



¿Factores globales o idiosincráticos?: Un análisis empírico sobre la evolución de spreads soberanos en economías emergentes.

## **Tesis para optar al grado de Maestría en Análisis Económico**

Alumno: Carlos Esteban Molina Saavedra  
Profesor Guía: Manuel Agosin Trumper

Santiago, Enero 2020

# ¿Factores globales o idiosincráticos?: Un análisis empírico sobre la evolución de spreads soberanos en economías emergentes \*

Carlos Molina  
Universidad de Chile

## Resumen

Este documento estudia en qué grado la volatilidad común de spreads soberanos en economías emergentes es explicada por factores globales en lugar de condiciones locales. Aplicando la metodología de componentes principales se tiene que tres factores explican el 91 por ciento de la varianza total en los CDS durante el 4 de octubre de 2004 y el 29 de agosto de 2019. Estos factores exhiben una fuerte correlación con cambios en el apetito por riesgo, riesgo de liquidez y riesgo general de mercado. Como consecuencia de lo anterior, el costo del financiamiento externo en países emergentes permanece vulnerable frente a cambios repentinos en los sentimientos de mercado.

---

\*Agradezco profundamente a mi profesor guía Manuel Agosin por su apoyo y confianza, a mis padres por su amor y esfuerzo, y a mis compañeros y compañeras del seminario por sus valiosos comentarios. Los errores u omisiones son absoluta responsabilidad del autor.  
email: cmolinas@fen.uchile.cl

# 1. Introducción

Los spreads soberanos pueden ser entendidos como un indicador del grado de solvencia o riesgo país que señala el retorno exigido por los inversionistas para lidiar con el riesgo soberano. Comprender las fuerzas que gobiernan la evolución de las primas<sup>1</sup> es importante dada la creciente integración y tamaño de los mercados de deuda soberana. Es más, la naturaleza de los spreads determina el costo del financiamiento externo y la dirección de los flujos de capitales entre países, además de influir directamente en la capacidad para diversificar portafolios globales.

Las experiencias internacionales han puesto en duda la habilidad del mercado para distinguir entre distintos tipos de prestatarios y fijar el precio del riesgo en forma adecuada<sup>2</sup>. Si los spreads soberanos se ven influidos por los sentimientos de mercado, cualquier cambio abrupto e inesperado en el clima global podría alterar el costo del financiamiento externo y la capacidad de diversificar los portafolios.

Este documento investiga en qué grado la evolución de los spreads crediticios en países emergentes se ha visto influenciada por factores comunes de carácter global. Del análisis se destacan tres resultados importantes. Primero, la metodología de componentes principales indica que tres factores explican el 91 por ciento de la variabilidad común en los CDS durante el 4 de octubre 2004 y el 29 de agosto de 2019. Segundo, los factores estimados exhiben una alta correlación con medidas de apetito por riesgo, riesgo de liquidez, y riesgo general de mercado. Tercero, el nivel promedio en los spreads sobre periodos prolongados es coherente con las nociones usuales de solvencia y calidad crediticia, aunque este efecto diferenciador es débil en episodios de alta volatilidad e incertidumbre en los mercados de capitales.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección 2 revisa la literatura de spreads soberanos. La sección 3 describe los datos usados. La sección 4 presenta la metodología. En la sección 5 se muestran los resultados. La sección 6 evalúa la robustez de los resultados frente a cambios en la medida

---

1. En lo que sigue se intercalará el uso de las palabras “prima” y “spreads” haciendo referencia al mismo concepto.

2. Un episodio importante de inconsistencia entre el precio del riesgo y los fundamentales se da durante la crisis de la deuda en Latinoamérica (Eichengreen y Mody 2000). Otro ejemplo más reciente es el cuestionado rol jugado por las agencias calificadoras de riesgo durante la crisis financiera global.

de spread y, finalmente, la sección 7 concluye.

## 2. Revisión de Literatura

Un número importante de trabajos aplicados ha intentado dilucidar los factores que influyen sobre los spreads soberanos de economías emergentes. Entre estos se tienen los estudios de Edwards (1984), Edwards (1986), Berg y Sachs (1988), Singleton et al. (2003) y Zhang (2008). En general, la literatura en esta área reconoce que los fundamentales macroeconómicos no explican la totalidad de las primas fijadas por los inversionistas dentro del mercado de capitales. Parte de la evidencia indica la presencia de importantes fuerzas globales dirigiendo la evolución de estos spreads. Las investigaciones de Kamin y Kleist (1999), Eichengreen y Mody (2000), Yafeh et al. (2002), Geyer et al. (2004), Yeyati y Rozada (2005) y Wu et al. (2008) se enmarcan dentro de esta línea.

En particular, el uso de variadas técnicas econométricas señala que la compresión observada en los spreads durante ciertos periodos ha ido más allá de las mejoras registradas en características estructurales de los emisores, lo que asocian a tendencias internacionales influyendo el movimiento de las primas (Kamin y Kleist 1999; Eichengreen y Mody 2000). En un interesante estudio, Yafeh et al. (2002) comparan el comportamiento de los spreads soberanos durante los 90s con el de los bonos tranzados en Londres durante 1870-1913, una época dorada previa de integración global en los mercados de capitales. Los autores concluyen que en tiempos modernos las primas soberanas exhiben una mayor correlación que antes y que los inversionistas internacionales prestan menos atención a las condiciones locales de los emisores en comparación con lo que hacían sus antecesores. Ellos atribuyen este hecho a cambios institucionales en la forma de invertir, donde los agentes individuales han ido perdiendo peso respecto a inversores institucionales tales como administradoras de fondos de inversión y pensiones o compañías de seguro. Los trabajos de Yeyati y Rozada (2005) y Wu et al. (2008) complementan la evidencia anterior dando cuenta de una considerable divergencia entre los fundamentales y los sentimientos de mercado en la fijación del precio del riesgo soberano, asignando un rol crucial al apetito por riesgo y la liquidez global.

Este documento es más cercano en espíritu a las contribuciones de McGuire y Schrijvers (2003), Selaive y Délano (2005), Pan y Singleton (2008), Ciarlone

et al. (2009), Longstaff et al. (2011) y Agosin y Diaz (2016), quienes por la vía del análisis factorial estudian la relevancia de los factores comunes sobre spreads soberanos. Empleando una muestra de economías emergentes desde 1997 a 2002, McGuire y Schrijvers (2003) obtienen que tan sólo un factor común explica el 80 por ciento de la varianza total entre las primas, el cual correlaciona en forma importante con el VIX. Los investigadores señalan que “la variación común entre spreads en economías emergentes es en gran parte explicada por cambios en el apetito por riesgo dentro de la comunidad internacional”. En línea con lo anterior, Ciarlone y sus coautores encuentran una alta correlación entre los factores comunes estimados y desarrollos en el mercado de capitales, especialmente en relación a la volatilidad del mercado bursátil y el grado de aversión al riesgo en inversionistas. Longstaff et al. (2011) y Pan y Singleton (2008) refuerzan los hallazgos previos, aunque muestran una mayor ponderación de las condiciones locales en el caso de Brasil y Turquía, por otro lado, Agosin y Diaz (2016) obtienen resultados similares para Venezuela y Ecuador.

El presente documento aporta y extiende la literatura previa en al menos dos aspectos. Primero, los datos de spreads soberanos cubren un horizonte temporal más extenso que incluye tanto la crisis financiera global como también periodos de abundante liquidez en los mercados de capitales. Esto es particularmente importante si la fijación de precios en activos financieros por parte de los inversores no es la misma a través del tiempo (Eichengreen y Mody 2000; Yafeh et al. 2002). En segundo lugar, la sub muestra de países emergentes y el conjunto de factores globales considerados difieren de las configuraciones empleadas en estudios previos, específicamente, se incluyen medidas alternativas de riesgo de liquidez y riesgo bancario que a nuestro entender no han sido utilizadas en trabajos anteriores sobre spreads soberanos.

### 3. Datos

Los CDS (*credit default swap*) son contratos de seguro diseñados para cubrirse de algún evento crediticio como default o reprogramación de las obligaciones de deuda. En nuestro caso, los CDS consideran bonos y préstamos emitidos por entidades soberanas<sup>3</sup>. El comprador de la protección paga al ven-

---

3. Típicamente, sólo se consideran bonos emitidos en mercados externos y denominados en una moneda estándar como el dólar estadounidense. Para más detalle sobre las especificaciones de los contratos se recomienda ver Pan y Singleton (2008).

dedor una prima anual expresada en puntos base a cambio de un pago cierto en caso de default o reprogramación de la deuda. De no ocurrir el default los pagos continúan hasta el término de contrato en cinco años<sup>4</sup>. En caso de ocurrir algún evento crediticio el comprador puede vender la deuda a la contraparte a su valor par de 100.

La base de datos contiene series diarias de los CDS a cinco años para quince economías emergentes de América Latina y el Caribe, Asia, África, y Europa<sup>5</sup>. La muestra cubre el periodo que va desde el 8 de octubre de 2004 al 29 de agosto de 2019. La mayor frecuencia de los datos diarios nos permite identificar en forma más precisa el impacto de la caída de Lehman Brothers sobre los spreads soberanos<sup>6</sup>. Además, y más importante para esta investigación, el uso de datos mensuales tiende a suavizar parte de los movimientos idiosincráticos y puede sobrestimar el componente común entre spreads (Eichengreen et al. 2012). Las series de CDS se obtienen de Bloomberg mientras que las variables globales descritas en la sección de datos se encuentran disponibles en el Banco de la Reserva Federal de San Louis (FRED por sus siglas en inglés). En el Apéndice se caracteriza el comportamiento de las series de spreads soberanos y variables globales.

El cuadro 1 muestra estadística descriptiva de los CDS a cinco años. La elevada desviación estándar, así como también la amplia diferencia entre valores mínimos y máximos sugiere una alta variabilidad temporal. Si uno emplea datos de panel y descompone la desviación estándar se tiene que la variación de los spreads a través del tiempo ( $\sigma_t = 80,97$ ) es notoriamente mayor a la

---

4. Los CDS a cinco años son el derivado financiero más tranzado y lideran a los bonos y acciones en cuanto a descubrimiento de precios (Blanco et al. 2005; Acharya y Johnson 2007). Su precio se observa directamente en el mercado y no se calcula con técnicas de extrapolación de retornos como es el caso de los EMBIG. Al ser más líquido que otros instrumentos refleja en forma más precisa la probabilidad subjetiva de default asignada por inversionistas. Otra de sus virtudes es que, al tranzarse en base a la probabilidad futura de default o reprogramación, son de naturaleza *forward-looking* y se imponen sobre otras fuentes de información ex post.

5. Brasil, Colombia, Corea, Chile, China, Indonesia, Malasia, México, Perú, Panamá, Filipinas, Rusia, Sudáfrica, Tailandia, y Turquía.

6. Tradicionalmente, los participantes de la comunidad financiera internacional incorporan la nueva información disponible casi sin rezago. Teniendo esto en consideración, el uso de datos diarios captura de mejor manera los cambios sutiles en el clima global de negocios. Un estudio interesante para el caso chileno de cómo reaccionan los índices bursátiles a las noticias en economías industriales se presenta en el recuadro 3 del Informe de Política Monetaria (IPOM) del Banco Central de Chile en su edición de septiembre 2019.

Cuadro 1: Estadística Descriptiva CDS a 5 años: 4 Octubre 2004 - 29 Agosto 2019.

	Media	Est.Dev	Min	Max	N
Brasil	197.0	96.36	61.50	586.9	3877
Chile	72.68	44.66	12.50	318.3	3877
China	74.52	42.06	10	276.3	3877
Colombia	161.1	77.37	64.70	598.7	3877
Indonesia	196.3	112.7	76.92	1248.3	3877
Malasia	93.80	54.86	12.35	491.6	3877
México	121.3	61.76	28.17	601.2	3877
Panamá	133.2	66.34	52.89	586.9	3877
Perú	137.0	64.17	48.47	586.3	3877
Filipinas	163.3	103.9	44.81	824.8	3877
Rusia	190.9	134.9	36.88	1113.4	3877
Sudáfrica	167.9	86.28	24.57	663.3	3877
Corea del Sur	77.99	69.24	13.75	674.9	3877
Tailandia	94.23	55.12	25.36	489.6	3877
Turquía	234.7	84.30	110.9	831.3	3877

**Fuente:** Elaboración propia en base a datos Bloomberg.

variación entre países ( $\sigma_i = 51,46$ ). Esto puede estar asociado a la influencia de cambios en los sentimientos de mercado sobre los spreads soberanos de países emergentes.

### 3.1. Componentes Principales

Para investigar la presencia de fuentes de variación común en las primas crediticias aplicamos la metodología de componentes principales<sup>7</sup>. Esta técnica estadística provee una explicación parsimoniosa de la correlación entre un conjunto de variables asociadas por algún fenómeno en particular. La idea central es que existen factores latentes o subyacentes no observables que afectan simultáneamente a más de un país, y factores específicos que afectan sólo a algunos de ellos. Se tiene entonces que la variación total en una determinada

7. Esta es una de las técnicas existentes dentro de un esquema más amplio llamado análisis factorial. La idea central en el análisis factorial es resumir en forma simple la información compartida por un conjunto de variables.

serie será explicada por factores comunes e idiosincráticos. Mientras mayor es la correlación entre las variables menor es el número de factores necesarios para capturar la variación común entre ellas.

A partir de la matriz de correlaciones se estiman los factores comunes que resumen la información compartida por las series. Una vez que el número de factores ha sido estimado, la metodología de componente principales entrega: (i) la correlación parcial entre cada serie y los factores estimados, dicha correlación se denomina *factor loading* y puede ser interpretada como la exposición de un país específico a un factor común dado, (ii) una medida de *comunalidad*, que es el porcentaje de la variación total explicada por los factores estimados, y (iii) una medida de *unicidad* que se refiere al porcentaje de la varianza de cada serie que es explicada por elementos idiosincráticos.

Para ser más precisos, se tiene el siguiente modelo analítico de factores:

$$SP_{it} = D_{it} + \lambda_i F_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Donde  $D_{it}$  es una función de tendencia polinomial,  $F_t$  es un vector de  $r \times 1$  factores comunes a estimar, y  $\lambda_i$  es un vector de *factor loadings* que mide la exposición del país  $i$  al factor común  $F$ . De esta manera, las series  $SP_{it}$  son la suma de un componente determinístico  $D_{it}$ , un componente común  $\lambda_i F_t$ , y un término de error  $\epsilon_{it}$  idiosincrático. Para un estudio detallado sobre el funcionamiento y propiedades de la metodología de componentes principales se recomienda ver Bai (2003).

El análisis de componentes principales arroja que tres factores dirigen los movimientos diarios en el nivel de los spreads soberanos durante el horizonte de tiempo cubierto<sup>8</sup>. El primer factor común explica un 65 por ciento de la variación común entre las series, mientras que el segundo y tercero explican un 18 y 8 por ciento, respectivamente. Interesantemente, se requieren de sólo tres factores para explicar el 91 por ciento de la varianza total en los CDS durante el extenso periodo bajo escrutinio, lo que indica la presencia de una fuerte comunalidad o co-movimiento en el comportamiento de las primas crediticias de países emergentes.

Aunque la variación en spreads parece tener una estructura aparentemente simple, permanece algún grado de heterogeneidad entre países. El cuadro 2

---

8. El número de factores relevantes se escoge a partir del criterio Kaiser Guttman, que retiene aquellos componentes con *eigenvalues* mayores a uno. En nuestro caso, el primer factor tiene un valor asociado de 9.7, mientras que el segundo y tercero 2.7 y 1.1 respectivamente.



muestra los *factor loading* asociados a cada componente, además de la unicidad o proporción de la varianza en cada serie que no es explicada por elementos comunes. Se observa que el primer componente asigna ponderaciones similares lo cual puede ser interpretado como un efecto nivel en las primas (Pan y Singleton 2008; Longstaff et al. 2011) que afecta simultáneamente al grupo de países emergentes. La segunda y tercera columna sugieren un efecto diferenciador sin poder establecerse a priori un patrón claro<sup>9</sup>, aunque destacan las mayores ponderaciones de Brasil, Filipinas y Turquía; hecho probablemente asociado a desarrollos de la economía local y turbulencias políticas. La última columna indica que, en promedio, sólo un 9 por ciento de la variación en cada serie es explicada por condiciones idiosincráticas en lugar de fuerzas globales, donde las primeras adquieren especial importancia para el caso de Turquía, Rusia y Brasil<sup>10</sup>.

Cuadro 2: Análisis de Componentes Principales CDS.

País	LPC1	LPC2	LPC3	Unicidad
Brasil	0.1938	0.2113	0.5717	.128
Chile	0.2893	-0.2324	-0.0925	.02962
China	0.2666	-0.2939	-0.0150	.07469
Colombia	0.2346	0.3824	0.1447	.04475
Indonesia	0.2778	0.2186	-0.1744	.08395
Malasia	0.2792	-0.2616	0.1043	.04355
México	0.3001	-0.0861	0.0494	.1008
Perú	0.2654	0.2896	-0.1399	.06497
Panamá	0.2817	0.2570	-0.1068	.03616
Filipinas	0.1607	0.4883	-0.2224	.04634
Rusia	0.2825	-0.1330	0.0394	.1738
Sudáfrica	0.2571	-0.2805	0.2892	.04571
Corea	0.2773	-0.0788	-0.3659	.07701
Tailandia	0.2658	-0.2194	-0.3015	.07509
Turquía	0.1959	0.0776	0.4575	.3632
<b>Promedio</b>	<b>0.2551</b>	<b>0.2340</b>	<b>0.2049</b>	<b>0.0925</b>

**Fuente:** Elaboración propia en base a datos Bloomberg.

9. Se tienen ponderaciones negativas para países de distintas regiones y con distintas características locales. Tal es el caso de China y Sudáfrica o Chile y Rusia.

10. Longstaff et al. (2011) encuentran una importante presencia de elementos idiosincráticos en los spreads de Brasil y Turquía que atribuyen a eventos políticos, mientras que McGuire y Schrijvers (2003) obtienen resultados similares para el caso de Rusia y Turquía.

## 3.2. Singificancia económica de los factores

La sección anterior señala que un número reducido de factores determina la mayor parte de la variabilidad común entre spreads soberanos de economías emergentes. Esto puede ser interpretado como evidencia en favor de importantes fuerzas comunes dirigiendo los movimientos de las primas crediticias durante el periodo de estudio. A pesar de esto, los factores estimados no tienen un sentido económico preciso, por lo que resulta lógico investigar la naturaleza económica asociada a estas series. Para ello consideraremos la correlación entre los factores comunes y un conjunto de variables relacionadas con el sistema económico y financiero internacional. Estas variables se escogen a partir de los trabajos de McGuire y Schrijvers (2003), Ciarlone et al. (2009) y Eichengreen et al. (2012).

Las variables observadas incluyen medidas de aversión al riesgo, expectativas de crecimiento en Estados Unidos, riesgo bancario y de liquidez, y riesgo general de mercado. La aversión o apetito por riesgo de la comunidad financiera se representa a través del índice VIX<sup>11</sup>, las expectativas de crecimiento en Estados Unidos se miden con la pendiente de la curva de rendimiento<sup>12</sup> (McGuire y Schrijvers 2003) mientras que el riesgo general de mercado se precisa mediante el índice S&P500 (Ferrucci 2003). Por otro lado, las medidas de riesgo bancario y riesgo de liquidez se construyen a partir de lo hecho en Eichengreen et al. (2012), quien descompone el spread TED en dos partes<sup>13</sup>. La primera se relaciona al riesgo bancario propiamente tal y se calcula como la diferencia entre la tasa LIBOR en dólares a tres meses y el *overnight index swap*<sup>14</sup> (LIBOR-OIS), y la segunda captura el riesgo por liquidez o *flight-to-quality* que se calcula como la diferencia entre el OIS y el rendimiento de las letras del tesoro estadounidense a tres meses (OIS-TBILL). Adicionalmente,

---

11. El índice VIX es una estimación de mercado sobre la volatilidad futura de la bolsa de valores estadounidense. Se calcula tomando el promedio ponderado de la volatilidad implícita en un conjunto de derivados escritos en base al índice S&P500. El VIX es ampliamente utilizado como medida del apetito por riesgo en inversionistas internacionales (Ciarlone et al. 2009).

12. La pendiente de la curva de rendimiento es la diferencia entre el retorno de los papeles del tesoro estadounidense a diez años y a tres meses.

13. El spread TED se define como la diferencia entre la tasa LIBOR en dólares a tres meses y el rendimiento de los papeles del tesoro estadounidense al mismo plazo. Frecuentemente, se emplea como medida de riesgo bancario.

14. El OIS mide la tasa promedio diaria de la Reserva Federal esperada durante los próximos tres meses. Para detalles y discusión sobre la descomposición del spread TED se recomienda ver Taylor (2009), Jones (2009), y Eichengreen(2012).

se incluye el precio del petróleo (WTI) tomando en cuenta el hecho que la mayoría de las economías emergentes son exportadoras de *commodities*.

El cuadro 3 muestra la correlación entre los factores estimados y el conjunto de variables económicas. Interesantemente, el primer factor exhibe una alta correlación con el VIX sugiriendo la relevancia del apetito por riesgo sobre el movimiento diario en los spreads soberanos. Este resultado es coherente con los hallazgos de McGuire y Schrijvers (2003), Ciarlone et al. (2009) y Longstaff et al. (2011). Por otro lado, el segundo componente correlaciona en forma importante con la medida de riesgo de liquidez o *flight-to-quality* (OISBILL) y el índice bursátil S&P500, mientras que el tercer componente hace lo propio con el S&P500 y el precio del petróleo (WTI). Estas correlaciones indican que los factores globales que gobiernan gran parte de la variabilidad entre primas crediticias están asociados a una combinación de riesgo de liquidez, riesgo de mercado, y apetito por riesgo. Por ejemplo, durante episodios de incertidumbre y volatilidad en los principales mercados financieros (incremento del VIX) los inversores liquidan sus posiciones riesgosas y las sustituyen por activos más seguros (*flight-to-quality*), lo cual suele ir acompañado de un mayor riesgo de mercado y caída en los retornos bursátiles (baja en el S&P500).

Cuadro 3: Correlación CPs y Variables Económicas

Variables	PC1	PC2	PC3	VIX	TED	S&P500	LIBOIS	OISBILL	SLOPE	WTI
PC1	1.000									
PC2	-0.000	1.000								
PC3	0.000	0.000	1.000							
VIX	0.756	-0.023	-0.313	1.000						
TED	0.379	0.227	-0.195	0.589	1.000					
S&P500	-0.289	-0.427	0.753	-0.439	-0.271	1.000				
LIBOIS	0.622	0.011	-0.155	0.745	0.884	-0.188	1.000			
OISBILL	-0.205	0.449	-0.139	0.044	0.676	-0.246	0.255	1.000		
SLOPE	0.443	-0.270	-0.310	0.385	-0.038	-0.335	0.188	-0.375	1.000	
WTI	-0.217	-0.241	-0.586	0.034	0.092	-0.303	0.079	0.055	0.339	1.000

**Fuente:** Elaboración propia en base a datos Bloomberg y FRED.

## 4. Metodología

En esta sección se incluye al VIX como determinante explícito del nivel en los spreads soberanos, siguiendo lo hecho en Agosin y Diaz (2016)<sup>15</sup>. La inclusión de este índice en detrimento de otros indicadores se basa en dos motivos. Primero, empleamos el VIX dada su alta correlación con el primer componente ( $\rho = 0,756$ ), que explica un 65 por ciento de la variación común entre spreads, además, el apetito por riesgo captura gran parte de los cambios en el mercado bursátil y movimientos de sustitución entre activos seguros y riesgosos<sup>16</sup>. En segundo lugar, y más por consideraciones prácticas, la correlación entre el VIX y el resto de las medidas puede inducir potenciales problemas de multicolinealidad que evitamos enfocándonos sólo en la medida de apetito por riesgo.

Tomando en consideración el pánico e incertidumbre desatados a partir de la caída de Lehman Brothers, se incluye una variable dicotómica para el periodo que va desde el 15 de septiembre de 2008 al 30 de marzo de 2009<sup>17</sup>. Para facilitar la interpretación de los resultados se estandariza el VIX. Adicionalmente, se incluye un término interactivo entre el VIX y la variable de crisis con el objetivo de evaluar posibles cambios en la sensibilidad de inversionistas durante periodos de alta incertidumbre y volatilidad en el mercado de capitales<sup>18</sup>. Con esto en mente, se estima la relación entre spreads soberanos y aversión al riesgo mediante dos especificaciones.

En primera instancia, nos enfocaremos en la relación promedio de spreads

---

15. Los autores aproximan los factores estimados mediante el spread TED en lugar del VIX debido a que no disponían de datos sobre este último.

16. Ciaroni et al. (2009) señalan que la correlación negativa entre S&P y los spreads es explicada por la aversión al riesgo mientras que el análisis econométrico del FMI (2003) basado en modelos de cambio de régimen sugiere que periodos de *flight-to-quality* tienden a coincidir con altos niveles del índice VIX. Adicionalmente, durante periodos de pánico financiero los agentes suelen ir a retirar sus depósitos bancarios ejerciendo importantes presiones sobre las posiciones de instituciones bancaria (riesgo bancario), tal como ocurrió durante la crisis financiera global.

17. La elección de este periodo se basa en el salto observado de las primas a partir de la caída de Lehman Brothers, advirtiendo a la comunidad sobre un inminente colapso sistémico. La fecha de término se escoge en base al trabajo de Afonso et al. (2012) quienes señalan que desde marzo del 2009 la crisis financiera global mutó en una crisis de la deuda soberana en Europa. Adicionalmente, los autores mencionan que esta fecha de término es ampliamente aceptada como periodo de estudio de la gran crisis.

18. Longstaff et al. (2011) encuentran que la correlación entre spreads soberanos es mayor durante la crisis financiera global mientras que Ang y Bekaert 2002 señalan que existe una tendencia al alza en las correlaciones del mercado financiero durante periodos de crisis.

y aversión al riesgo para el conjunto de economías emergentes mediante una regresión con datos de panel. En concreto, la especificación base tiene la siguiente forma funcional:

$$SP_{it} = \alpha_0 + \alpha_i + \beta_1 LB_t + \beta_2 VIX_{t-1} + \beta_3 LB_t * VIX_{t-1} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Donde  $SP_{it}$  es el spread del país  $i$  en el periodo  $t$ ,  $LB$  es una variable *dummy* que captura la crisis financiera, el  $VIX$  se estandariza y rezaga un periodo para lidiar con potenciales simultaneidades en la determinación de spreads y apetito por riesgo<sup>19</sup>,  $\beta_3$  es el coeficiente asociado a la variable interactiva,  $\alpha_i$  es un efecto fijo por país, y  $\alpha_0$  es el valor promedio del spread de largo plazo para este grupo de economías emergentes,  $\epsilon_{it}$  es un término de error clásico.

Por otro lado, parte de la evidencia citada encuentra cierto grado de discriminación entre países según su calidad crediticia (Eichengreen y Mody 2000), pudiendo existir un efecto diferenciador en el largo plazo o durante periodos de crisis. Por lo anterior, se estima para cada país por MCO la siguiente especificación:

$$SP_{it} = \alpha_i + \beta_{1,i} LB_t + \beta_{2,i} VIX_{t-1} + \beta_{3,i} LB_t * VIX_{t-1} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

Donde  $LB$  es la variable *dummy* de la crisis financiera global, El  $VIX$  se estandariza y rezaga un periodo; el coeficiente del término interactivo busca capturar algún efecto diferenciador durante periodos de crisis,  $\alpha_i$  es el valor de largo plazo del spread del país  $i$ , y  $\epsilon_{it}$  es un término de error específico al país  $i$ .

## 5. Resultados

El cuadro 4 muestra los resultados de estimar la ecuación (2). Hay que ser cautelosos con la lectura de los coeficientes dado que la presencia de potenciales variables omitidas relevantes no admiten una interpretación causal<sup>20</sup>. En

---

19. Uno podría pensar que al emplear datos diarios el rezagar un periodo no es efectivo para tratar con la simultaneidad, sin embargo, si consideramos la rapidez con la que inversionistas incorporan nueva información en búsqueda de ganancias, el argumento anterior pierde fuerza y la diferencia en el precio de un activo entre un día y otro no es despreciable. Por ejemplo, entre el 15 y el 16 de septiembre de 2008 el spread promedio para este grupo de economías pasó de 190 puntos base a 220, un aumentó de 30 puntos base.

20. En específico, dado que las variables macroeconómicas locales no están disponibles en frecuencia diaria, nuestra especificación no controla adecuadamente por estos factores, generando potenciales problemas de variable omitida.

promedio, un aumento de una desviación estándar del VIX está asociado a un aumento de 24 puntos base (0,24 por ciento) en los spreads soberanos. Por otro lado, la incertidumbre presente dentro de la comunidad internacional a partir de la caída de Lehman Brothers se asocia con un efecto nivel de 91 puntos base (0,91 por ciento) en las primas crediticias. Adicionalmente, el pánico desatado por la crisis aumentó la sensibilidad de los spreads frente a cambios en el apetito por riesgo, lo que implica un castigo adicional de 17 puntos base (0,17 por ciento) en línea con los resultados de Agosin y Diaz (2016).

Sorprendentemente, a pesar de ser un modelo relativamente simple y parsimonioso, el R cuadrado de 54 por ciento sugiere un gran poder explicativo, especialmente si uno considera la extensión del periodo y la heterogeneidad presente en los países de la muestra. Lo anterior es consistente con los hallazgos de secciones previas acerca de la relevancia de los sentimientos de mercado en la evolución de los spreads soberanos. El spread de largo plazo se estima en 136 puntos base (1,36 por ciento), es decir, si uno desea invertir en instrumentos de deuda de economías emergentes y quiere cubrirse de un posible default o reprogramación, se debe pagar al vendedor del CDS una prima anual promedio de 136 puntos base.

Cuadro 4: Resultados con Datos de Panel

Variable Dependiente	(1) CDS
VIX	23.97*** (0.394)
Crisis	90.53*** (9.226)
VIX*Crisis	16.77*** (2.722)
Constante	135.5*** (0.261)
N	58,266
R-cuadrado (Adj)	0.536
Errores estándares robustos en paréntesis	
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

Ahora bien, esto refleja el comportamiento de spreads en promedio y puede pasar por alto ciertos efectos diferenciadores por parte de los inversores internacionales. Por esto, el cuadro 5 exhibe los resultados de estimar la ecuación (3) por MCO para cada uno de los países de la muestra de CDS. Se observan tres hechos interesantes.

Cuadro 5: Resultados por MCO

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	Brasil	Chile	China	Colombia	Indonesia	Malasia	México	Panamá	Perú	Filipinas	Rusia	Sudáfrica	Corea	Tailandia	Turquía
VIX,	-15.50***	23.62***	19.77***	15.72***	34.84***	25.05***	32.31***	26.52***	20.49***	21.01***	39.82***	23.26***	42.72***	34.63***	15.39***
	(1.976)	(0.744)	(0.776)	(1.564)	(2.194)	(0.957)	(1.226)	(1.502)	(1.295)	(1.902)	(2.049)	(1.533)	(1.209)	(0.895)	(1.396)
Crisis	25.49	87.25***	75.38***	118.6***	80.74***	66.18***	109.3***	138.6***	113.0***	65.80***	176.6***	82.91***	114.7***	78.77***	24.27
	(17.72)	(14.24)	(14.77)	(20.66)	(30.11)	(13.92)	(23.24)	(19.66)	(19.54)	(18.96)	(45.14)	(20.65)	(22.11)	(14.79)	(18.08)
VIX*Crisis	50.26***	-6.466*	-9.524**	9.535*	71.18***	0.493	-0.0951	0.461	9.596*	30.81***	44.98***	20.62***	1.843	-10.37**	38.37***
	(5.146)	(3.441)	(3.787)	(5.452)	(8.777)	(4.300)	(5.871)	(5.198)	(5.167)	(6.413)	(11.52)	(5.348)	(6.210)	(4.516)	(5.783)
Constante	189.4***	70.36***	73.00***	155.4***	183.9***	91.29***	117.4***	127.9***	131.5***	156.6***	178.6***	162.3***	73.53***	92.65***	229.2***
	(1.535)	(0.507)	(0.545)	(1.037)	(1.080)	(0.692)	(0.637)	(0.778)	(0.748)	(1.372)	(1.520)	(1.140)	(0.600)	(0.639)	(1.168)
N	3.884	3.876	3.884	3.884	3.884	3.884	3.884	3.884	3.884	3.884	3.884	3.884	3.884	3.884	3.884
R cuadrado	0.102	0.541	0.364	0.286	0.695	0.410	0.623	0.536	0.484	0.243	0.518	0.327	0.772	0.525	0.274

Errores estándares robustos en paréntesis

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Primero, en línea con el modelo analítico, los spreads de largo plazo parecen responder a los fundamentales en forma consistente con las convenciones usuales de solvencia y calidad crediticia<sup>21</sup>. Un ejemplo ilustrativo es el caso de Chile, país que posee la menor prima promedio y se caracteriza por contar con un buen rating crediticio, adecuados niveles de reservas internacionales, acotados niveles de deuda pública y por su aceptable capacidad de pago sobre la deuda externa. Adicionalmente, destaca la efectividad de la política monetaria en la consecución de su esquema de metas de inflación y la conducción de una política fiscal disciplinada y contracíclica. En otro extremo se tiene a Turquía, país con crecientes vulnerabilidades externas frecuentemente sujeto a tensiones políticas (Kelly y Sokmen 2019). Lo anterior indica que, a pesar de la presencia e importancia de factores comunes, la comunidad financiera no pasa por alto en forma sistemática el grado de solvencia y calidad crediticia de las economías emergentes.

21. Algunos de los fundamentales macroeconómicos frecuentemente utilizados en la literatura incluyen las reservas internacionales, inversión bruta, deuda pública, balance en cuenta corriente, crecimiento del PIB, inflación, tipo de cambio, servicio de la deuda como porcentaje de las exportaciones totales, entre otras.

Segundo, el término interactivo es negativo o no significativo en aquellos países con menor spread de plazo, sugiriendo algún grado de discriminación en periodos de crisis. Este es el caso de países como Chile, China y Tailandia que reportan un coeficiente negativo y significativo que suaviza el efecto nivel de la crisis. Sin embargo, tal como se observa, la magnitud de los coeficientes estimados indica que este efecto diferenciador es pequeño y se ve ampliamente sobrepasado por el efecto nivel mencionado. El resultado anterior advierte que, a pesar del despliegue de políticas macroeconómicas saludables, los inversionistas no diferencian en forma significativa entre países emergentes durante periodos de alta volatilidad e incertidumbre y, en promedio, la mayor sensibilidad por parte de los participantes impone un castigo adicional sobre este grupo de economías<sup>22</sup>.

Tercero y último, países con mayor spread de largo plazo (menor calidad crediticia) presentan un R cuadrado menor, indicando una posible omisión de características locales relevantes. Tomemos por ejemplo el caso de Brasil, donde el R cuadrado es de 10 por ciento, el coeficiente del VIX exhibe un signo contrario a lo que uno esperaría, y la *dummy* de crisis no es significativa. Esto puede ser resultado de no controlar por eventos locales asociados a desarrollos políticos o económicos, teniéndose coeficientes sesgados. Esta mayor relevancia de las condiciones locales para el caso brasileño es coherente con los hallazgos documentados por Pan y Singleton (2008), Ciarlone et al. (2009), y Longstaff et al. (2011). Por lo tanto, al desagregar por países se obtienen importantes heterogeneidades en el comportamiento de spreads consistentes con las nociones usuales de solvencia y calidad crediticia, aunque dicho efecto diferenciador tiende a desaparecer durante periodos de gran conmoción en los mercados financieros internacionales.

## 6. Robustez

En esta sección se verifica si los resultados son robustos al cambio en la medición de spread soberano. Para ello, empleamos datos diarios de las series EMBIG calculadas por JP Morgan<sup>23</sup>. El índice EMBIG (*Emerging Market*

---

22. Generalmente, las economías emergentes suelen ser percibidas como más riesgosas que las economías industriales avanzadas, lo anterior podría significar que durante tiempos de crisis, los inversionistas retiran capitales en bloque de las economías emergentes para restablecerlos en países desarrollados más seguros.

23. No se encontraron datos de EMBIG en Bloomberg para Corea y Tailandia.



*Bond Index Global*) sigue el retorno de instrumentos de deuda denominados en dólares emitidos por entidades soberanas. Entre estos instrumentos se tienen bonos “Brady”, préstamos, y eurobonos. Las series se construyen considerando una extrapolación para cada activo y son comparables entre sí (Selaive y Délano 2005). A diferencia de los CDS, el EMBIG no se observa directamente en el mercado, sino que se calcula en forma posterior a partir de las técnicas mencionadas.

El cuadro 6 muestra estadística descriptiva para los EMBIG de la muestra. Nuevamente, se tiene una elevada desviación estándar y amplias diferencias entre valores mínimos y máximos, en línea con una alta variabilidad a través del tiempo. Al descomponer la desviación estándar se tiene que la variación temporal ( $\sigma_t = 90,22$ ) es considerablemente mayor a la variación entre países ( $\sigma_i = 49,10$ ), respaldando las conjeturas acerca la importancia de las condiciones globales sobre la evolución de spreads soberanos en economías emergentes.

Cuadro 6: Estadística Descriptiva EMBIG : 4 Octubre 2004 - 29 Agosto 2019.

	Media	Est.Dev	Min	Max	N
Brasil	267.3	90.53	133	688	3885
Chile	144.1	57.72	52	411	3885
China	139.3	57.34	26	333	3885
Colombia	218.6	84.77	95	741	3885
Indonesia	264.7	124.2	136	1143	3885
Malasia	147.3	64.54	65	487	3885
México	218.5	74.07	89	627	3885
Panamá	195.8	74.53	95	648	3885
Perú	189.3	70.25	91	653	3885
Filipinas	198.3	111.0	62	797	3885
Rusia	243.9	127.6	87	915	3885
Sudáfrica	226.3	104.8	50	805	3885
Turquía	294.2	93.10	140	887	3885

**Fuente:** Elaboración propia en base a datos Bloomberg.

Contrario a los CDS, se tiene que dos factores influyen el movimiento en

el nivel diario de los spreads durante el periodo bajo análisis<sup>24</sup>. El primer componente explica un 63 por ciento de la varianza común en spreads, mientras que el segundo y tercero capturan un 20 y 7 por ciento respectivamente. En línea con los hallazgos anteriores, se necesitan sólo tres factores para explicar el 90 por ciento de la varianza total entre los spreads soberanos.

El cuadro 7 presenta los *factor loadings* de cada componente. Consistentemente, los spreads están expuestos a los factores comunes en forma muy similar a lo obtenido en el caso de los CDS. El primer componente puede ser interpretado como un efecto nivel en las primas mientras que el tercero y segundo diferencian entre países sin un patrón claro. Se tienen altas ponderaciones para Brasil, Turquía y Filipinas en los dos últimos factores, hecho coherente con el rol de las condiciones locales en la evolución de esos spreads. Finalmente, sólo el 10 por ciento de la variabilidad en cada serie es explicado por elementos idiosincráticos en lugar de factores comunes (9 por ciento en el caso de los CDS).

Sorprendentemente, la correlación de los factores estimados con las variables económicas es muy similar al caso de los CDS, tal como sugiere el cuadro 8. Nuevamente, una combinación de riesgos de liquidez, riesgo general de mercado y aversión al riesgo parecen gobernar los spreads soberanos.

El cuadro 9 reporta los resultados de estimar la ecuación (2) para las series de EMBIG. Los signos y significancia de los coeficientes se mantienen, aunque la magnitud es mayor respecto a lo encontrado en CDS. Hay al menos dos posibles explicaciones a este hecho. Primero, al calcularse en base a técnicas de extrapolación es esperable que los spreads difieran de los sugeridos por los CDS, que se observan directamente del mercado. Segundo, la falta de datos en países con mayor calidad crediticia como Corea y Tailandia sesga los coeficientes al alza. El R cuadrado ajustado de 52 por ciento refuerza el aceptable poder explicativo de nuestro modelo.

Finalmente, el cuadro 10 muestra los resultados de estimar la ecuación (3) para estas series. Los hallazgos son sorprendentemente similares a los CDS.

---

24. El primer factor tiene un *eigen value* de 8.1, mientras que el segundo y tercero 2.5 y 0.84, respectivamente. Evidentemente, el tercer factor no aprueba el criterio Kaiser Guttman y su presencia no es significativa en términos estadísticos. Sin embargo, atribuimos estos hallazgos a un sesgo de composición muestral al no contar con información de Corea y Tailandia, ambos ampliamente expuestos a un tercer factor como indica el análisis de CDS. Por este motivo, los resultados reportados incluyen al tercer factor como parte de la investigación.

Cuadro 7: Análisis de componentes principales EMBIG.

País	LPC1	LPC2	LPC3	Unicidad
Brasil	0.2542	-0.1651	0.5133	.1788
Chile	0.2993	0.2200	-0.2542	.08763
China	0.1611	0.4566	-0.1510	.2296
Colombia	0.2996	-0.2708	0.2427	.02652
Indonesia	0.3187	-0.1333	-0.2460	.07217
Malasia	0.3064	0.1780	-0.1911	.1193
México	0.2919	0.2386	0.3356	.06076
Panamá	0.3018	-0.2869	-0.1380	.02595
Perú	0.3067	-0.2649	-0.0902	.04235
Filipinas	0.1724	-0.4989	-0.1191	.1012
Rusia	0.2955	0.0778	-0.3849	.1453
Sudáfrica	0.2864	0.3209	0.1112	.05263
Turquía	0.2554	0.1606	0.4227	.2489
<b>Promedio</b>	<b>0.2730</b>	<b>0.2517</b>	<b>0.2461</b>	<b>0.1070</b>

**Fuente:** Elaboración propia en base a datos Bloomberg.

Cuadro 8: Correlación CPs y Variables Económicas

Variables	PC1	PC2	PC3	VIX	TED	S&P500	LIBOIS	OISBILL	SLOPE	WTI
PC1	1.000									
PC2	0.000	1.000								
PC3	0.000	0.000	1.000							
VIX	0.738	-0.066	-0.335	1.000						
TED	0.443	-0.201	-0.115	0.589	1.000					
S&P500	-0.143	0.687	0.577	-0.439	-0.271	1.000				
LIBOIS	0.669	0.013	-0.153	0.745	0.884	-0.188	1.000			
OISBILL	-0.135	-0.426	0.033	0.044	0.676	-0.246	0.255	1.000		
SLOPE	0.320	0.064	-0.457	0.385	-0.038	-0.335	0.188	-0.375	1.000	
WTI	-0.330	0.088	-0.573	0.034	0.092	-0.303	0.079	0.055	0.339	1.000

**Fuente:** Elaboración propia en base a datos Bloomberg y FRED.

Cuadro 9: Resultados con Datos de Panel: EMBIG

Variable Dependiente	(1) Spread (EMBIG)
VIX	26.81*** (0.556)
Crisis	99.41*** (11.14)
VIX*Crisis	21.38*** (3.203)
Constant	204.8*** (0.352)
N	40,391
R-cuadrado (Adj)	0.515
Errores estándares robustos en paréntesis	
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

Las primas de largo plazo parecen responder coherentemente con la calidad crediticia y solvencia de las economías emergentes. Aquellos países con menor prima de largo plazo presentan un término interactivo negativo o no significativo, sugiriendo un pequeño efecto diferenciador durante periodos de crisis. Por otro lado, el modelo tiene menor poder explicativo en países tales como Brasil, Turquía y Filipinas, sobre los cuales conjeturamos un mayor rol de las condiciones locales, especialmente las de carácter político-social. Por lo tanto, la evidencia presentada en este apartado muestra que nuestros resultados son robustos a otra medición de spread soberano empleada en la literatura previa (McGuire y Schrijvers 2003; Ciarlone et al. 2009; Agosin y Diaz 2016).

Cuadro 10: Resultados por MCO: EMBIG

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
	Brasil	Chile	China	Colombia	Indonesia	Malasia	México	Panamá	Perú	Filipinas	Rusia	Sudáfrica	Turquía
VIX	-4.955** (1.978)	29.21*** (0.942)	18.49*** (1.293)	18.03*** (1.504)	49.73*** (1.426)	29.86*** (1.113)	18.58*** (1.430)	24.87*** (1.094)	27.00*** (1.034)	32.59*** (2.197)	58.59*** (2.070)	27.60*** (1.996)	19.60*** (1.825)
Crisis	39.16* (21.54)	130.7*** (10.26)	3.500 (14.08)	95.62*** (16.38)	186.6*** (15.53)	80.02*** (12.12)	83.55*** (15.58)	134.7*** (11.91)	103.4*** (11.26)	124.9*** (23.92)	241.8*** (22.54)	16.79 (21.73)	52.47*** (19.87)
VIX*Crisis	45.13*** (5.959)	-11.81*** (2.838)	-1.301 (3.895)	34.49*** (4.531)	46.67*** (4.296)	4.470 (3.352)	17.72*** (4.310)	18.90*** (3.295)	18.90*** (3.116)	15.26** (6.618)	-3.634 (6.236)	51.37*** (6.013)	38.15*** (5.499)
Constante	259.9*** (1.386)	141.0*** (0.660)	139.4*** (0.906)	210.7*** (1.053)	251.9*** (0.999)	143.9*** (0.779)	213.2*** (1.002)	188.4*** (0.766)	183.1*** (0.724)	191.7*** (1.539)	235.6*** (1.450)	219.0*** (1.398)	287.4*** (1.279)
N	3,884	3,884	3,884	3,884	3,884	3,884	3,884	3,884	3,884	3,884	3,884	3,884	3,884
R-Cuadrado	0.155	0.529	0.101	0.443	0.767	0.474	0.340	0.619	0.616	0.307	0.535	0.359	0.320

Errores estándares robustos en paréntesis

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

## 7. Conclusión

El análisis llevado a cabo sugiere la presencia de importantes fuentes de variación global en los spreads soberanos de países emergentes. En particular, la metodología de componentes principales señala que tres factores explican el 91 por ciento de la variación compartida entre spreads durante el 4 de octubre de 2004 y el 29 de agosto de 2009. Estos factores exhiben una alta correlación con medidas de apetito por riesgo en inversionistas, riesgo de liquidez (*flight-to-quality*), y riesgo general de mercado. El trabajo econométrico indica que los spreads responden de forma convencional con las nociones de solvencia y calidad crediticia durante periodos prolongados, aunque en periodos de alta volatilidad e incertidumbre este efecto diferenciador es más bien débil. Los resultados anteriores advierten sobre la vulnerabilidad de los spreads soberanos frente a cambios abruptos en los sentimientos de mercado, especialmente en relación a la volatilidad de mercado y el apetito por riesgo en inversionistas. Las implicancias de política sugieren la adopción de medidas prudenciales tales como la acumulación de reservas o el establecimiento de un fondo soberano para enfrentar posibles contingencias en el clima global de inversión. Por otro lado, se debe tener en cuenta que el bajo costo del financiamiento externo no necesariamente guarda relación con una mejora en la calidad crediticia o el grado de solvencia, sino que puede ser resultado de condiciones financieras favorables de carácter transitorio.

## 8. Apéndice

Frecuentemente, la literatura relacionada suele utilizar las primas crediticias en primeras diferencias para contar con series estacionarias, tal es el caso de McGuire y Schrijvers (2003), Selaive y Délano (2005), Pan y Singleton (2008), y Longstaff et al. (2011). Sin embargo, tal como se expone en Agosin y Diaz (2016)<sup>25</sup>, los spreads soberanos no debiesen ser procesos integrados dado que reflejan la probabilidad implícita de default, la cual no puede divergir en forma permanente después de un *shock*. Adicionalmente, Selaive y Délano (2005) señalan que los spreads debieran ser estacionarios a pesar de que uno observe una alta persistencia, donde la presencia de componentes MA afecta el poder de los test de raíz unitaria (Ng y Perron 1997). De hecho, como muestra el cuadro 11, al realizar un test de Dickey Fuller aumentado sobre las series de spreads y variables económicas globales se tiene que gran parte de ellas son estacionarias en los niveles de confianza tradicionales.

---

25. Una potencial causa del no rechazo de la hipótesis nula según los autores es la dimensión temporal de las series, las cuales no son lo suficientemente largas (2007 - 2012) como para retornar a su nivel promedio. En esta línea, la mayor extensión de los spreads empleados en este documento (2004 – 2019) podría explicar la diferencia en los resultados obtenidos del test Dickey Fuller.

Cuadro 11: Test Dickey Fuller Aumentado

País / Variable	t-estadístico (CDS)	t-estadístico (EMBIG)
Brasil	-3.57	-3.40
Chile	-4.45	-3.72
China	-3.78	-2.15
Colombia	-3.90	-4.56
Indonesia	-3.42	-5.02
Malasia	-3.37	-4.62
México	-4.40	-4.73
Panamá	-5.00	-5.86
Perú	-4.88	-5.29
Filipinas	-3.12	-4.72
Rusia	-3.60	-3.27
Sudáfrica	-4.17	-4.11
Turquía	-3.41	-4.11
Corea	-3.73	-
Tailandia	-3.6	-
VIX	-4.80	-4.80
S&P500	-2.39	-2.39
LIBOIS	-1.71	-1.71
OISBILL	-1.83	-1.83

**Nota:** Los valores críticos al 1, 5 y 10 por ciento son de -3.96, -3.41 y -3.12, respectivamente. Se incluyen entre tres y cuatro rezagos en la especificación del test a partir del análisis de los residuos. Adicionalmente, se incorpora la variable *dummy* asociada a la crisis para capturar el quiebre registrado con la caída de Lehman Brothers que, de no incluirse, sesga los test de raíz unitaria al no rechazo de la hipótesis nula Perron (1989). Todas las especificaciones incluyen tendencia e intercepto.

## Referencias

- Acharya, V., y T. Johnson. 2007. "Insider trading in credit derivatives". *Journal of Financial Economics* 84:110-141.
- Afonso, A., M. Arghyrou y A. Kantonikas. 2012. "The Determinants of Sovereign Bond Yield Spreads in the EMU". *Working Paper. ISEG Economics*, número 36.
- Agosin, M., y J. Diaz. 2016. "Sovereign credit risk in Latin America and global common factors". *Macroeconomics and Development: Roberto Frankel and the Economics of Latin America. Columbia University Press*: 333-353.
- Ang, A., y G. Bekaert. 2002. "International Asset Allocation with Regime Shifts". *Review of Financial Studies* 15 (4): 1137-1187.
- Bai, J. 2003. "Inferential Theory for Factor Models of Large Dimensions". *Econometrica* 71 (1): 135-171.
- Berg, A., y J. Sachs. 1988. "The Debt Crisis: Structural Explanations of Country Performance". *Journal of Development Economics* 29 (3): 271-306.
- Blanco, R., S. Brennan e I.W. Marsh. 2005. "An empirical analysis of the dynamic relation between investment-grade bonds and credit default swaps". *Journal of Finance* 60:2255-2281.
- Ciarlone, A., P. Piselli y G. Trebeschi. 2009. "Emerging market's spreads and global financial conditions". *International Financial Markets, Institutions and Money* 19:222-239.
- Edwards, S. 1984. "LDC Foreign Borrowing and Default Risk: An Empirical Investigation". *American Economic Review* 74 (4): 726-734.
- . 1986. "The Pricing of Bonds and Bank Loans in International Markets: An Empirical Analysis of Developing Countries' Foreign Borrowing". *European Economic Review* 30 (3): 565-589.
- Eichengreen, B., y A. Mody. 2000. "What Explains Changing Spreads on Emerging-Market Debt: Fundamentals or Market Sentiment?" *Economics of International Capital Flows, ed. Sebastian Edwards*: 107-136.
- Eichengreen, B., A. Mody, M. Nedeljkovic y L. Sarno. 2012. "How the Subprime Crisis went global: Evidence from bank credit default swap spreads". *Journal of International Money and Finance* 31 (5): 1299-1318.



- Ferrucci, G. 2003. "Empirical determinants of emerging economies' sovereign bond spreads". *Working Paper. Bank of England*.
- Geyer, A., S. Kossmeier y S. Pichler. 2004. "Measuring Systematic Risk in EMU Government Yield Spreads". *Review of Finance* 8 (2): 171-197.
- Jones, S. 2009. "Why letting Lehman go did crush the financial markets". *The Financial Times*. <https://ftalphaville.ft.com/> (12 Marzo).
- Kamin, S., y K. von Kleist. 1999. "The Evolution and Determinants of Emerging Market Spreads in the 1990s". *Working Paper. BIS*, número 68.
- Kelly, R., y A. Sokmen. 2019. "Turkey Diagnostic". *European Bank for Reconstruction and Development*.
- Longstaff, F., J. Pan, L. Pedersen y K. Singleton. 2011. "How Sovereign is Sovereign Credit Risk". *American Economic Journal: Macroeconomics* 3 (2): 75-103.
- McGuire, P., y M.A Schrijvers. 2003. "Common factors in emerging market spreads". *Quarterly Review. Bank for International Settlements*.
- Ng, S., y P. Perron. 1997. "Estimation and Inference in Nearly Unbalanced Nearly Cointegrated Systems". *Journal of Econometrics* 79:53-81.
- Pan, J., y K. Singleton. 2008. "Default and Recovery Implicit in the Term Structure of Sovereign CDS Spreads". *Journal of Finance* 63 (1): 2345-2384.
- Perron, P. 1989. "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Econometrica* 57 (6): 1361-1401.
- Selaive, J., y V. Délano. 2005. "Spreads Soberanos: Una aproximación factorial". *Working Paper. Banco Central de Chile*, número 309.
- Singleton, J., D. Duffie y L. Pedersen. 2003. "Modeling Sovereign Yield Spreads: A Case Study of Russian Debt". *Journal of Finance* 58 (1): 119-159.
- Taylor, J.B. 2009. "Getting off Track: How Government Actions and Interventions Caused, Prolonged, and Worsened the Financial Crisis". *Hoover Institution Press, Stanford, CA*.
- Wu, E., M. Scatigna y R. Eli. 2008. "The Dynamic Pricing of Sovereign Risk in Emerging Markets: Fundamentals and Risk Aversion". *Journal of Fixed Income* 17 (4): 57-71.
- Yafeh, Y., M. Paolo y N. Sussman. 2002. "Emerging Market Spreads: Then Versus Now". *Quarterly Journal of Economics* 117 (2): 695-733.

- Yeyati, E., y M. Rozada. 2005. "Global Factors and Emerging Market Spreads". *Working Paper. IDB*, número 552.
- Zhang, F. 2008. "Market Expectations and Default Risk Premium in Credit Default Swap Prices: A Study of Argentine Default". *Journal of Fixed Income* 18 (1): 37-55.