tailandia
 

---

ADF Test Statistic	-30.17538	1% Critical Value*	-3.9708
		5% Critical Value	-3.4160
		10% Critical Value	-3.1299

---

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

---



---

 Turquía
 

---

ADF Test Statistic	-23.01794	1% Critical Value*	-3.9708
		5% Critical Value	-3.4160
		10% Critical Value	-3.1299

---

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

---



---

 Venezuela
 

---

ADF Test Statistic	-23.26145	1% Critical Value*	-3.9708
		5% Critical Value	-3.4160
		10% Critical Value	-3.1299

---

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

---

*Nota:* Este trabajo fue presentado en el VIII Congreso Internacional de Análisis Organizacional: Individuo y sociedad. En la ciudad de Monterrey, N.L. México en noviembre de 2010.