

TRABAJO DE GRADO PARA OPTAR POR EL TÍTULO DE  
MAGÍSTER EN ECONOMÍA APLICADA

**EFFECTO DE LA TASA DE INTERÉS MUNDIAL SOBRE LOS  
MERCADOS ACCIONARIOS DE ECONOMÍAS EMERGENTES**

ORLANDO JOAQUI BARANDICA



SANTIAGO DE CALI

2017

# Efecto de la tasa de interés mundial sobre los mercados accionarios de economías emergentes

## Trabajo de grado

ORLANDO JOAQUI BARANDICA<sup>1,a</sup>

DIRECCIÓN

JORGE MARIO URIBE GIL<sup>b</sup>

<sup>1</sup> MAESTRÍA EN ECONOMÍA APLICADA, FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES Y ECONÓMICAS, UNIVERSIDAD DEL VALLE, CALI, COLOMBIA

.....

## Resumen

Este estudio muestra el efecto de las variaciones de la tasa de interés mundial (TIM) sobre los índices de precios de las acciones de economías emergentes. Para tal fin, mediante el análisis de componentes principales se utiliza información de tasas de interés de países desarrollados para generar un factor común que responda a la integración de la economía global. Posteriormente haciendo uso de los modelos no lineales de rezagos distribuidos (DLNM) se evalúa el impacto de las condiciones de liquidez del mercado mundial a través de la TIM sobre el índice de precios de las acciones de un grupo de países de economías emergentes pertenecientes al grupo CIVETS. Los resultados respaldan lo expuesto en la teoría económica respecto a la relación negativa entre tasas de interés y retornos de las acciones, exceptuando una relación directa contemporáneamente. Se identifican países tales como Sudáfrica y Colombia, como países atractivos para la inversión, además de observar respuestas relativamente simétricas de los efectos en países como Egipto y Turquía.

**Palabras clave:** Acciones, CIVETS, Estrés Financiero, Mercado de capitales, Rezagos distribuidos no lineales (DLNM), Tasa de interés.

---

<sup>a</sup> Estudiante de Maestría en Economía Aplicada. Universidad del Valle. E-mail: orlando.joaqui@correounivalle.edu.co

<sup>b</sup> Profesor de Economía. Universidad del Valle E-mail: jorge.uribe@correounivalle.edu.co

## 1. Introducción

En la literatura sobre la relación entre la tasa de interés y el precio de mercado, se explica la tasa de interés como una medida del valor temporal del dinero, el cual es uno de los principales determinantes de las cotizaciones bursátiles (Mishkin, 2008). La tasa de interés desempeña un papel importante en cualquier economía como una variable macroeconómica clave, por lo tanto, cualquier cambio en la tasa de interés puede causar dificultad para los inversionistas y puede afectar la solvencia de las empresas mediante la fluctuación de precios de las acciones. Los mercados financieros por su parte, gozan hoy en día de una mayor integración conforme a las relaciones comerciales y financieras existentes entre economías emergentes y desarrolladas, motivo por el cual los inversores tienen el privilegio de establecer sus capitales en una vasta y diversificada cartera (Eichengreen & Gupta, 2015). El propósito fundamental de este trabajo es examinar, la respuesta de los mercados accionarios de países emergentes ante choques en la liquidez del mercado mundial, medida a través de una tasa de interés mundial. También comprobar si tal respuesta, es la misma bajo diferentes situaciones del mercado. Es decir, si los índices de precios de las acciones reaccionan de la misma manera durante periodos de crecimiento o estrés financiero. Para esto, se analiza el comportamiento de la respuesta en dos dimensiones: el espectro de valores de la tasa de interés y la dimensión temporal.

La integración de mercados emergentes a economías globales es abordada por diferentes autores, entre ellos, Bahadir y Lastrapes (2015) quienes plantean que bajo la integración del mercado de capitales, las tasas de interés de mercados emergentes deben responder a los cambios en la tasa de interés mundial. Este estudio se centra entonces en analizar el vínculo entre economías emergentes y economías desarrolladas en el mercado de capitales, mediante la estimación de una tasa de interés común a los países desarrollados en pro de evaluar el impacto de las condiciones de liquidez del mercado mundial sobre las economías emergentes.

Para los inversionistas financieros es de gran interés descubrir cómo los cambios en las tasas de interés pueden ayudarlos a prever los precios de las acciones en el futuro, para así dar un manejo adecuado a sus portafolios (Amarasinghe, 2015). Por lo cual, autores como Alam & Uddin, (2009) destacan entonces el fuerte impacto de los cambios de la tasa de interés sobre los mercados financieros analizando las implicaciones en la política monetaria sobre los mercados financieros, teniendo como principal resultado

una correlación negativa significativa entre la posición de política y el precio de las acciones (Gan, Lee, Yong, & Jun, 2006). También autores como Audante (2015) plantean que cambios en las expectativas sobre el alza en las tasas de interés de la FED afectan las economías emergentes, entre ellas América Latina, mediante los canales de transmisión que se manifiestan con la salida de capitales, elevación del costo de financiamiento interno para agentes domésticos, entre otros (Eichengreen & Gupta, 2015). Esta interdependencia implica que los choques, ya sean de naturaleza local o global, son transmitidos a través de los países debido a sus vínculos comerciales y financieros (Bernardi, 2005), “contagio basado en los fundamentales” según Calvo, Leiderman, & Reinhart (1996). Otros como Lynge & Zumwalt (1980), Campbell (1985) y Flannery & James (1984) se centran en estudiar de una manera empírica la relación entre tasas de interés y precios de acción a nivel interno, la mayoría de autores encuentran una relación negativa tales como Bashir & Hassan (1997), Bulmash y Trivoli (1991), Abdullah & Hayworth (1993), (Gan, Lee, Yong, & Jun 2006) (Premawardhana 1997). No obstante otros autores plantean relaciones positivas contemporáneamente y a un rezago Geske & Roll (1983), Bulmash & Trivoli (1991) y Hasan, Samarakoon, & Hasan (2000).

En este documento se utiliza un análisis multivariado (Componentes principales) para estimar un factor común que responde a la integración de las tasas de interés de países desarrollados, interpretado como la “tasa de interés mundial”. Este factor recoge la variabilidad de las condiciones de la liquidez mundial capturando información sobre el mercado global de capitales, explicando casi la totalidad de la variación común de los rendimientos de la muestra. Se realiza una aplicación metodológica novedosa en temas financieros como son los modelos de rezagos no lineales distribuidos (DLNM), los cuales, permiten evaluar la respuesta dinámica de los índices bursátiles de un grupo de economías emergentes denominado CIVETS ante choques globales sobre las condiciones de la liquidez mundial, siempre bajo un enfoque de integración de mercados de capital. Los resultados apoyan la evidencia de la relación negativa expuesta por la teoría económica, así como el comportamiento a través de diferentes rezagos después de presentado el choque, identificándose que alrededor de 10 a 15 días después de presentado, este pierde significancia. Países como Sudáfrica y Colombia se destacan dentro del grupo de economías emergentes del CIVETS, como economías más atractivas para los inversionistas ante escenarios de reducción en la tasa de interés mundial. Posteriormente, se analiza la magnitud del efecto en la respuesta para evaluar la simetría ante reducciones o aumentos en la tasa de interés, encontrando que las respuestas más simétricas de los índices de precios ante cambios en la tasa de interés mundial se encuentran en países como Egipto y Turquía.

Mientras que en Sudáfrica hay mayor sensibilidad por parte de los inversionistas ante choques negativos en la tasa de interés mundial que ante aumentos en la tasa de interés.

El desarrollo de este trabajo es útil para la comprensión de los resultados económicos de los países emergentes, especialmente a la luz del vínculo existente de los mercados de capital a las economías del resto del mundo, además de evaluar la sensibilidad de las economías emergentes en sus respuestas dinámicas bajo las condiciones globales de liquidez observando la movilidad de capital internacional e identificando economías atractivas ante choques a la liquidez mundial.

Este documento se organiza de la siguiente forma: En la sección 2 se encuentra una revisión de la literatura, seguido la sección 3 dónde se plantea la metodología y en la 4 una descripción de los datos. En la sección 5 se encuentran los resultados de la estimación de la tasa de interés mundial y los efectos presentados sobre los índices de precios de las acciones de países emergentes y posteriormente en la sección 6 y 7, conclusiones y anexos respectivamente.

## **2. Estado del arte**

La sensibilidad de los precios de las acciones ante la tasa de interés de la economía se ha explorado teórica y empíricamente en un gran número de estudios. Existen trabajos que documentan la relación entre variables macroeconómicas y rendimientos de mercado a nivel local, específicamente para mercados desarrollados o a su vez para mercados emergentes. Entre tanto, dicha sensibilidad de los rendimientos del mercado en relación a la integración de economías emergentes con economías desarrolladas carece de profundidad en la literatura.

Es por esto que uno de los principales intereses de esta investigación es aportar a la literatura un estudio que acorte la brecha de identificación del vínculo subyacente de variables macroeconómicas “globales” a partir de información de mercados desarrollados y su efecto en el rendimiento de mercados accionarios de economías emergentes. De tal manera, enfocado en el objetivo de la investigación y dado que pocos estudios registran la relación expuesta anteriormente (Abugri, 2006), aparecen principalmente dos líneas de investigación que enmarcan ramas específicas de la literatura y documentan los resultados e hipótesis

necesarias que sirven de soporte para este estudio. La primera categoría y base de la investigación se adhiere a una integración o forma de relación de economías desarrolladas vs economías emergentes, mientras que la segunda se preocupa por analizar el comportamiento del efecto de la tasa de interés sobre los índices de mercado presentando principalmente un planteamiento empírico para la estimación del efecto.

### **Integración de economías desarrolladas vs economías emergentes.**

La relación de economías emergentes o integración de estas a mercados mundiales de capital supone una respuesta común de tasas de interés de mercados emergentes ante cambios en los comportamientos de las tasas de interés globales. Esta relación está basada en la estructura básica del modelo de equilibrio general de Bai & Zhang (2012) (Bahadir & Lastrapes, 2015), la cual determina que los países eligen su consumo y la inversión interna para maximizar la utilidad vitalicia de los hogares utilizando los mercados de capitales internacionales como intermediarios financieros para prestar o pedir prestado mediante la emisión de bonos. Así pues, se incurre en una probabilidad de incumplimiento de pago por parte de los países como en determinadas preferencias de riesgo por parte de los inversionistas globales, información que es capturada por tasas de interés mundiales. Respondiendo de esta manera las tasas de interés nacionales de cualquier país que se encuentre abierto a nivel internacional para las transacciones en los mercados financieros a comportamientos globales comunes como tasas de interés globales, generando así integración de mercados. Estudios como los de Bahadir & Lastrapes (2015) buscan examinar empíricamente esta relación mediante un modelo de factores dinámicos realizando la estimación de una tasa de interés mundial latente. Dicha tasa de interés mundial dado que no es observable, es estimada mediante los métodos de componentes principales (Stock & Watson, 2011) (Bernanke, Boivin, & Elias, 2005) (Bai, 2013) utilizando información de diferentes tasas de interés de mercados industrializados. Autores como Barro & Sala-i Martín (1990), Gagnon & Unferth (1995), y Desroches & Francis (2010) utilizan métodos similares para la estimación de una tasa de interés mundial. Una vez identificado por parte de los autores (Bahadir & Lastrapes 2015) un componente global a los mercados financieros específicos de cada país desarrollado, el objetivo de medir el grado de integración de las economías emergentes se realiza sobre los rendimientos de los bonos soberanos, en donde, si existe integración entre los mercados de capital, los rendimientos de tipo local serán sensibles a las perturbaciones de la tasa de interés mundial.

El enfoque planteado en este trabajo es muy similar a la metodología realizada por Bahadir & Lastrapes (2015) para la estimación de la tasa de interés mundial, a excepción de la manera en cómo abordar la

integración de economías emergentes, basándose este estudio en una muestra más específica de economías emergentes mediante el uso de índices de renta variable. La principal contribución a la extensa literatura sobre integración de economías desarrolladas y emergentes, radica en el uso de modelos de rezagos no lineales distribuidos (DLNM), los cuáles permiten una mayor comprensión de la relación existente en el mercado de capitales de economías emergentes y los determinantes macroeconómicos globales. A parte, es una técnica no común en la modelación empírica dentro del campo financiero.

Existen metodologías comunmente utilizadas en la econometría empírica como FAVAR usadas por Bahadir & Lastrapes (2015), la cual ayuda a concluir resultados consistentes con la integración del mercado de capitales en las economías emergentes. Aunque dicho resultado no es general para todos los mercados emergentes, si se resalta la importancia para los datos de la deuda a largo plazo dada en dólares (EMBI). Al igual, Mosquera, Restrepo, & Uribe (2016) utilizan un FAVAR para evaluar el efecto de las condiciones financieras internacionales sobre las variables macroeconómicas colombianas, estimando índices de condiciones financieras para mercados accionarios de países desarrollados y emergentes usando análisis de componentes principales. También autores como Chuliá, Guillén, & Uribe (2017) hacen uso de técnicas como los modelos multivariados cuantílicos (White, Manganelli, & Kim, 2015) (Manganelli & Robert, 2004) para estimar las respuestas de 6 principales mercados bursátiles de América Latina ante choques en el índice de valores de USA, comparando la respuesta con economías desarrolladas del G7, en dónde encuentran que las respuestas para diferentes cuantiles de la distribución son asimétricas.

### **Impacto en el mercado accionario ante cambios en la tasa de interés**

El impacto de la tasa de interés sobre el rendimiento de las acciones ha sido ampliamente estudiado por diversos autores que enmarcan sus resultados generalmente en una relación negativa. Esta relación tiene sustento en proposiciones teóricas, como las planteadas mediante el “efecto Fisher” (Abugri, 2006), dónde se describe que las tasas nominales esperadas de interés sobre los activos financieros deben moverse uno a uno con la inflación esperada (Fisher, 1930). Además, se espera que los cambios en las tasas a corto y largo plazo afecten la tasa de descuento en la misma dirección a través de su efecto en la tasa nominal libre de riesgo (Mukherjee & Naka, 1995). Un medio de influencia sobre el precio de las acciones viene dado por las expectativas de los inversionistas en relación con los rendimientos de otros títulos disponibles como los bonos cuyo rendimiento está dado por una tasa fija y relativamente segura, mientras que las acciones presentan rendimientos de una u otra manera inciertos determinados también por la fuerza de

oferta y demanda del mercado. Por lo tanto, se espera que las tasas de interés estén relacionadas negativamente con los rendimientos del mercado ya sea a través del efecto inflacionario o del factor de descuento, como por movimientos en la misma que estimulen la inversión en renta fija y desestimulen la inversión en acciones o caso contrario. La tasa de interés no es la única causa que determina el precio de las acciones, ya que existen otros diversos factores que provocan movimientos en los precios por ejemplo como noticias, decisiones macroeconómicas, expectativas de los inversores y del mercado, riesgo y beneficios percibidos por acción, así como condiciones de inflación y liquidez. Autores como Lynge & Zumwalt (1980), Campbell (1985) y Flannery & James (1984) presentan estudios de sensibilidad de rendimientos de las acciones ante cambios inesperados de los tipos de interés, concluyendo que dicha sensibilidad varía dependiendo del plazo o estructura temporal de la tasa de interés. Por su parte, Alam y Uddin (2009) también respaldan dicho argumento en su estudio tanto para países desarrollados y en desarrollo (o emergentes), en donde agregan además, que si la tasa de interés se controla considerablemente para estos países, habrá un gran beneficio para la bolsa de valores de éstos, dado que incentivará la demanda de más inversores en el mercado de acciones.

El interés de la investigación sobre el tema ha llamado más la atención en la literatura empírica dado que hay una creciente evidencia de una relación negativa significativa entre el rendimiento de las acciones y los cambios en las tasas de interés. Dicha relación negativa entre los rendimientos de las acciones y la tasa de interés se ha enmarcado comunmente en estudios de las rentabilidades de las acciones de países desarrollados como Estados Unidos, por ejemplo, Bashir & Hassan (1997) encuentran evidencia de que los rendimientos de los bancos comerciales de valores son sensibles a la tasa de interés. Bulmash y Trivoli (1991) encuentran que el precio actual de las acciones de Estados Unidos está positivamente correlacionado con el del mes anterior y existe una relación negativa entre el precio de las acciones y la tasa de los bonos del Tesoro de Estados Unidos. Abdullah & Hayworth (1993) observaron que los rendimientos de las acciones de Estados Unidos están relacionados negativamente con las tasas de interés a corto y largo plazo. Madura & Schnusenberg (1980) examinaron la interacción entre los bancos bajo rendimientos y la tasa de descuento de la Reserva Federal de Estados Unidos y encontraron que estaban relacionados negativamente.

Estudios en economías emergentes como Sri Lanka o China también confirman la existencia de relaciones negativas (Gan, Lee, Yong, & Jun 2006) (Premawardhana 1997). Por ejemplo, Liu & Shrestha (2008) examinan la relación a largo plazo entre la tasa de interés y los índices bursátiles en China empleando

análisis de cointegración con heterocedasticidad en dónde encuentran que existe relación a largo plazo entre el mercado de valores y tipos de interés. Mientras Pilinkus & Boguslauskas (2009) analizan las relaciones cortas y concluyen que las tasas de interés a corto plazo influyen negativamente sobre los precios del mercado de valores.

No todas las investigaciones plantean una relación negativa. Existen algunos autores como Geske & Roll (1983), Bulmash & Trivoli (1991) y Hasan, Samarakoon, & Hasan (2000) que determinan según resultados empíricos que los rendimientos de las acciones tienen una relación positiva significativa con el rendimiento contemporáneo y rezagando un año los bonos del tesoro.

Los estudios de las relaciones entre rendimientos y tasas de interés se han realizado tanto a nivel de mercados desarrollados o emergentes de manera específica, haciendo uso de tasas de interés locales o en algunos casos tomando como proxy de una tasa global, a Estados Unidos. Este trabajo marca una extensión a la literatura mencionada siendo un enlace para analizar el efecto entre determinantes macroeconómicos globales sobre rendimientos en mercados emergentes mediante modelos no convencionales dentro del campo financiero, como los DLNM planteados por (Gasparrini, A.; Armstrong, B.; Kenward, M., 2010) en dónde se pueden representar simultáneamente las dependencias de exposición-respuesta no lineales y los efectos retardados.

### 3. Metodología

Motivado en la metodología planteada por Bahadir & Lastrapes (2015) en la estimación de la tasa de interés mundial, se utilizaron los rendimientos de deuda pública de mercados industrializados a largo plazo (10 Years Yields) para realizar un análisis de componentes principales (ACP). Este tiene como objetivo reducir la dimensionalidad de la información, es decir, representar adecuadamente las  $N$  tasas de interés de largo plazo por un número menor de variables construidas a partir de combinaciones lineales de las originales, esta técnica es debida a Hotelling (1933) quien integró a la estadística matemática los primeros ajustes ortogonales por mínimos cuadrados hechos por Pearson (1901) (Ver también (Peña, 2002) (Lebart, Morineau, & Piron, 1995)). El ACP permite, mediante la reducción de la dimensionalidad identificar posibles “variables latentes” o no observadas que generan la variabilidad de los datos (Peña, 2002). En este

sentido, Bahadir y Lastrapes (2015) argumentan que en los países industrializados integrados a los mercados de capitales de todo el mundo, los rendimientos proporcionan suficiente información sobre los mercados globales de fondos prestables, de tal manera, existe un único factor común (tasa de interés mundial -TIM-) que explica la mayor parte de la variación en sus rendimientos (Barro & Sala-i Martín, 1990) (Gagnon & Unferth, 1995) (Desroches & Francis, 2010). Se toma la primera componente principal como la tasa de interés mundial (estandarizando los datos (Theil, 1971)) debido a que es la variable latente que presenta mayor explicación de la variabilidad, la cual, se representa por un vector  $X_1$  dado por:

$$X_1 = W a_1 \quad (1)$$

sea  $W = \{W_{it}\}$  una matriz que contiene la información de las tasas de interés a largo plazo estandarizadas (Theil, 1971), en donde,  $i = 1, \dots, N$  tasas de interés del rendimiento de deuda nacional (10 Years Yield) para los países industrializados; y un tamaño de observaciones  $t = 1, \dots, T$ .  $a_1 = (a_{11}, \dots, a_{1N})'$  representa un vector normado. Se elige el factor o componente principal mediante los criterios de información descritos por Bai & Ng (2002) y Stock & Watson (2011), tales como un diagnóstico visual realizado sobre la contribución marginal del  $i$ -ésimo componente principal estimado en un gráfico de orden de los eigenvalores, así como, la evaluación de parsimonia mediante la inclusión de un factor adicional. Se espera que el primer factor siga la trayectoria general de los datos, teniendo un poder explicativo de la variabilidad mucho mayor respecto a los otros factores que presentarán una contribución trivial, proporcionando poca información sobre los movimientos comunes de las tasas de interés, lo cual no tendría relevancia económica, capturando solamente efectos locales específicos más no globales. Se argumenta de esta manera la elección del primer factor común interpretándolo como la tasa de interés mundial.

La principal ventaja del uso del ACP, sobre estimaciones de modelos paramétricos de baja dimensión ( $N$  pequeño) en donde se utilizan técnicas de máxima verosimilitud gaussiana y el filtro de Kaman, es que el estimador del ACP proporcionado por todo el espacio abarcado por los factores es consistente y además, si  $N$  es suficientemente grande, entonces los factores se estiman con precisión suficiente para ser tratados como datos en regresiones posteriores. Aunque las estimaciones de las otras técnicas de comparación son óptimas para los factores bajo los supuestos y parámetros del modelo, el ACP presenta procedimientos menos engorrosos para la estimación de estos. Es posible tener variables omitidas al realizar las estimaciones de la tasa de interés, pero precisamente los componentes principales son una buena forma de aliviar este problema dado que permite recoger la mayor variabilidad del conjunto de información

utilizado. Lo anterior ha sido ampliamente discutido por Bernanke, Boivin, & Eliasz (2005) destacando la utilidad de la técnica para identificar correctamente el mecanismo de transmisión monetaria, además, respecto a la consistencia del estimador de ACP autores como Connor & Korajczyk (1986), Stock & Watson (2002, 2011) y Rosoiu (2015) han demostrado que los estimadores son consistentes respecto a los verdaderos factores latentes sujetos a una normalización, requiriendo que tanto  $N \rightarrow \infty$  y  $T \rightarrow \infty$ . Las estimaciones del factor pueden tratarse como datos para los propósitos de una segunda etapa de regresión de mínimos cuadrados, es decir, en el cual el error de estimación del factor no afecta a la distribución asintótica de los coeficientes de mínimos cuadrados utilizando el factor estimado como un regresor.

El método ACP sigue siendo viable incluso en comparación a técnicas como los componentes principales dinámicos ya que éstos, según Stock & Watson (2011), no pueden ser utilizados directamente para la predicción, variables instrumentales de regresión, FAVAR u otras aplicaciones que requieran estimaciones sobre la muestra completa, debido a que los componentes dinámicos aunque son consistentes requieren suavización a dos lados “Two-side filter”, además han mostrado que las cargas no son muy propensas a experimentar quiebres estructurales. En contraste, recientemente autores como Forni, Hallin, Lippi, & Zaffaroni (2017) se encuentran explorando el uso de los factores dinámicos generalizados (Forni, Hallin, Lippi, & Reichlin 2000) evaluando las propiedades asintóticas de un estimador semiparamétrico de cargas y choques comunes basados en filtros unilaterales propuestos recientemente por Forni, Hallin, Lippi, & Zaffaroni (2015) obteniendo resultados de estimadores consistentes y con buen desempeño para la predicción fuera de la muestra. Para efectos de este trabajo se utilizan componentes estáticos que han sido dominantes en esta literatura, siendo los componentes dinámicos una opción que podría explorarse en futuros trabajos. Por último, se resalta que la ventaja de definir los ponderadores de forma éxogena y que no sean parámetros estimables del modelo, radica en que no se debe imponer restricciones que habitualmente no son veraces.

Para medir el impacto de las condiciones de liquidez del mercado mundial (medido a través de la tasa de interés de países desarrollados) sobre los índices de precios de las acciones en economías emergentes calculados por Morgan Stanley (MSCI), se usará el modelo no lineal de rezagos distribuidos (DLNM), debido a las características asimétricas y no lineales de las variables macroeconómicas (Karamelikli, 2016), para justificar la no linealidad pueden realizarse pruebas formales como quiebres estructurales endógenos sobre un modelo OLS tradicional, o la prueba BDS (Brock, Dechert, Scheinkman, & LeBaron, 1996). Gasparri, A.; Armstrong, B.; Kenward, M., (2010) argumentan que mientras los modelos de rezagos distribuidos convencionales (DLM) (Koyck, 1955) (Alt, 1942) (Tinbergen, 1949) (Almon, 1965) son

adecuados para describir la estructura de rezagos de los efectos lineales, muestran algunas limitaciones cuando se utilizan para representar relaciones no lineales. De tal manera, se propone una extensión de la metodología DLN a los DLNM, la cual fue una generalización realizada por Armstrong (2006). Estos son una familia de modelos que relajan aún más las suposiciones sobre la forma de la relación que puede describir los efectos que varían de forma simultánea tanto a lo largo del espectro de valores que toma el predictor (en este caso la tasa de interés mundial) como en la dimensión del rezago. La elección de esta metodología principalmente está motivada por el acercamiento de técnicas novedosas dentro del campo económico y financiero.

Una representación general del modelo se puede dar siguiendo a Gasparrini (2011), aquí se puede describir la variable respuesta  $Y_t$ , índices de precios de acciones calculados por Morgan Stanley (MSCI) con  $t = 1, \dots, n$  como:

$$g(\mu_t) = \alpha + \sum_{j=1}^J s_j(x_{tj}; \beta_j) + \sum_{k=1}^K \gamma_k u_{tk} \quad (2)$$

En dónde  $\mu \equiv E(Y)$ ,  $g$  es una función de enlace monotónica. La función  $s_j$  representa la relación suavizada entre las variables  $X_j$  (En este caso sólo se presenta la tasa de interés mundial como variable explicativa) y el predictor lineal que se encuentra representado por el vector de parámetros  $\beta_j$ . Las variables  $u_k$  incluyen otros predictores con efectos lineales especificados por los coeficientes relacionados  $\gamma_k$ . El concepto en el desarrollo del DLNM para el estudio plantea que el MSCI en el tiempo  $t$  puede ser descrito como la suma ponderada de los efectos acumulados de la serie de la tasa de interés mundial  $X_{t-l_0}, \dots, X_{t-L}$ , en dónde  $l = l_0, \dots, L$  se define cómo rezago; con  $l_0$  y  $L$  respectivamente cómo los rezagos mínimo y máximo. De tal manera, existen dos funciones definidas por  $f(x)$  y  $w(l)$  que determinan la relación exposición-respuesta y rezago-respuesta respectivamente, es decir, TIM-MSCI y Rezago-MSCI. La combinación de dichas funciones sobre un espacio bidimensional da como resultado una función exposición-rezago-respuesta (TIM-Rezago-MSCI). Se representa entonces una función cross-basis que permite suavizar las funciones sobre una red multidimensional en la cual simultáneamente se presentan los efectos en el espectro de la variable y en su dimensión de retardo. Se podría entonces siguiendo a Gasparrini (2014) representar la respuesta de los índices de precios como  $s(x_t; \eta)$  con parámetros  $\eta$ :

$$s(x_t; \eta) = \int_{l_0}^L f \cdot w(X_{t-l}, l) \, dl \approx \sum_{l=l_0}^L f \cdot w(X_{t-l}, l) = \mathbf{W}_{x,t}^T \eta \quad (3)$$

$$s(x_t; \eta) = \sum_{j=1}^{v_x} \sum_{k=1}^{v_l} r_{j,t}^T c_{\cdot k} \eta_{jk} = \mathbf{W}_{x,t}^T \eta \quad (4)$$

La función  $s(x, t)$  se calcula como la integral aproximada de la función exposición-rezago-respuesta. La parametrización obtenida en la ecuación anterior se obtiene por  $r_{j,t}^T$  que es el vector de exposiciones rezagadas para el tiempo  $t$  transformado a través de la función base  $j$ ,  $c$  define una serie de funciones polinómicas o spline de  $l$  que describen el efecto como una curva suavizada a lo largo de los rezagos. Las componentes anteriores vinculadas a través de la función cross-basis mediante la elección de una base para las funciones  $f(x)$  y  $w(l)$  generan las variables transformadas  $\mathbf{W}_{x,t}^T$  combinadas linealmente con los parámetros  $\eta$  (Gasparrini 2011) (Gasparrini 2014).

Gasparrini (2014) propone una interpretación menos compleja en la cual para un tiempo  $t$ , la parametrización de la cross-basis en la ecuación anterior se puede reexpresar como:

$$\mathbf{W}_{x,t}^T \eta = \sum_{l=l_0}^L \beta_{x_{t-l}, l} \quad (5)$$

Esta asociación acumulativa global se compone de la suma de las contribuciones  $\beta_{x_{t-l}, l}$  de las exposiciones de la tasa de interés mundial  $X_{t-l_0}, \dots, X_{t-L}$  experimentadas dentro del periodo de rezago.

En general los DLNM pueden usarse para modelar el efecto de factores que muestran al mismo tiempo dependencias no lineales y efectos retardados, con una especificación conceptualmente simple, pero lo suficientemente flexible como para permitir una amplia gama de modelos, incluyendo variantes simples así como más complejas. Motivo por el cual, esta técnica en comparación a otras similares, por ejemplo, como la presentada por White, Manganelli, & Kim (2015) a través del modelo multivariado de regresión cuantílica, la cual, aunque es una metodología muy útil para el modelamiento de cuantiles condicionales puesto que sus resultados son robustos ante valores atípicos y adicionalmente no impone supuestos distribucionales, no goza de la capacidad de análisis dada por el DLNM para todo el espectro de valores de la TIM, así como en sus rezagos. Una dificultad resaltada del DLNM está dada por la abundancia de elección de los criterios que se pueden utilizar para elegir entre alternativas (tipos de base, número y

colocación de nudos, rezago máximo, centramiento). Debido a que no hay consenso sobre lo que comprende un modelo “óptimo”, los análisis de sensibilidad son particularmente importantes, permitiendo evaluar la dependencia de las conclusiones sobre la elección del modelo. También hay un problema de selección de modelos para covariables, algunas partes de las cuales también podrían ser DLNM. Este problema, a veces denominado incertidumbre de ajuste, ha recibido cierta atención en estudios de series de tiempo de contaminación (Dominici, Wang, Crainiceanu, & Parmigiani, 2008) (Crainiceanu, Dominici, & Parmigiani, 2008), así como estudios en general (Ritov & Bickel, 1990). En el mecanismo de elección de parámetros se sigue a Muhammad, Chaussaletb, & Koizumic (2017), en dónde se selecciona el grado del polinomio y los grados de libertad para todas las bases variables y la base del rezago según los resultados del análisis exploratorio de datos, estudios previos y también los Criterios de Información Akaike y Bayes (AIC, BIC) probados bajo diversos valores de grados de libertad y polinomios (Hastie & Tibshirani, 1990) (Wood, 2006). Una ventaja del DLNM es el hecho de poder contrastar mediante los intervalos de confianza la significancia de cada coeficiente estimado en el tiempo de manera gráfica, debido al gran volumen de información.

## 4. Datos

En la estimación de la tasa de interés mundial se utilizó una muestra de series de tasas de interés del rendimiento de deuda nacional reportadas en la base de datos Bloomberg para 13 países clasificados como desarrollados (Tabla 1) (Bahadir & Lastrapes 2015) (Kose, Otrok, & Prasad, 2012) (Uribe & Mosquera 2016). Se utilizaron las series con una periodicidad semanal (5 días) desde Enero del 2000 hasta Agosto del 2016 para un total de 872 observaciones, según Bahadir & Lastrapes (2015) periodo el cual es caracterizado por una tendencia general hacia una mayor integración de mercados financieros. Se incluyeron las tasas de interés a largo plazo (10 Years Yields) por disponibilidad de muestra. El procesamiento de los datos fue realizado en el software estadístico de R (R Core Team, 2013).

La figura 1 muestra el comportamiento de los rendimientos para los países de la muestra en el periodo analizado. Se percibe cierta similitud entre las series respecto a su tendencia leve a la baja. Se observa que existe un grupo de países que marcan un comportamiento relativamente semejante en el valor de sus tasas de interés iniciando aproximadamente en un 6%, para los cuales, alrededor de mitad de año de 2003 y

finalización del 2008 se presenta una caída en el rendimiento de deuda. Existen ciertos países con comportamientos diferentes, como Suiza y Japón que presentan las tasas de interés más bajas del grupo de países desarrollados; y Nueva Zelanda y Australia con las tasas de interés más altas. Además, se distingue a partir del año 2012 cómo las tasas de interés pierden homogeneidad respecto a la tendencia conjunta que traían en periodos anteriores, presentándose los picos más altos en las series de España e Italia. Las series presentadas se detallan como tipos de tasa de interés real, las cuales se definen a partir de la diferencia entre la tasa de interés nominal y la inflación, por ende, en algunos casos puede ser negativa, para periodos de inflación mayores a términos de interés nominal.



Figura 1. Rendimiento de la deuda nacional en países desarrollados. Tasa de interés - 10 Years Yield. Fuente: Elaboración propia con datos de Bloomberg.

Para observar la respuesta de los mercados accionarios de países emergentes ante variaciones en la tasa de interés mundial, se utilizaron series de índices de precios de acciones calculados por Morgan Stanley (MSCI) reportados en la base de datos de Bloomberg. Estos índices miden el comportamiento de los precios de los activos en el mercado bursátil de cada país sin tener en cuenta los dividendos y están contruidos de una manera estándar lo que permite compararlos (Uribe & Mosquera 2016). El periodo de análisis está comprendido de igual manera desde Enero de 2000 hasta Agosto de 2016 a nivel semanal para un total de 872 observaciones.

Se estableció un conjunto de países de economías emergentes denominado CIVETS para evaluar el impacto de la tasa de interés mundial sobre los índices de precios de las acciones. Dicha sigla fue utilizada por The Economist Intelligence Unit (EIU) en el año 2009 para referirse a Colombia, Indonesia, Vietnam,

Egipto, Turquía y Sudáfrica como los nuevos candidatos a posicionarse entre los países emergentes. Korkmaz, Çevik, & Atukeren (2012) definen que a pesar de algunas disparidades en el nivel de desarrollo de los países que conforman el CIVETS, estos comparten elementos comunes como poblaciones jóvenes, estabilidad política, estructura económica nacional diversificada, mercados financieros relativamente desarrollados y un gran potencial de rendimientos superiores. Incluso han sido calificados por Standar & Poors como la segunda generación de mercados emergentes caracterizados por el dinamismo y economías de rápida evolución. Se garantiza entonces que el mercado emergente sea pequeño para que así su comportamiento no tenga posibles efectos en la tasa de interés mundial creada a partir de los mercados desarrollados, es decir, se respalda el supuesto de exogeneidad al momento de modelar. Del grupo de países del CIVETS se excluye del estudio a Vietnam dado que actualmente se encuentra clasificado por Morgan Stanley Capital International (MSCI) como un mercado de frontera. Por lo tanto, se tienen 5 series de índices de MSCI para países con mercados accionarios emergentes (Tabla 1).

Tabla 1. Listado de países en la muestra

| Mercados Desarrollados |                | Mercados Emergentes |
|------------------------|----------------|---------------------|
| Australia              | Japón          | Colombia            |
| Bélgica                | Nueva Zelanda  | Indonesia           |
| Canadá                 | España         | Egipto              |
| Finlandia              | Suiza          | Turquía             |
| Francia                | Reino Unido    | Sudáfrica           |
| Alemania               | Estados Unidos |                     |
| Italia                 |                |                     |

La figura 2 describe el comportamiento de los índices MSCI para los países emergentes seleccionados, se puede observar una marcada diferencia con altos valores del índice para Turquía (Figura 2 -Panel izquierdo-), el cual presenta un comportamiento similar al resto de países emergentes, con tendencia creciente desde el año 2003 hasta el año de 2007 - 2008, cuando se presenta una fuerte caída debido a la crisis presentada en Estados Unidos. Luego a partir del año 2009 se observa una recuperación en el desempeño de las acciones de alta y media capitalización bursátil que siguen en tendencia a un crecimiento hasta el año 2015. Por otra parte, para el resto de los países (Figura 2 -Panel derecho-) se aprecian bajos valores del índice. Se resaltan comportamientos similares con una leve tendencia al alza hasta el año 2007 – 2008, en donde, se presenta una caída fuertemente marcada para Indonesia y Egipto, mientras que en Colombia y Sudáfrica es más leve. Colombia después de la crisis presenta una tendencia creciente en el

índice MSCI hasta mediados del año 2014 en dónde se viene en picada para terminar el periodo de análisis con los valores más bajos en comparación al resto de países emergentes.

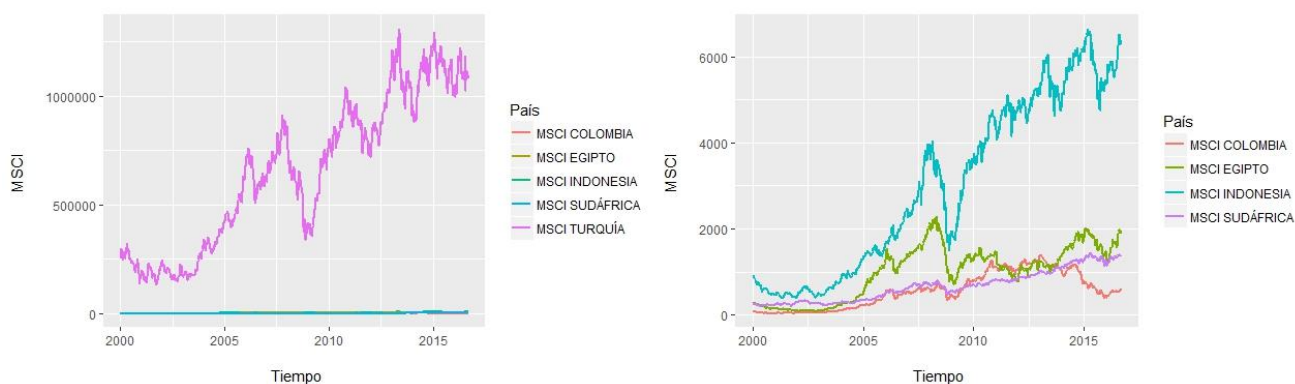


Figura 2. Morgan Stanley Capital International Index (MSCI Index). Panel izquierdo: Incluye todos los países emergentes del estudio. Panel derecho: Excluye la serie de Turquía. Fuente: Elaboración propia con datos de Bloomberg.

## 5. Resultados

### 5.1 Tasa de Interés Mundial (TIM)

Una vez aplicado el ACP sobre las series de tasas de interés para los países desarrollados, se presenta en la figura 3 las dos primeras componentes estimadas. La primera componente (línea negra) explica un 85.34% de la variabilidad, siguiendo una trayectoria común a las demás tasas de interés a 10 Years Yield. Mientras que la segunda componente (línea roja) se destaca por captar exclusivamente los efectos de las tasas de interés de países como España e Italia para el periodo 2011 a 2013 (Ver tabla 2), en el cual, se presentó la crisis del euro trayendo consigo efectos sobre los países pobres de la eurozona (PIIGS)<sup>3</sup> (Chou, Zhao, & Suardi, 2014), dicha componente representa una explicación del 10.20% de la variabilidad total. Como se planteó en la metodología se interpreta como la tasa de interés mundial la primera componente estimada, la cual, en detalle exhibe una tendencia a la baja alrededor de cero (Dado que los datos están estandarizados, los factores se centran en cero). Esto es coherente con lo expresado en estudios previos, en particular, Bahadir & Lastrapes (2015), Barro & Sala-i Martin (1990), Gagnon & Unferth (1995) y

<sup>3</sup> Grupo de países de la Unión Europea conformado por Portugal, Italia, Irlanda, Grecia y España.

Desroches & Francis (2010), en donde, utilizan métodos empíricos basados en medias nacionales o componentes principales para estimar factores comunes en todo el mundo dando interpretaciones explícitas al factor estimado como una tasa de intereses mundial. Además en la tabla 2 se distingue que las contribuciones de las tasas de interés de los países desarrollados están distribuidas de forma homogénea, lo que supone una buena calidad de representación de la componente estimada. Se observa que la tasa de interés de España e Italia a una madurez de 10 Years Yields no contribuye con ninguna carga a la construcción de la componente, ya que su mayor contribución se hace para la segunda componente.

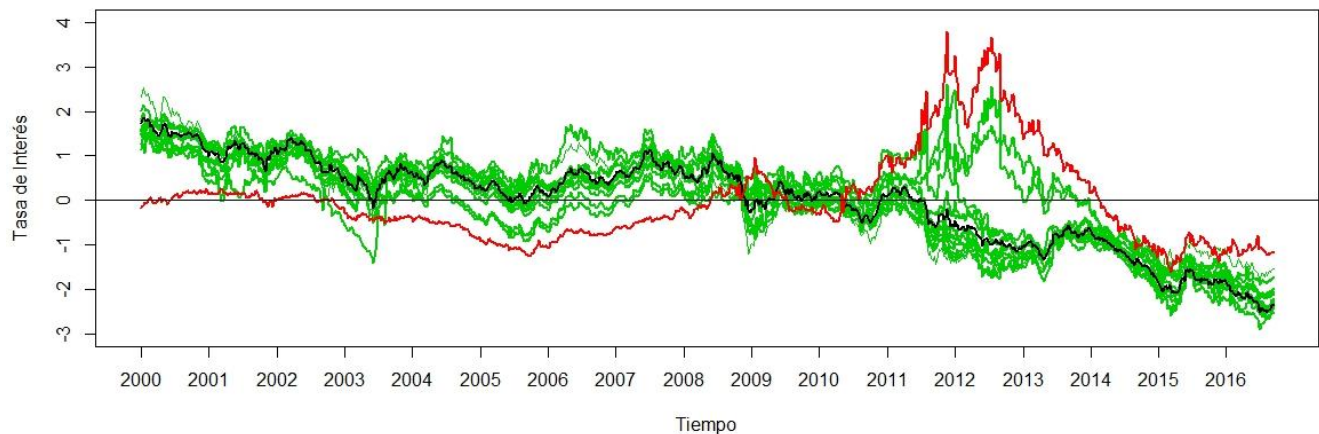


Figura 3. Rendimiento de la deuda nacional en países desarrollados - 10 Years Yield (Verde) vs Primera componente principal (Negro) vs Segunda componente principal (Rojo). Fuente: Elaboración propia con datos de Bloomberg.

Tabla 2. Contribuciones de series por país a los factores. Fuente: Elaboración propia

| Tasa de Interés | CP 1                   | Tasa de Interés | CP2                    |
|-----------------|------------------------|-----------------|------------------------|
|                 | Contribución al factor |                 | Contribución al factor |
| Francia         | 8,87                   | España          | 41,55                  |
| Alemania        | 8,85                   | Italia          | 33,76                  |
| Finlandia       | 8,82                   | Estados Unidos  | 7,73                   |
| Suiza           | 8,72                   | Reino Unido     | 5,41                   |
| Bélgica         | 8,43                   | Bélgica         | 3,2                    |
| Nueva Zelanda   | 8,35                   | Canadá          | 2,96                   |
| Australia       | 8,27                   | Nueva Zelanda   | 2,72                   |
| Reino Unido     | 8,21                   | Australia       | 1,03                   |
| Canadá          | 8,05                   | Suiza           | 0,7                    |
| Estados Unidos  | 7,46                   | Alemania        | 0,5                    |
| Japón           | 7,28                   | Francia         | 0,37                   |
| Italia          | 4,87                   | Finlandia       | 0,05                   |
| España          | 3,82                   | Japón           | 0,02                   |

La aplicación de modelos en series de tiempo requiere que las series utilizadas gocen de estacionariedad en covarianza o cointegración. En este caso, se debe garantizar que la primera componente estimada sea estacionaria, definiendo si existe presencia de una tendencia determinística o estocástica. Por ende, el Test de Dickey Fuller Aumentado permitió conocer el p-valor asociado con la primera componente estimada (CP1) el cual dio 0.49, determinando así, que existe una tendencia. De ahí, el análisis del comportamiento de la primera componente estimada en dónde se observó la posible existencia de una tendencia determinística probablemente con un quiebre, el cual es determinado por la fecha de la crisis suprime. Se removió la tendencia mediante la regresión de la componente respecto a una tendencia lineal, un quiebre predeterminado y su interacción<sup>4</sup> y se utilizaron los residuales como la tasa de interés mundial (TIM). La TIM estimada cumple los supuestos de estacionariedad.<sup>5</sup>

## 5.2 Modelo No Lineal de Rezagos Distribuidos (DLNM)

Se ajustó un modelo no lineal de rezagos distribuidos para medir el efecto de la TIM sobre los diferentes índices MSCI de cada país emergente. Dado que la selección de modelos sigue siendo un tema de investigación actual dentro del marco de DLNM, se realizaron diferentes combinaciones de suavizadores para elegir los modelos a ajustar para cada país. Se presenta el uso de B-splines cúbicos naturales (*ns*) y B-splines cuadráticos (con  $df = 2$ )<sup>6</sup> (*bs*) con cortes o nodos igualmente espaciados en las funciones spline ( $k = 2$ ;  $k = 3$ ) para las funciones de exposición  $f(x)$  y rezago  $w(l)$  (Lag), estudios de simulación indican un buen desempeño de los métodos basados en el criterio de Akaike Information (AIC) para definir el suavizador y las dimensiones (Gasparrini 2014). En la tabla 3 se pueden identificar los modelos elegidos para su ajuste.

Según la simulación realizada se observó que a medida que se incrementan los cortes o nodos  $k$ , en la función de rezago  $w(l)$  o en la función de exposición  $f(x)$  el AIC aumenta, por lo tanto, una vez definidos los suavizadores a utilizar en el modelo, *ns* para  $f(x)$  y *bs* para  $w(l)$ , se probaron distintos valores de  $k$  y se estableció por medio del criterio AIC realizar los modelos con un  $k = 2$  (Ver Tabla 4).

---

<sup>4</sup> Ver regresión en anexos tabla 5.

<sup>5</sup> Test Dickey Fuller Aumentado para la TIM p-valor 0.01965. Los retornos de las series de MSCI no cumplen con el supuesto de estacionariedad. Se diferencian los retornos obteniendo como resultado el cumplimiento de la estacionariedad. Ver anexo tabla 6.

<sup>6</sup> El argumento *df* define la dimensión de la base (el número de sus columnas, básicamente el número de variables transformadas).

Tabla 3. Elección de modelos mediante criterio AIC. Sea ns: B-splines Cúbico Natural, bs: B-splines con  $df=2$ , k: Nodos seleccionados para la función suave. Fuente: Elaboración propia

|                | f(x):<br>Exposición | w(l):<br>Lag | AIC       |
|----------------|---------------------|--------------|-----------|
| MSCI Colombia  | ns ; k = 3          | bs ; k = 2   | -3156,268 |
| MSCI Indonesia | ns ; k = 3          | bs ; k = 2   | -3181,077 |
| MSCI Turquía   | ns ; k = 3          | bs ; k = 2   | -2748,226 |
| MSCI Egipto    | ns ; k = 3          | bs ; k = 2   | -2981,576 |
| MSCI Sudáfrica | ns ; k = 3          | bs ; k = 2   | -3747,894 |
| MSCI Colombia  | ns ; k = 3          | ns ; k = 3   | -3155,301 |
| MSCI Indonesia | ns ; k = 3          | ns ; k = 3   | -3180,303 |
| MSCI Turquía   | ns ; k = 3          | ns ; k = 3   | -2746,811 |
| MSCI Egipto    | ns ; k = 3          | ns ; k = 3   | -2981,465 |
| MSCI Sudáfrica | ns ; k = 3          | ns ; k = 3   | -3743,925 |
| MSCI Colombia  | bs ; k = 2          | ns ; k = 3   | -3153,216 |
| MSCI Indonesia | bs ; k = 2          | ns ; k = 3   | -3180,101 |
| MSCI Turquía   | bs ; k = 2          | ns ; k = 3   | -2745,436 |
| MSCI Egipto    | bs ; k = 2          | ns ; k = 3   | -2978,736 |
| MSCI Sudáfrica | bs ; k = 2          | ns ; k = 3   | -3742,936 |
| MSCI Colombia  | bs ; k = 2          | bs ; k = 2   | -3153,775 |
| MSCI Indonesia | bs ; k = 2          | bs ; k = 2   | -3180,931 |
| MSCI Turquía   | bs ; k = 2          | bs ; k = 2   | -2746,806 |
| MSCI Egipto    | bs ; k = 2          | bs ; k = 2   | -2978,554 |
| MSCI Sudáfrica | bs ; k = 2          | bs ; k = 2   | -3746,565 |

Tabla 4. . Elección final de suavizador y nodos para los modelos DLNM. Fuente: Elaboración propia

|                | f(x):<br>Exposición | w(l):<br>Lag | AIC       |
|----------------|---------------------|--------------|-----------|
| MSCI Colombia  | ns ; k = 2          | bs ; k = 2   | -3160,371 |
| MSCI Indonesia | ns ; k = 2          | bs ; k = 2   | -3190,026 |
| MSCI Turquía   | ns ; k = 2          | bs ; k = 2   | -2753,650 |
| MSCI Egipto    | ns ; k = 2          | bs ; k = 2   | -2986,636 |
| MSCI Sudáfrica | ns ; k = 2          | bs ; k = 2   | -3749,360 |

Las estimaciones del efecto de la TIM sobre los MSCI se realizaron con las series en retornos y diferenciadas ( $MSCI_{it} = \ln[MSCI]_{it} - \ln[MSCI]_{it-1}$ ) para un rezago de 0 a 12 semanas. Se ha tomado como una condición neutral del efecto de la TIM sobre los MSCI el valor central de cero, debido

a que se está trabajando con series estacionarias de media cero, además del interés de observar choques positivos o negativos. Se puede expresar el modelo final de DLNM como sigue a continuación:

$$g(\mu_t) = \sum_{j=1}^{v_x=TIM} \sum_{k=1}^{v_l(L=12)} r_{j,t}^T c_{\cdot k} \eta_{jk} = \mathbf{W}_{TIM,t}^T \boldsymbol{\eta} \quad (6)$$

En esta ecuación  $\mu \equiv E(MSCI_i)$ ,  $g$  es una función de enlace monotónica.  $r_{j,t}^T$  es el vector de exposiciones de la TIM rezagadas para el tiempo  $t$  transformado a través de la función base  $j$ ,  $c$  define una serie de funciones polinómicas o spline de  $l$  que describen el efecto como una curva suavizada a lo largo de los rezagos de la TIM.  $\mathbf{W}_t^T$  son las variables transformadas aplicando  $v_x \cdot v_l$  mediante la función cross-basis para la TIM,  $\mathbf{T}$  es la transpuesta en notación matricial,  $\boldsymbol{\eta}$  el vector de parámetros desconocidos.

Como se ha especificado anteriormente la interpretación de la estimación se realiza mediante criterios gráficos los cuales se presentan en las siguientes figuras. La figura 4 presenta la superficie tridimensional de la exposición-rezago-respuesta que resume el efecto de la tasa de interés sobre los retornos de mercado. Se observa para todos los países que generalmente existe un efecto contemporáneo positivo sobre los retornos cuando hay un incremento o choque positivo de la tasa de interés. Luego, para un rezago de 2 semanas se presenta una caída en los retornos ante valores altos de la TIM, mientras que en presencia de choques negativos, es decir, de reducciones de la tasa de interés existe un incremento en los retornos. Notablemente, países como Sudáfrica, Colombia e Indonesia presentan el comportamiento anteriormente descrito. Respecto a los rezagos se observa que las mayores ondulaciones se presentan en las primeras semanas, luego, los retornos se estabilizan sin mayores variaciones.

Para realizar un análisis más específico sobre la respuesta de los retornos se presenta la figura 5 en dónde se tienen gráficos de contorno que ayudan a comparar mejor la respuesta en los retornos ante cambios en la TIM y en los rezagos. Se observa que la tonalidad azul presenta mayor intensidad en un rezago de 0 semanas ante choques negativos de la TIM en países emergentes como Colombia, Indonesia y Sudáfrica, se confirma entonces, la apreciación hecha anteriormente en la figura 4, en dónde estos países emergentes responden de una manera más fuerte contemporáneamente ante disminuciones de la TIM.

Turquía presenta similar comportamiento pero de una manera no tan marcada y Egipto no presenta alteraciones contemporáneas ante choques negativos en la TIM. Por otro lado para todos los países emergentes del estudio, en un rezago de 0 semanas ante incrementos en la TIM los retornos reaccionan contemporáneamente también al alza.

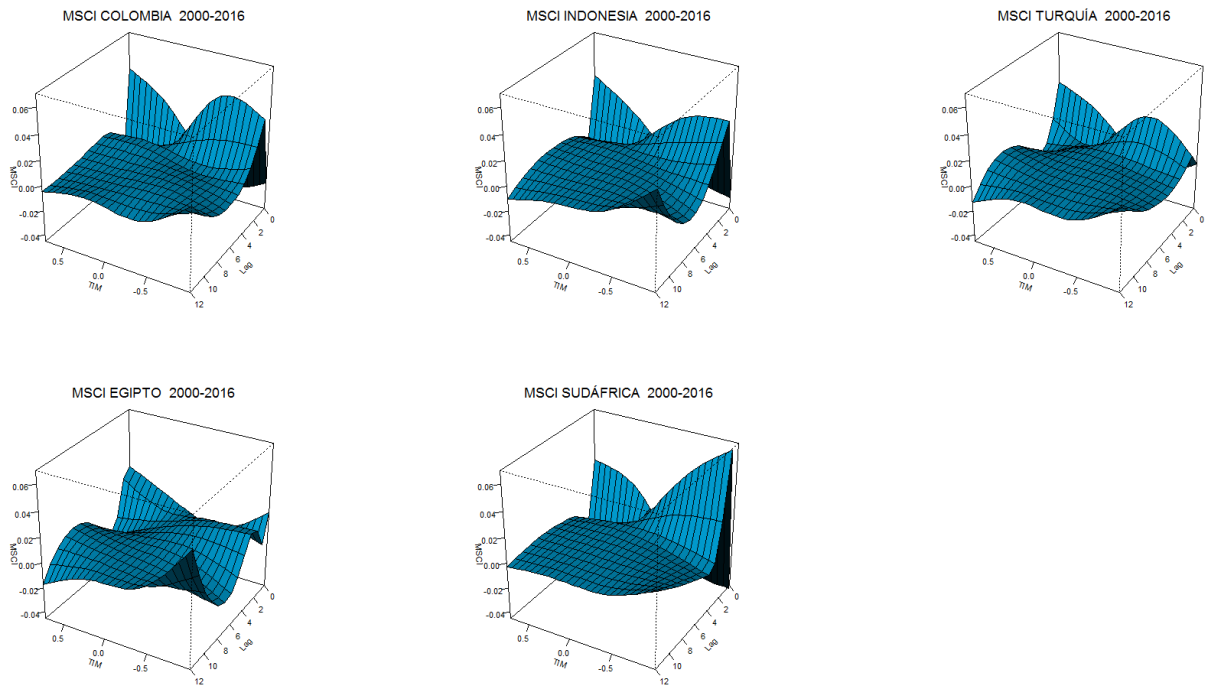


Figura 4. Superficie 3d Exposición-Rezago-Respuesta para países emergentes. Fuente: Elaboración propia

En términos generales, se puede identificar que los mayores picos de los retornos son producidos de una a dos semanas después de presentado el choque. Además, se observa como el efecto es oscilante con mayor intensidad ante choques extremos sobre la TIM para rezagos de 0, 2, 5, 6 y 12 semanas, es decir, a mayores incrementos o reducciones en valores de la tasa existe un mayor efecto contrario en los retornos. El comportamiento oscilante de los efectos es muy bien ilustrado por Egipto, en dónde para el mismo periodo de rezago existen en contraste efectos tanto negativos y positivos a diferentes choques sobre la TIM. Esta representación conduce a proporcionar apoyo empírico sobre la integración de los mercados de capital por parte de economías emergentes hacia economías globales, observando que las repuestas dinámicas presentan efectos de corta duración (una o dos semanas) respecto movimientos globales por parte de los mercados industrializados, para luego el efecto perder intensidad a través de las semanas. La

marcada integración de países como Colombia, Indonesia y Sudáfrica respecto a la liquidez mundial puede obedecer a que sus mercados son caracterizados principalmente por el dinamismo en sus economías, la alta propensión marginal a consumir lo que las hace más penetrables a nuevos productos y pretensiones de capitales externos, además de que sus mercados presentan amplias participaciones del sector financiero, el cuál es sensible en el corto plazo por la búsqueda de rentabilidad de sus acciones.

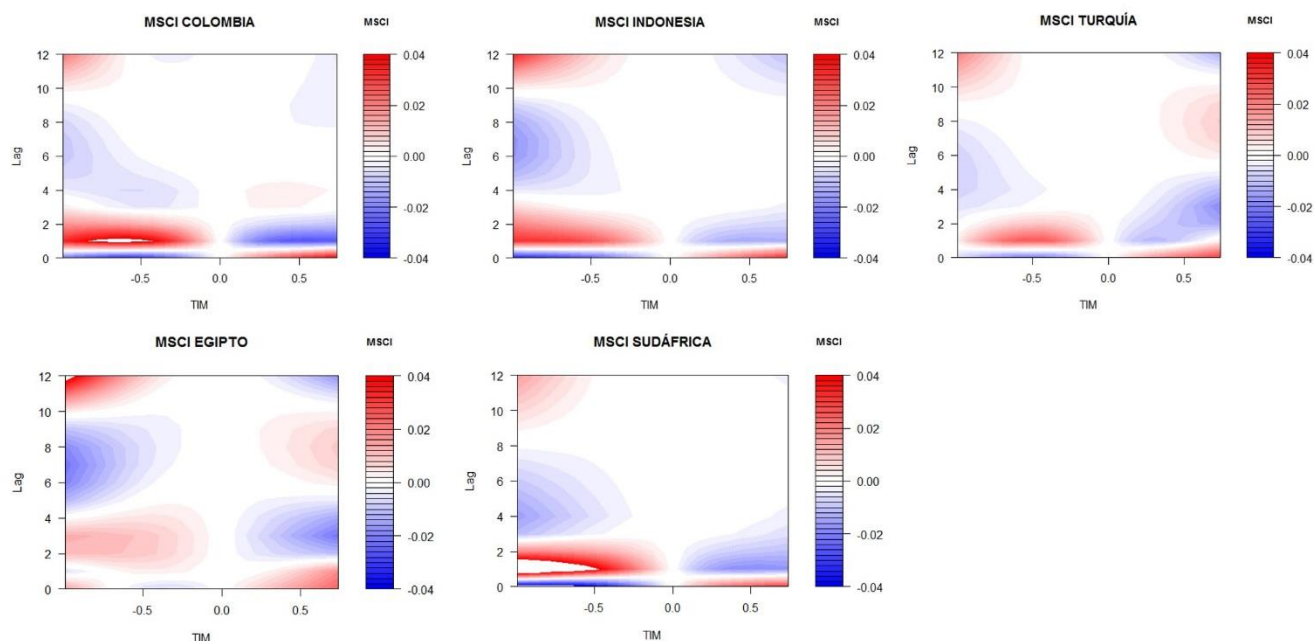


Figura 5. Contornos de la respuesta de países emergentes ante variaciones en la TIM. Fuente: Elaboración propia

La siguiente gráfica (figura 6) ayuda a determinar la significancia del efecto global acumulado en los retornos, dado el choque presentado. Cada panel de la figura 6 cuenta en la parte inferior con el histograma de frecuencias absolutas de la TIM, en dónde se aprecia según su rango, valores desde -1.0 hasta 0.7. Las tres líneas punteadas verticales en su orden de izquierda a derecha, representan el percentil 1, el valor definido como central igual a cero y el percentil 99 de la TIM. En la parte superior, se encuentra el efecto acumulado sobre los retornos a través de todos los rezagos, es decir, la suma de las contribuciones  $\beta_{x,l}$  de las exposiciones  $X_{t-l_0}, \dots, X_{t-L}$ . La parte azul se refiere al efecto presentado cuando existen valores negativos de la TIM, mientras que la parte roja representa el efecto en presencia de valores positivos de la TIM. De manera general, se puede ratificar la hipótesis que plantea la literatura del efecto inverso de la tasa de interés sobre los índices bursátiles; países como Colombia y Sudáfrica según la evidencia respaldan la hipótesis planteada. Indonesia y Turquía ante valores de las colas de la distribución de la TIM presentan

un efecto contrario a la hipótesis, ya que sus rendimientos empiezan a disminuir aun siendo positivos cuando la TIM tiene una reducción bastante fuerte, de igual manera, sí existe un incremento extremo de la tasa de interés, sus rendimientos empiezan a tener una tendencia al alza aun teniendo signo negativo, Egipto por su parte, presenta un efecto inverso ante valores de la cola inferior de la distribución de la tasa de interés, es decir, ante el percentil 1 de la TIM el efecto global sobre los retornos es positivo. Pero, ante incrementos extremos de la TIM los rendimientos empiezan a tener tendencia al alza aun siendo negativos. Se identifica generalmente que ningún efecto es significativo al 95% de confianza<sup>7</sup>, a excepción sólo de Egipto, en dónde para valores aproximados de -0.6 a -0.3 en la TIM se tiene un efecto positivo significativo.

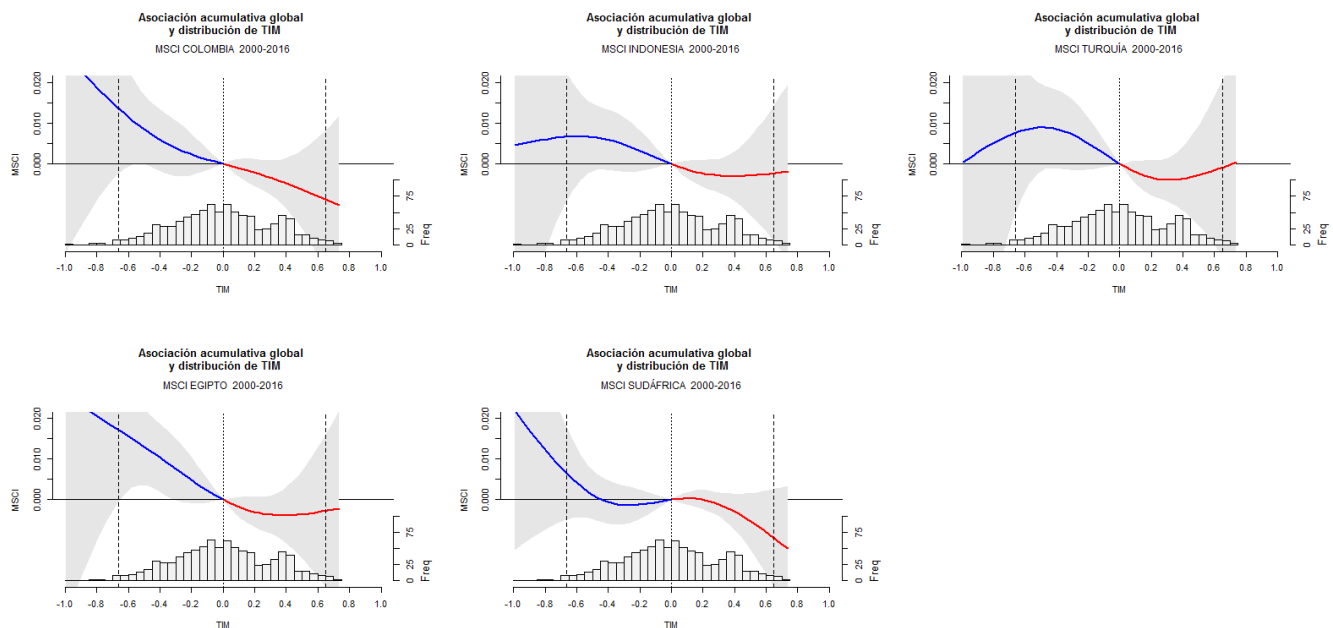


Figura 6. Asociación acumulativa global del efecto de la TIM sobre el MSCI de cada economía emergente de la muestra y distribución de la TIM. Fuente: Elaboración propia

### 5.3 Respuesta de los países de mercados emergentes

Por último los resultados muestran un análisis específico del efecto de las variaciones en la TIM tanto en el espectro de la variable como en los rezagos sobre el MSCI para cada país específicamente. El principal interés es observar y comparar la asimetría de la respuesta presentada ante el choque. Los gráficos

<sup>7</sup> La amplitud del intervalo de confianza está dada por la baja frecuencia de los datos en las colas de la distribución de la TIM

siguientes se componen de dos secciones, el panel izquierdo, evalúa la magnitud de la respuesta de los MSCI ante valores específicos de la TIM (-2, -1, 1, 2) los cuales se han determinado como puntos equidistantes a partir del valor central de cero, con el fin de observar la magnitud del efecto presentado en valor absoluto y comparar su comportamiento. El panel derecho, presenta múltiples gráficos que permiten identificar para valores específicos de rezagos ( $\text{lag} = 0$ ,  $\text{lag} = 1$ ,  $\text{lag} = 2$ ,  $\text{lag} = 8$ ) y de la TIM (percentil 1 = -0.66, percentil 10 = -0.41, percentil 90 = 0.41, percentil 99 = 0.65) el comportamiento de los MSCI de cada país. Los valores específicos determinados para los rezagos y la TIM se determinaron dado los resultados más significativos que se observaron en la figura 5 (Contornos).

## Colombia

El índice MSCI de Colombia es caracterizado principalmente por los sectores financiero (58.5%), materiales (20.9%), energía (12.2%) y utilidades (8.1%). Cubriendo aproximadamente el 85% del capital de segmentos grandes y medianos del mercado Colombiano (MSCI, MSCI Colombia Index, 2017). En la figura 7 – Panel izquierdo – se presenta el comportamiento del efecto en valor absoluto. Respecto a la simetría se detalla que los efectos no son completamente simétricos al variar en una unidad la TIM, se observa que las reducciones de la TIM presentan cierta similitud en su comportamiento (línea punteada), siendo más fuerte el efecto sobre el MSCI cuando la reducción es mayor. Por parte de los incrementos de la TIM (línea continua), también se observa cierta similitud en el efecto presentado, siendo mayor el efecto en presencia de incrementos mayores.

En el panel derecho (Figura 7), se identifica que el MSCI de Colombia es sensible significativamente a las variaciones de la TIM de una manera contemporánea cuando existen valores alrededor de -0.41 a -0.66 en la TIM, es decir que entre los percentiles 1 a 10 de la distribución el MSCI de Colombia también se reduce. De igual manera para los percentiles 90 y 99 de la TIM (0.41 a 0.65), el MSCI de Colombia se incrementa. Para el rezago 1, es decir, a los 5 días después de presentado el choque sobre la TIM, ya la respuesta del MSCI es inversa respecto a la variación en la TIM. Se identifica por lo menos que del percentil 1 al 10 (reducciones en la TIM) el MSCI de Colombia presenta un efecto positivo. A los 10 días (rezago 2) ya el efecto se va diluyendo aunque todavía se mantiene positivo para los percentiles bajos de la TIM, luego de esto no es significativo el efecto.

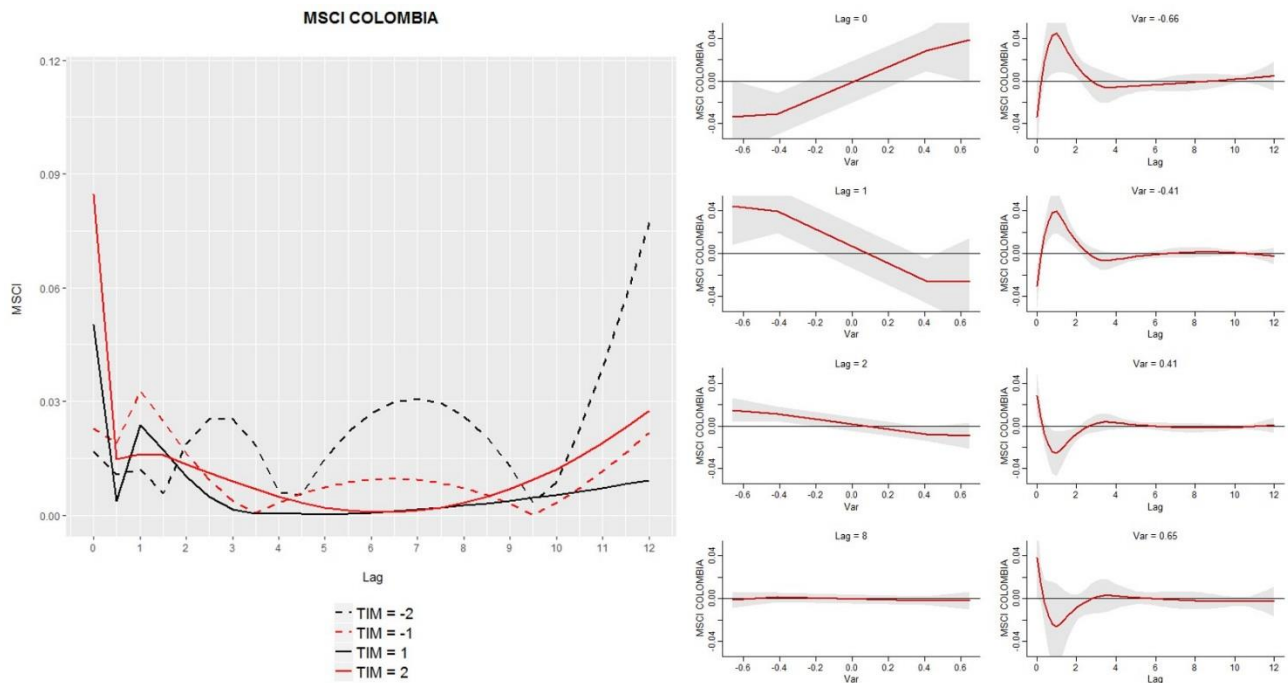


Figura 7. MSCI Colombia vs TIM. Panel izquierdo: respuesta de MSCI en valor absoluto ante valores específicos de la TIM (-2, -1, 1, 2). Panel derecho: respuesta de MSCI ante valores específicos de rezagos (lag = 0, lag = 1, lag = 2, lag = 8) y de la TIM (percentil 1 = -0.66, percentil 10 = -0.41, percentil 90 = 0.41, percentil 99 = 0.65). Fuente: Elaboración propia

## Indonesia

El índice MSCI de Indonesia es caracterizado principalmente por los sectores financiero (34.8%), consumidor discrecional (15.9%), servicios de telecomunicación (15.3%) y productos básicos de consumo (14.8%), entre otros (aproximadamente 10 sectores en total). Cubriendo aproximadamente el 85% del capital de segmentos grandes y medianos del mercado de Indonesia (MSCI, MSCI Indonesia Index, 2017). En la figura 7 – Panel izquierdo – se presenta el comportamiento del efecto en valor absoluto. Respecto a la simetría se detalla un comportamiento similar de los efectos presentados en el MSCI de Colombia. El efecto no es completamente simétrico, pero si se logra evidenciar un comportamiento similar entre tasas negativas al igual que entre tasas positivas, en dónde, los efectos en el MSCI de Indonesia se presentan más fuertes ante reducciones o incrementos extremos. Además, se identifica (Figura 8 – panel derecho) que contemporáneamente logra ser significativo el efecto presentado en el MSCI de Indonesia por muy poco, cuando existe una reducción en la TIM alrededor de los percentiles 1 a 10 de la TIM. Dicho efecto es similar al presentado en el MSCI de Colombia, existe una reducción en el índice de capitalización bursátil contemporáneamente cuando la TIM se reduce a valores extremos. A los 5 días y 10 días de presentado el

choque (rezago 1 y 2) existe un efecto inverso de acuerdo a lo que plantea la literatura, el cual sólo llega a ser más significativo alrededor del rezago 2 para la cola inferior de la distribución de la TIM. En Colombia el efecto sobre MSCI es más significativo en comparación al MSCI de Indonesia.

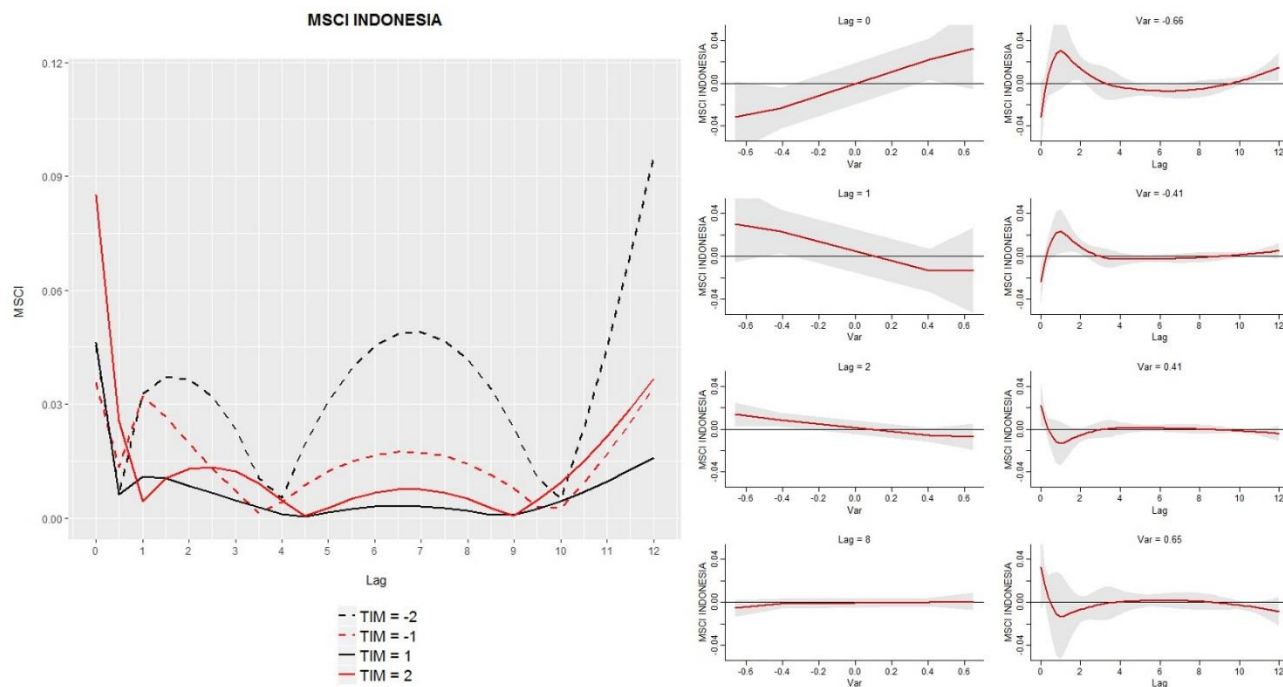


Figura 8. MSCI Indonesia vs TIM. Panel izquierdo: respuesta de MSCI en valor absoluto ante valores específicos de la TIM (-2, -1, 1, 2). Panel derecho: respuesta de MSCI ante valores específicos de rezagos (lag = 0, lag = 1, lag = 2, lag = 8) y de la TIM (percentil 1 = -0.66, percentil 10 = -0.41, percentil 90 = 0.41, percentil 99 = 0.65). Fuente: Elaboración propia

## Turquía

El índice MSCI de Turquía es caracterizado principalmente por los sectores financiero (44.4%), productos básicos de consumo (12.7%), industria (10.8%), servicios de telecomunicación (8.2%), entre otros (aproximadamente 8 sectores en total). Cubriendo aproximadamente el 85% del capital de segmentos grandes y medianos del mercado de Turquía (MSCI, MSCI Turkey Index, 2017). En la figura 9 – Panel izquierdo – se presenta el comportamiento del efecto en valor absoluto. Respecto a Colombia e Indonesia, Turquía presenta mayor simetría en los efectos de la TIM sobre su índice de capitalización bursátil, se observa, sólo para el caso de las tasas positivas (línea continua) cómo la magnitud del efecto se dobla cuando la TIM también se dobla, es decir, pasa de 1 a 2. El índice de MSCI de Turquía no presenta efectos estadísticamente significativos para los rezagos 1 y 2 como contemporáneamente.

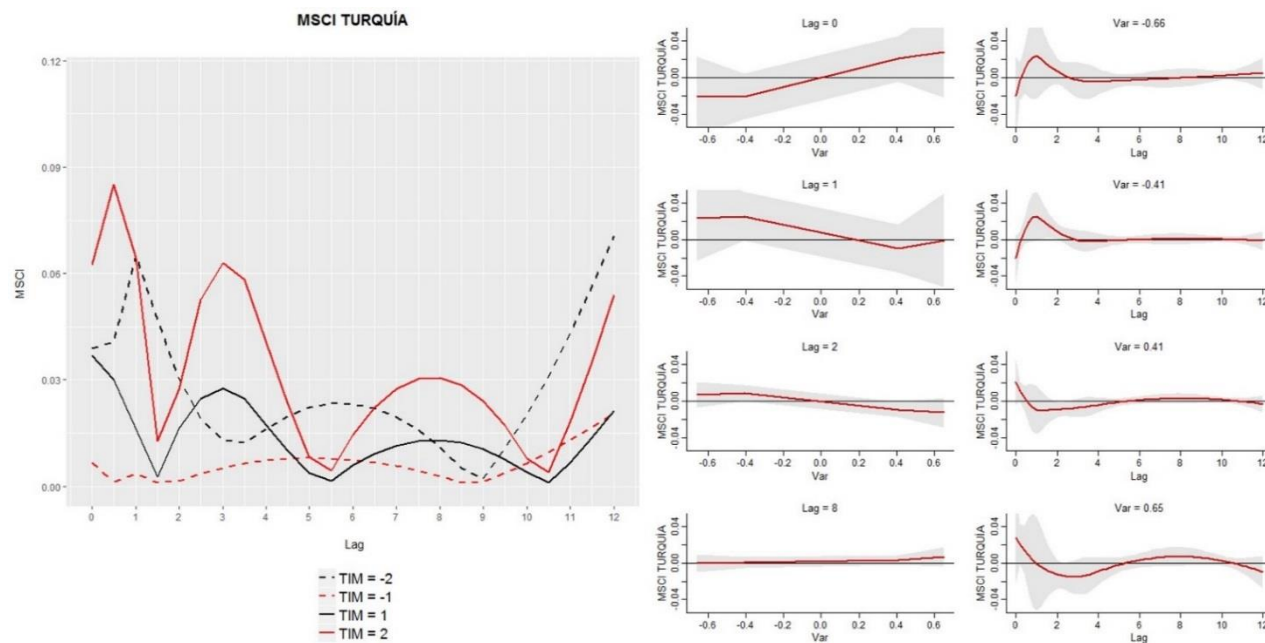


Figura 9. MSCI Turquía vs TIM. Panel izquierdo: respuesta de MSCI en valor absoluto ante valores específicos de la TIM (-2, -1, 1, 2). Panel derecho: respuesta de MSCI ante valores específicos de rezagos (lag = 0, lag = 1, lag = 2, lag = 8) y de la TIM (percentil 1 = -0.66, percentil 10 = -0.41, percentil 90 = 0.41, percentil 99 = 0.65). Fuente: Elaboración propia

## Egipto

El índice MSCI de Egipto es caracterizado principalmente por los sectores financiero (75.9%), servicios de telecomunicación (16.5%) y bienes raíces (7.5%). Cubriendo aproximadamente el 85% del capital de segmentos grandes y medianos del mercado de Egipto (MSCI, MSCI Egypt Index, 2017). En la figura 10 – Panel izquierdo – se presenta el comportamiento del efecto en valor absoluto. Egipto parece tener un comportamiento simétrico en sus efectos ante valores negativos de la TIM, y ante valores positivos de la TIM. Se evidencia nuevamente que las magnitudes en los efectos se duplican cuando se duplica el valor de la tasa. Aunque de manera general no existen efectos significativos ante variaciones en la TIM y en los rezagos, se logra observar que el comportamiento del MSCI para los primeros 10 días (rezago 0 y 1) es directo respecto a la variación de la TIM. Sólo existe alrededor del rezago 0.5 un efecto significativo positivo significativo ante los percentiles 90 y 99 de la distribución. Identificándose así que el MSCI de Egipto presenta efectos contrarios a los que generalmente la literatura establece, es decir, en el caso de Egipto la relación no es inversa, es directa.

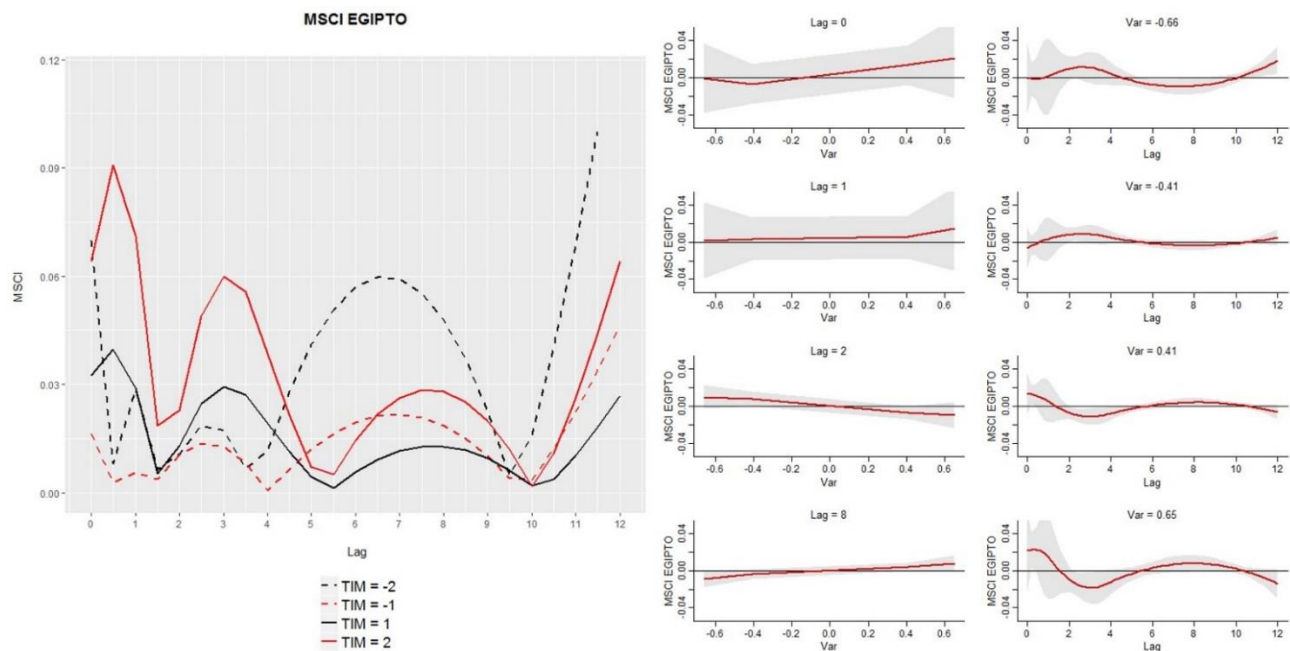


Figura 10. MSCI Egipto vs TIM. Panel izquierdo: respuesta de MSCI en valor absoluto ante valores específicos de la TIM (-2, -1, 1, 2). Panel derecho: respuesta de MSCI ante valores específicos de rezagos (lag = 0, lag = 1, lag = 2, lag = 8) y de la TIM (percentil 1 = -0.66, percentil 10 = -0.41, percentil 90 = 0.41, percentil 99 = 0.65). Fuente: Elaboración propia

## Sudáfrica

El índice MSCI de Sudáfrica es caracterizado principalmente por los sectores de consumo discrecional (35.1%), financiero (24.7%), materiales (11.5%), productos básicos de consumo (8.7%), entre otros (aproximadamente 9 sectores en total). Cubriendo aproximadamente el 85% del capital de segmentos grandes y medianos del mercado de Sudáfrica (MSCI, MSCI South Africa Index, 2017). En la figura 11 – Panel izquierdo – se presenta el comportamiento del efecto en valor absoluto. Parece existir cierta simetría entre valores negativos de la TIM, siendo relativamente el doble la magnitud cuando se tiene una TIM de -2 respecto a -1. Sudáfrica en comparación al resto de países emergentes de la muestra presenta efectos sobre el MSCI más significativos. Contemporáneamente existe una relación directa significativa para valores de las colas de la distribución de la TIM, a valores bajos de la TIM existe un efecto negativo en el MSCI y a valores altos de la TIM existe un efecto positivo de la TIM. Dicha relación se torna inversa a los 5 y 10 días después de presentado el choque. Es más notoria la significancia del choque ante reducciones de la TIM ya que por lo menos alrededor de los tres primeros rezagos perdura el efecto.

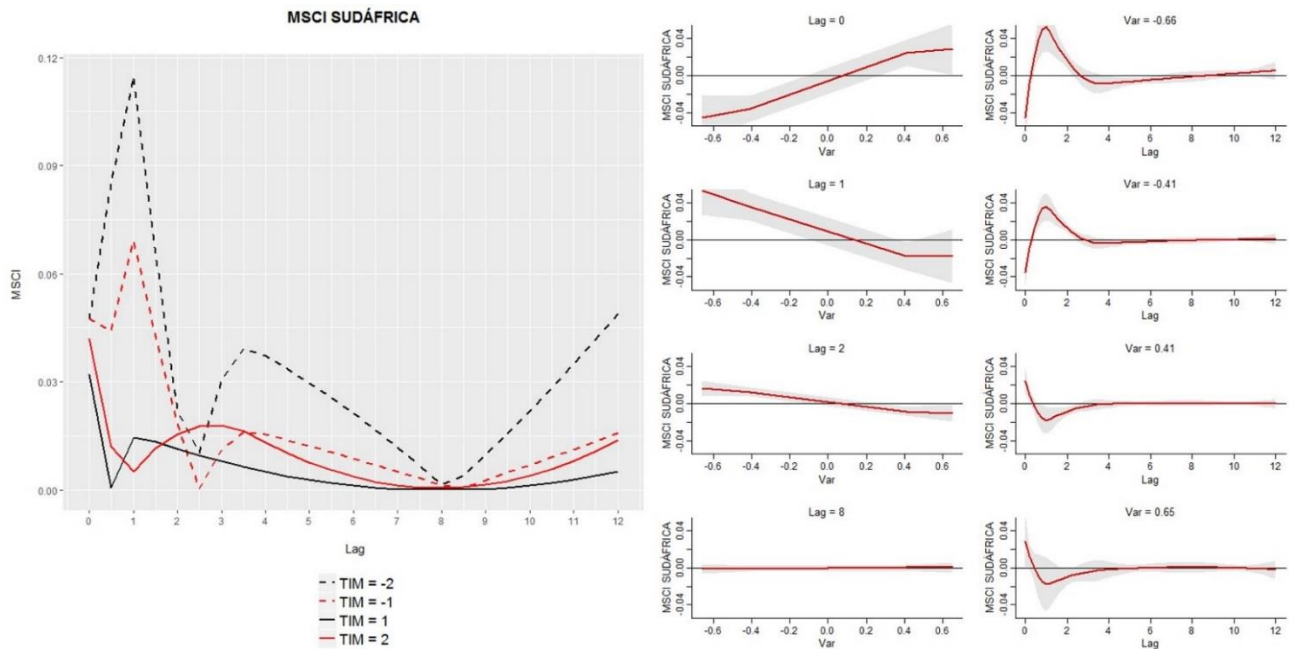


Figura 11. MSCI Sudáfrica vs TIM. Panel izquierdo: respuesta de MSCI en valor absoluto ante valores específicos de la TIM (-2, -1, 1, 2). Panel derecho: respuesta de MSCI ante valores específicos de rezagos (lag = 0, lag = 1, lag = 2, lag = 8) y de la TIM (percentil 1 = -0.66, percentil 10 = -0.41, percentil 90 = 0.41, percentil 99 = 0.65). Fuente: Elaboración propia

En general, para el mercado de acciones de Colombia e Indonesia evaluando la simetría del efecto sobre el índice de capitalización bursátil, lo que se observa es que la respuesta es totalmente diferente ante situaciones extremas globales. Ante choques positivos en la TIM las acciones que componen el índice MSCI de Colombia e Indonesia presentan notoriamente una disminución en valor absoluto, es decir el efecto presentado es mayor que ante un choque negativo en la TIM. Lo cual es consecuente con la composición del índice MSCI debido a que las empresas en su gran mayoría de sectores financieros se ven afectadas ante incrementos en la tasa de interés de una manera directa al pedir prestado a bancos para ejecutar y ampliar sus operaciones. Cuando los bancos hacen préstamos más caros, las empresas no pueden pedir prestado grandes cantidades y pagarán mayores tasas de interés en sus préstamos. Menos gasto de las empresas puede frenar el crecimiento de una empresa; que podría reducir los planes de expansión e incluso inducir a los recortes. Puede haber una disminución en los ingresos, así que, por lo general significa que el precio de la acción recibe un golpe y cae. Y si las acciones caen, en el corto plazo los inversionistas saldrán a vender para no generar pérdidas lo que provocará una sobre oferta de títulos. Mientras que si el choque es negativo en la TIM, el índice muestra un comportamiento más oscilante, lo que indica que los

inversionistas pueden presentar conductas prudentes hasta observar una clara tendencia al alza y realizar efectos de apalancamiento.

El mercado de acciones de Sudáfrica por su parte presenta un comportamiento similar al de Colombia e Indonesia, con excepción en el corto plazo, en dónde la magnitud del efecto en el índice MSCI de Sudáfrica es mayor a reducciones extremas de la TIM que ante choques positivos en la misma. Lo cual interpretaría mayor sensibilidad de las acciones de las empresas que componen el índice, las cuales elevan su precio en el corto plazo ante choques negativos mundiales, es decir los inversionistas prefieren salir al mercado a conseguir acciones rápidamente en busca de mayores rentabilidades lo que provoca una mayor demanda. Al contrario, en presencia de choques positivos en la TIM los inversionistas se notan prudentes ya que la magnitud de los efectos no es tan notoria. El índice de capitalización bursátil para Turquía y Egipto a pesar de tener un comportamiento relativamente más simétrico dentro de cada situación extrema de la TIM, sus efectos no son significativos en el corto plazo.

Los índices de capitalización bursátil de los mercados accionarios del grupo denominado CIVETS, corroboran que estos son sensibles a la integración de mercados de capitales, siendo algunas economías más llamativas que otras, tal es el caso de Sudáfrica, Colombia e Indonesia. Las cuáles han logrado una progresiva apertura económica mediante la generación de políticas e incentivos generando confianza inversionista. Países como Egipto y Turquía no resaltan como sus compañeros de grupo, debido a causas como inestabilidad de tasas de inflación, crisis políticas, así como aumento en déficits fiscales después de la crisis financiera mundial.

## 6. Conclusiones

Debido a la globalización de los mercados de capitales los inversionistas pueden decidir el destino de sus inversiones prácticamente a cualquier parte del mundo, decisiones las cuales, son tomadas bajo información incompleta. Es por esto que el estudio de variables macroeconómicas ayudan a clarificar el panorama de los mercados financieros, ya que estas son determinantes de las cotizaciones bursátiles. La tasa de interés se enmarca como una variable macroeconómica que puede causar dificultad para los inversores y puede afectar la rentabilidad de las empresas mediante la fluctuación de precios de las acciones,

determinando que cambios en las expectativas sobre alzas en las tasas de interés de países desarrollados afectan economías emergentes con la salida de capitales, mediante canales de transmisión generados por vínculos comerciales y financieros. La literatura define el impacto de la tasa de interés sobre el rendimiento de las acciones generalmente a una relación negativa.

Este estudio se dirige a avanzar en la comprensión del efecto presentado sobre los mercados accionarios de economías emergentes ante choques en la tasa de interés. Haciendo uso de las series de tasas de interés del rendimiento de deuda nacional de 13 países desarrollados con una frecuencia de cinco días, se generó mediante un análisis de componentes principales una tasa de interés mundial (TIM). Para medir el impacto de las condiciones de liquidez del mercado mundial sobre los mercados accionarios de economías emergentes se utilizó la metodología de los modelos no lineales de rezagos distribuidos (DLNM) con una muestra de los índices de precios de acciones (MSCI) calculados por Morgan Stanley de cinco países emergentes que hacen parte del grupo CIVETS.

Los resultados permitieron comprender que contemporáneamente existe una contradicción entre lo que plantea de forma general la literatura respecto al efecto presentado sobre los índices de precios de las acciones frente a los choques en la tasa de interés. Bajo los datos de la muestra el efecto presentado es directo, es decir, ante reducciones en la TIM se presenta una caída en los índices de precios como de igual manera ante aumentos en la TIM hay una subida en los índices de precios de las acciones, siendo estadísticamente significativos para economías como Sudáfrica, Colombia e Indonesia. Los índices de precios de economías como Egipto y Turquía no presentan variaciones estadísticamente significativas contemporáneamente ante choques en la TIM.

A los 5 días y 10 días (rezago 1 y 2) después de presentado el choque sobre la TIM los resultados concuerdan con la literatura., existen relaciones negativas significativas en los índices de precios de acciones y la TIM. Países como Sudáfrica y Colombia son los más sensibles respecto a las reducciones en la TIM, seguido de Indonesia, lo que plantea que son economías que se vuelven más atractivas para los inversores, ya que si la economía global se encuentra débil, el mercado se volcará sobre las acciones ante los bajos retornos de los bonos. Economías como Egipto y Turquía no presentan efectos significativos ante rezagos de 1 y 2 periodos.

Se identifica de manera general que el choque presentado sobre la TIM se estabiliza después del 3 rezago, es decir, después de los 15 días deja de tener efecto una variación de la TIM sobre los precios de

las acciones. Analizando el comportamiento sobre el espectro de valores de la TIM se determina que las colas de su distribución asociadas a los percentiles 1 a 10, como de los percentiles 90 a 99 son los puntos más determinantes a afectar el comportamiento de los índices de precios de acciones de las economías emergentes. Se observó además que la magnitud de los efectos en valor absoluto presentan mayor simetría ante valores negativos de la tasa de interés. También se resalta que los países con efectos más simétricos ante políticas monetarias contractivas o expansivas son Egipto, y Turquía.

En conclusión, la metodología de los modelos DLNM permitió analizar los efectos sobre los índices de precios ante variaciones en la TIM y en los rezagos, obteniendo resultados que coinciden con la literatura que plantea una relación inversa entre tasa de interés y rendimiento de las acciones. Se identificó que contemporáneamente dicha hipótesis no se cumple. Los resultados también son consistentes respecto a la sensibilidad de los países emergentes ante la integración con economías globales, se determinó que los países de economías emergentes como Sudáfrica y Colombia son más sensibles ante reducciones en la TIM volviéndose más atractivos para los inversionistas bajo estos escenarios.

Estudios posteriores se deben dirigir a integrar diversos factores generados por otras variables macroeconómicas y financieras para poder captar efectos que no son observables y así poder analizar bajo la integración de distintos escenarios macroeconómicos el comportamiento de los índices de precios de acciones.

## 7. Anexos

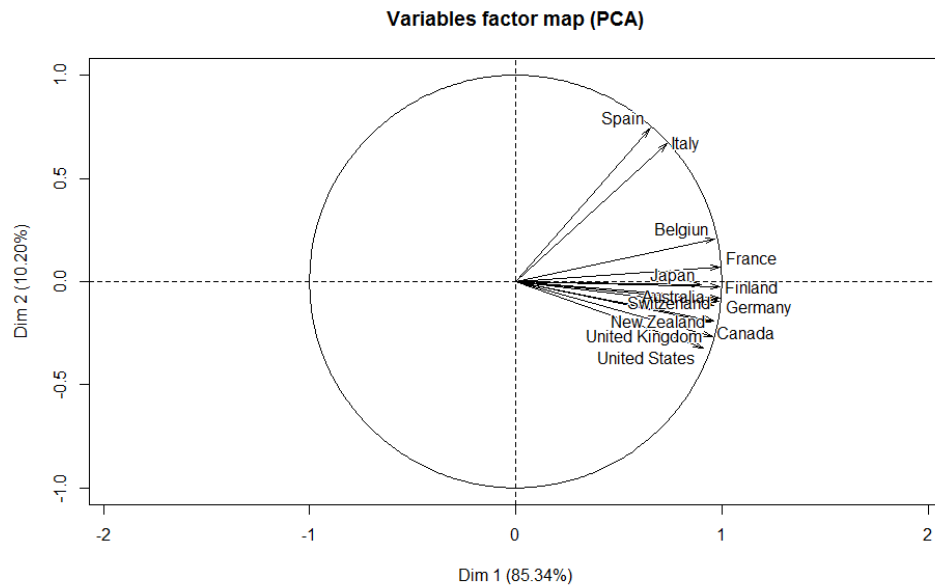


Figura 12. Circulo de correlaciones ACP tasas de interés países desarrollados. Fuente Elaboración propia con datos de Bloomberg

Tabla 5. Regresión lineal de la primera componente estimada CP1. Fuente Elaboración propia

| <b>Call:</b>                                                         |            |            |         |            |
|----------------------------------------------------------------------|------------|------------|---------|------------|
| lm(formula = CP1 ~ year + Crisis + year * Crisis, data = Componente) |            |            |         |            |
| <b>Residuals:</b>                                                    |            |            |         |            |
| Min                                                                  | 1Q         | Median     | 3Q      | Max        |
| -0.99236                                                             | -0.21067   | -0.00585   | 0.21516 | 0.73716    |
| <b>Coefficients:</b>                                                 |            |            |         |            |
|                                                                      | Estimate   | Std. Error | t value | Pr(> t )   |
| (Intercept)                                                          | 1.1846897  | 0.0291449  | 40.65   | <2e-16 *** |
| year                                                                 | -0.0019607 | 0.0001115  | -17.59  | <2e-16 *** |
| Crisis                                                               | 2.1803959  | 0.0887588  | 24.57   | <2e-16 *** |
| year:Crisis                                                          | -0.0043217 | 0.0001671  | -25.86  | <2e-16 *** |
| ---                                                                  |            |            |         |            |
| Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1        |            |            |         |            |
| Residual standard error: 0.3093 on 868 degrees of freedom            |            |            |         |            |
| Multiple R-squared: 0.9047,                                          |            |            |         |            |
| Adjusted R-squared: 0.9043                                           |            |            |         |            |
| F-statistic: 2746 on 3 and 868 DF, p-value: < 2.2e-16                |            |            |         |            |

Tabla 6. Valores p – Test Dickey Fuller Aumentado para TIM y retornos de MSCI. Fuente Elaboración propia

|                  | P valor - Test Dickey<br>Fuller Aumentado | Diferencia - P valor - Test<br>Dickey Fuller Aumentado |
|------------------|-------------------------------------------|--------------------------------------------------------|
| TIM (Residuales) | 0,0196                                    |                                                        |
| MSCI Colombia    | 0,9333                                    | < 0,01                                                 |
| MSCI Indonesia   | 0,0683                                    | < 0,01                                                 |
| MSCI Turquía     | 0,0727                                    | < 0,01                                                 |
| MSCI Egipto      | 0,4824                                    | < 0,01                                                 |
| MSCI Sudáfrica   | 0,4426                                    | < 0,01                                                 |



Figura 13. Tendencia determinística de la primera componente principal CP1. Fuente: Elaboración propia.

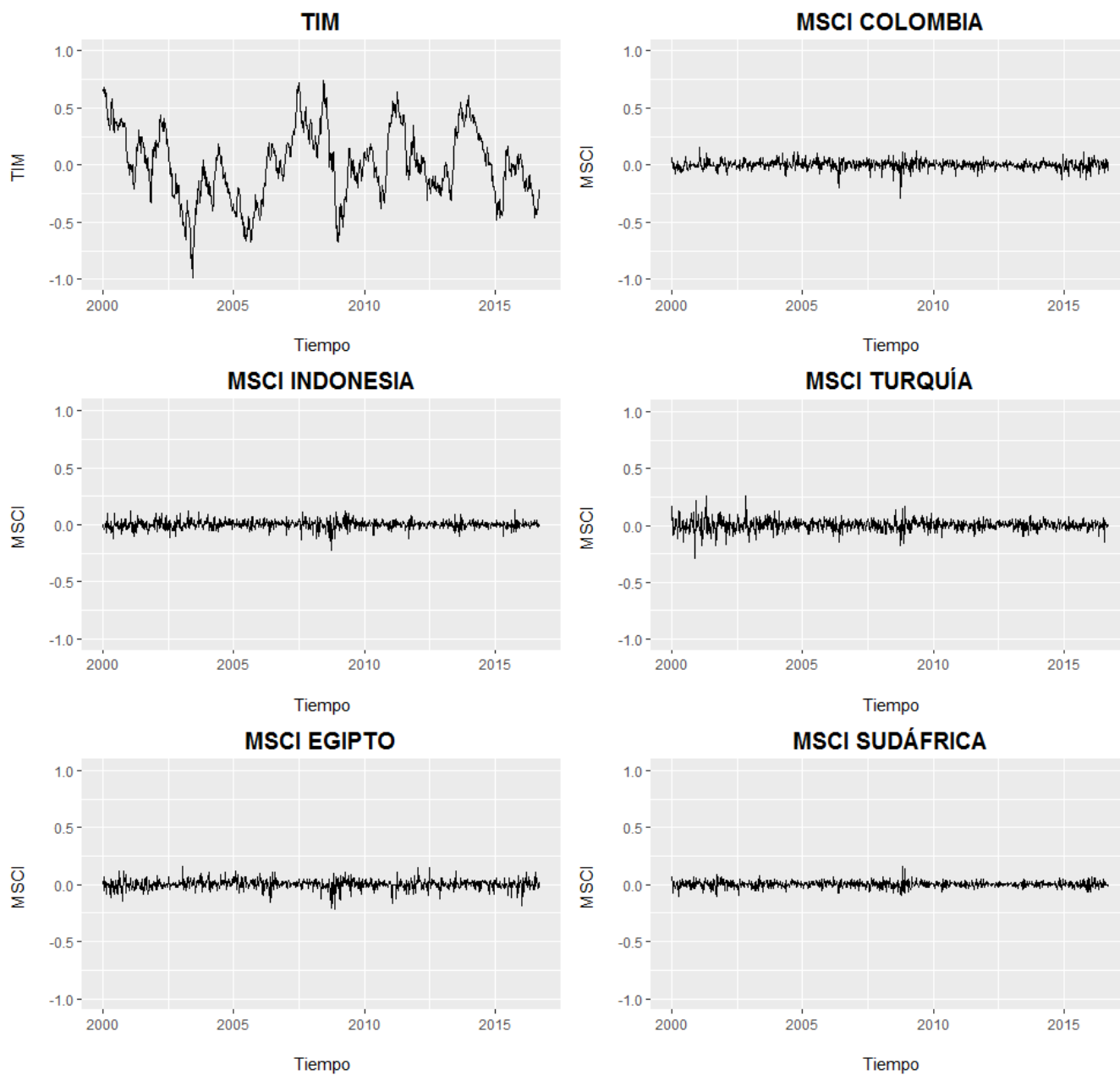


Figura 14. Series estacionarias de TIM y de retornos de MSCI. Fuente: Elaboración propia.

## Bibliografía

- Abdullah, D., & Hayworth, S. (1993). Macroeconometrics of Stock Price Fluctuations. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 32, 46 - 63.
- Abugri, B. (2006). Empirical relationship between macroeconomic volatility and stock returns: Evidence from Latin American markets. *International Review of Financial Analysis*, 17(2008), 396-410. doi:10.1016/j.irfa.2006.09.002
- Alam, M., & Uddin, G. (2009). Relationship between Interest Rate and Stock Price: Empirical Evidence from Developed and Developing Countries. *Internacional Journal of Business and Management*, 4(3), 43 - 51.
- Almon, S. (1965). The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures. *Econometrica*, 33, 178-196.
- Alt, F. (1942). Distributed Lags. *Econometrica*, 10, 113-128.
- Amarasinghe, A. (2015). Dynamic Relationship between Interest Rate and Stock Price: Empirical Evidence from Colombo Stock Exchange. *International Journal of Business and Social Science*, 6(4), 92 - 97.
- Arias, F., Garrido, D., Parra, D., & Rincón, H. (2013). ¿Responden los diferentes tipos de flujos de capitales a los mismos fundamentos y en el mismo grado? Evidencia reciente para países emergentes. In *Flujos de capitales, choques externos y respuestas de política en países emergentes*. Banco de la República de Colombia.
- Armstrong, B. (2006). Models for the relationship between ambient temperature and daily mortality. *Epidemiology*, 17(6), 624–631.
- Audante, J. (2015). *Transmisión de choques de política monetaria de estados unidos sobre américa latina: Un enfoque gvar*. Banco Central de Reserva del Perú. Working Paper Series DT. No. 2015-018.
- Bahadir, B., & Lastrapes, W. D. (2015). Emerging market economies and the world interest rate. *Journal of International Money and Finance*(58), 1–28.
- Bai, J. (2013). Inferential theory for factor models of large dimensions. *Econometrica*, 71(1), 135-171.
- Bai, J., & Ng, S. (2002). Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models. *Econometrica*, 70(1), 191-221.
- Bai, Y., & Zhang, J. (2012). Financial integration and international risk sharing. *Journal of International Economics*, 86(1), 17-32. doi:doi.org/10.1016/j.jinteco.2011.08.009
- Banco de la República. (2013). *Banco de la República - Banco Central de Colombia*. Retrieved from <http://www.banrep.gov.co/es/contenidos/page/qu-tasa-inter-s>
- Barro, R., & Sala-i Martin, X. (1990). World real interest rates. *NBER Macroeconomics Annual*, 5, 15-69.

- Bashir, A., & Hassan, A. (1997). Interest Rate Sensitivity and Stock Returns in the United Arab Emirates. *Journal of King Saud University*, 9, 79-89.
- Bernanke, B., Boivin, J., & Elias, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: A factor-augmented vector autoregressive (favar) approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 387 - 422.
- Bernardi, B. (2005). El contagio financiero en países emergentes. *Pensamiento y Gestión. Universidad del Norte*, 19, 43 - 77.
- Brock, W., Dechert, W., Scheinkman, J., & LeBaron, B. (1996). A Test for Independence Based on the Correlation Dimension. *Econometric Reviews*, 15, 197-235.
- Bulmash, S., & Trivoli, G. (1991). Time-Lagged Interactions between Stock Prices and Selected Economic Variables. *Journal of Portfolio Management*, 17(4), 61-67.
- Calvo, G., Leiderman, L., & Reinhart, C. (1996). Inflows of capital to developing countries in the 1990's. *The Journal of Economic Perspectives*, 10(2), 123 - 139.
- Campbell, J. (1985). Stock Returns and the Term Structure. *Journal of Financial Economics*, 18(2), 373 - 399.
- Chou, H., Zhao, J., & Suardi, S. (2014). Factor reversal in the euro zone stock returns: Evidence from the crisis period. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 33, 28-55.
- Chuliá, H., Guillén, M., & Uribe, J. M. (2017). Spillovers from the united states to the latin american and the g7 stock markets: A VAR quantile analysis. *Emerging Markets Review*.  
doi:http://dx.doi.org/10.1016/j.ememar.2017.01.001
- Connor, G., & Korajczyk, R. (1986). Performance Measurement with the Arbitrage Pricing Theory. *Journal of Financial Economics*, 15, 373-394.
- Crainiceanu, C., Dominici, F., & Parmigiani, G. (2008). Adjustment uncertainty in effect estimation. *Biometrika*, 95(3), 635-651.
- Desroches, B., & Francis, M. (2010). World real interest rates: A global savings and investment perspective. *Applied Economics*, 42(22), 2801-2816.
- Dominici, F., Wang, C., Crainiceanu, C., & Parmigiani, G. (2008). Model selection and health effect estimation in environmental epidemiology. *Epidemiology*, 19(4), 558-560.
- Eichengreen, B., & Gupta, P. (2015). Tapering talk : The impact of expectations of reduced federal reserve security purchases on emerging markets. *Emerging Markets Review*, 25, 1-15.
- Fisher, I. (1930). *Theory of interest rates*. Ney York: MacMillan.
- Flannery, M., & James, C. (1984). The Effect of Interest Rate Changes on the Common Stock Returns of Tínciai Institutions. *Journal of Finance*, 39, 1141 - 1154.
- Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., & Reichlin, L. (2000). The generalized dynamic factor model: identification and estimation. *Review of Economics and Statistics*, 82(4).  
doi:10.1162/003465300559037

- Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., & Zaffaroni, P. (2015). Dynamic factor models with infinite-dimensional factor spaces: One-sided representations. *Journal of Econometrics*, 185(2015), 359-371. doi:dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2013.10.017
- Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., & Zaffaroni, P. (2017). Dynamic factor models with infinite-dimensional factor space: Asymptotic analysis. *Journal of Econometrics*, 199(2017), 74-92. doi:dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2017.04.00
- Gagnon, J., & Unferth, M. (1995). Is there a world real interest rate? *Journal of International Money and Finance*, 14(6), 845-855.
- Gan, C., Lee, M., Yong, H., & Jun, Z. (2006). Macroeconomic Variables and Stock Market Interactions: New Zealand Evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, 3(4), 89.
- Gasparri, A. (2011). Distributed lag linear and non-linear models in R: the package dlnm. *Journal of Statistical Software*, 43(8), 1 - 20.
- Gasparri, A. (2014). Modeling exposure-lag-response associations with distributed lag non-linear models. *Statistics in Medicine*, 33, 881-889.
- Gasparri, A.; Armstrong, B.; Kenward, M. (2010). Distributed lag non-linear models. *Statistics in Medicine*, 29(8), 2224 - 2234.
- Geske, R., & Roll, R. (1983). The Monetary and Fiscal Linkage between Stock Returns and Inflation. *Journal of Finance*, 38, 1 - 33.
- Hasan, T., Samarakoon, L., & Hasan, S. (2000). Stock prices behaviour in a less developed market; evidence from Sri Lanka. *Journal of Applied Business Research*, 16(02), 15-23.
- Hastie, T., & Tibshirani, R. (1990). *Generalized additive models*. Chapman & Hall.
- Hotelling, H. (1933). Analysis of a Complex of Statistical Variables Into Principal Components. *Journal of Educational Psychology*, 24, 417-441.
- Karamelikli, H. (2016). Symmetric and asymmetric dynamics of housing price in turkey. *Ekonomia*, 46. doi:http://dx.doi.org/10.17451/eko/46/2016/238
- Korkmaz, T., Çevik, E., & Atukeren, E. (2012). Return and volatility spillovers among CIVETS stock markets. *Emerging Markets Review*, 13, 230 - 252.
- Kose, M. A., Otrok, C., & Prasad, E. (2012). Global business cycles: convergence or decoupling? *International Economic Review*, 53(2), 511-538.
- Koyck, M. (1955). Distributed Lags and Investment Analysis. *The Economic Journal*, 65(259), 523-525.
- Lebart, L., Morineau, A., & Piron, M. (1995). *Statistique exploratoire multidimensionnelle* (Cuarta ed.). Paris: Dunod.
- Liu, M. H., & Shrestha, K. M. (2008). Analysis of the long-term relationship between macro-economic variables and the Chinese stock market using heteroscedastic cointegration. *Managerial Finance*, 34(11), 744-755.

- Lyngé, M. J., & Zumwalt, J. K. (1980). An empirical study of the interest rate sensitivity of commercial bank returns: A multi-index approach. *Journal of Financial and Quantitative analysis*, 15(03), 731-742.
- Madura, J., & Schnusenberg, O. (1980). Effect of Federal Reserve policies on bank equity returns. *Journal of Financial Research*, 23(4), 421-470.
- Manganelli, S., & Robert, R. (2004). Caviar: Conditional autoregressive value at risk by regression quantiles. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(4), 367 - 381.
- Mishkin, F. S. (2008). *Moneda, Banca y Mercados Financieros* (Octava ed.). Pearson. Addison Wesley.
- Mosquera, S., Restrepo, N., & Uribe, J. (2016). Effects of Stock Indices of Developed and Emerging Markets on Economic Activity in Colombia: a FAVAR Approach. *Lecturas de Economía*(85), 155-178.
- MSCI. (2017, May 31). *MSCI Colombia Index*. Retrieved from <https://www.msci.com/documents/10199/6386f1c9-ab47-4185-8196-4f0d0ab3d3cc>
- MSCI. (2017, May 31). *MSCI Egypt Index*. Retrieved from <https://www.msci.com/documents/10199/9b74d1c0-811d-4c1c-8611-7867fcd9ae7>
- MSCI. (2017, May 31). *MSCI Indonesia Index*. Retrieved from <https://www.msci.com/documents/10199/fc7b1260-9c5d-4b80-b6aa-fadeb7c6acb0>
- MSCI. (2017, May 31). *MSCI South Africa Index*. Retrieved from <https://www.msci.com/documents/10199/d2021dc7-efe2-4389-981a-f2e2eb5c25f6>
- MSCI. (2017, May 31). *MSCI Turkey Index*. Retrieved from <https://www.msci.com/documents/10199/a7c2f0db-d4a1-439b-ac87-9671c2d7e19d>
- Muhammad, S., Chaussaletb, T., & Koizumic, N. (2017). Towards a threshold climate for emergency lower respiratory hospital admissions. *Environmental Research*, 153(2017), 41-47. doi:dx.doi.org/10.1016/j.envres.2016.11.011
- Mukherjee, T., & Naka, A. (1995). Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market: An application of vector error-correction model. *The Journal of Financial Research*, 18(2), 223-237.
- Ologunde, A., Elumilade, D., & Asaolu, T. O. (2006). Stock Market Capitalization and Interest Rate in Nigeria: A Time Series Analysis. *International Research Journal of Finance and Economics*, 4, 154-166.
- Papaioannou, E. (2009). ¿What drives international financial flows? politics, institutions, and other determinants. *Journal of Development Economics*, 88(2), 269–81.
- Pearson, K. (1901). On lines and planes of closest fit to systems of points in space. *Philosophical Magazine*, 2(11), 559-572.
- Peña, D. (2002). *Análisis de datos multivariante*. Madrid: Mc Graw Hill.

- Pilinkus, D., & Boguslauskas, V. (2009). The short-run relationship between stock market prices and macroeconomic variables in Lithuania: An application of the impulse response function. *Engineering Economics*, 5(65), 26-34.
- Premawardhana, V. (1997). The relationship between stock returns and interest rates in Sri Lanka. *Sri Lankan Journal of Management*, 3, 251 - 263.
- R Core Team. (2013). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Retrieved from <http://www.R-project.org/>
- Ritov, Y., & Bickel, P. (1990). Achieving information bounds in non and semiparametric models. *Annals of Statistics*, 18(2), 925-938.
- Rosoiu, A. (2015). Emerging Markets Queries in Finance and Business Monetary Policy and Factor-Augmented VAR Model. *Procedia Economics and Finance*, 32(2015), 400-407.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2002). Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes. *Journal of Business and Economic Statistics*, 147-162. Retrieved from [http://www.princeton.edu/~mwatson/papers/dib\\_3.pdf](http://www.princeton.edu/~mwatson/papers/dib_3.pdf).
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2011). *Dynamic factor models*. Oxford University Press. Oxford Handbook of Economic Forecasting, Michael P. Clements and David F. Hendry.
- Theil, H. (1971). *Principle of Econometrics*. John Wiley and Sons.
- Tinbergen, J. (1949). Long-Term Foreign Trade Elasticities. *Metroeconomica*, 1, 174-185.
- Uribe, J. M. (2007). Caracterización del mercado accionario colombiano, 2001- 2006: Un análisis comparativo. *Borradores de Economía*, 456, 1-35.
- Uribe, J. M., & Mosquera, S. (2016). A comparative analysis of stock market cycles. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*. doi:<http://dx.doi.org/10.1080/17520843.2015.1123744>
- Venegas, F., Fernández, R., & Vera, J. E. (2012). Real business cycles in emerging economies: the role of international growth and interest rate. *Investigación económica*, 71, 125-148.
- White, H., Manganelli, S., & Kim, T. (2015). Var for var: Measuring tail dependence using multivariate regression quantiles. *Journal of Econometrics*, 187, 169 - 188.
- Wood, S. N. (2006). *Generalized additive models: an introduction with R*. Chapman & Hall.