



*Las opiniones y los contenidos de los trabajos publicados son responsabilidad de los autores, por tanto, no necesariamente coinciden con los de la Red Internacional de Investigadores en Competitividad.*



Esta obra por la Red Internacional de Investigadores en Competitividad se encuentra bajo una Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-SinDerivadas 3.0 Unported. Basada en una obra en riico.net.

**¿Realmente se logran beneficios con la diversificación en países emergentes? Una prueba de desempeño con cadenas markovianas de dos regímenes.**

Oscar Valdemar De la Torre Torres<sup>1</sup>  
Dora Aguilasocho Montoya\*

**Resumen:** En el presente trabajo se aplica el filtro de Hamilton en un contexto de dos regímenes gaussianos a los índices bursátiles S&P BMI global, S&P500 de Estados Unidos, S&P BMI de economías emergentes y S&P BMI de regiones como Latinoamérica, Europa del este, Asia-Pacífico, África-medio oriente y el bloque BRIC. En los resultados logrados se aprecia que los beneficios de invertir diversificadamente en un portafolio global (denominado en dólares de los Estados Unidos) que incorpore países emergentes y desarrollados no es tan amplio como se esperaba con los postulados de la teoría de portafolios. En un contexto tanto de periodos normales (baja volatilidad) como de crisis (alta volatilidad), se aprecia que es mejor tener una combinación Estados Unidos-países emergentes (en especial Latinoamérica y Europa del este) que una global más amplia, ya que el comportamiento de los rendimientos observados en el índice global y de economías emergentes son muy similares.

**Palabras clave:** Selección de portafolios; Países emergentes; Diversificación; Modelos markovianos de cambio de régimen gaussianos.

**Abstract:** In the present paper I use Hamilton's filter in a Gaussian two-regime context in the S&P BMI global, S&P500, S&P BMI of emerging markets and the regional S&P BMI of Latin America, Western Europe, Africa and mid-East and also the BRIC group. In the observed results it is noted, in a two-markovian Gaussian regime context, that contrary to the portfolio theory proposals, the benefit of investing in a global emerging-developed country portfolio is not as high as theoretically expected, given the similar performance attained. A good diversification is achieved if the investor combines a US-Latin America-East Europe portfolio

**Keywords:** Portfolio selection; Emerging markets; Diversification; Gaussian Markov-Switching models.

---

<sup>1</sup> \*Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo.

## Introducción

Los modelos markovianos de cambio de régimen<sup>2</sup> son modelos de análisis en los que se permite caracterizar una serie de tiempo  $\mathbf{x} = [x_t]$  en dos o más *regímenes* de comportamiento o *estados de la naturaleza*. Esto implica el suponer que la serie de tiempo no está modelada por medio de un único proceso estocástico  $x_t \sim P(x_t, \theta)$  que genera las realizaciones o valores de la misma sino en  $s = 1, 2, \dots, S$  procesos estocásticos diferentes que se combinan para formar uno solo. Esto por medio de una función de verosimilitud combinada y multimodal, dado un vector de parámetros  $\theta$ :

$$P(x_t, \theta) = \sum_{s=1}^S \omega_{s=i} \cdot P(x_t, \theta_{s=i}) \quad (1)$$

En la expresión anterior  $\omega_{s=i}$  es la ley de combinación que determina la proporción de datos que pertenecen al régimen  $s = i$  y  $P(x_t, \theta)$  su correspondiente sub-función de probabilidad. Para el caso específico que interesa en el presente trabajo, no se supondrá que el proceso estocástico que genera las realizaciones de una serie de tiempo corresponde a una función de probabilidad gaussiana unimodal con un solo parámetro de localización ( $\mu$ ) y uno de escala ( $\sigma$ ), sino a  $s$  parámetros, correspondientes a cada régimen o estado de la naturaleza ( $\mu_{s=i}, \sigma_{s=i}$ ). Esto lleva, partiendo de la forma general de función de probabilidad multimodal dada en (1), a observar que se supondrá entonces que las realizaciones u observaciones de una serie de tiempo pueden ser catalogadas o caracterizadas en sub-conjuntos o sub-muestras con sus propias sub-funciones de probabilidad y parámetros, mismas que llevan a la función general de probabilidad, inherente al proceso estocástico de la serie de tiempo  $\mathbf{x}$ :

$$P(x_t, \theta) = \sum_{s=1}^S \omega_{s=i} \cdot P(x_t, \theta_{s=i}) = \sum_{s=1}^S \omega_{s=i} \cdot \left[ \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2} \left( \frac{x_t - \mu_{s=i}}{\sigma_{s=i}} \right)^2} \right] \quad (2)$$

En este punto, se puede apreciar que la función dada en (2) corresponde a la de una “*mixtura gaussiana*”, debido a que, como se dijo previamente,  $\omega_{s=i}$  representa la proporción o peso que los datos del régimen tienen en la muestra y en la función general de probabilidad (2). Sin embargo, el citado modelo de mixtura gaussiana presupone que la pertenencia a una de las sub funciones  $P(x_t, \theta_{s=i})$  es fija a lo largo de  $t$  y, de esta forma, “estática” para todos los datos de la serie de tiempo. Dado esto, no se pueden hacer inferencias como la probabilidad de que la o el observador en  $t$  se encuentren en un periodo caracterizado por el régimen  $s = i$  y su correspondiente sub-función de probabilidad  $P(x_t, \theta)$ , así como la probabilidad  $\pi_{s=j, s=i} = P(s = i | s = j, \mathbf{x}, \theta)$  de transitar de ese  $i$ -ésimo estado a otro. En ese punto, la propuesta de Hamilton (1990; 1989; 1994) sugiere que el cambio de un régimen a otro se modele por medio de una cadena markoviana oculta

---

<sup>2</sup> Mejor conocidos como filtro de Hamilton (1990; 1989) en la literatura especializada en análisis de series de tiempo.

de  $S$  estados, misma que no es observable para la analista pero se puede inferir de los datos. Con esto (2) puede ser re expresado ya no como fija a lo largo del tiempo, sino como una función de probabilidad cambiante para cada estado  $P(x_t, \theta)$  a lo largo del tiempo. Dado esto, se generan, como parámetros de salida adicionales, las citadas probabilidades “suavizadas”  $P(x_t, \theta) = \xi_{s=i,t}$ , mismas que indican la probabilidad de que cada observación venga de alguno de los regímenes estudiados, así como los parámetros de localización y escala (correspondientes a cada régimen) y una matriz de probabilidades de transición de un régimen a otro, dada la naturaleza de cadena markoviana del proceso estocástico que modela los cambios de régimen:

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} \pi_{s=1,s=1} & \pi_{s=2,s=1} & \cdots & \pi_{s=S,s=1} \\ \pi_{s=1,s=2} & \pi_{s=2,s=2} & \cdots & \pi_{s=S,s=2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \pi_{s=1,s=S} & \pi_{s=2,s=S} & \cdots & \pi_{s=S,s=S} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Con esto (2) puede filtrarse y suavizarse a lo largo del tiempo, generando un vector de parámetros de salida más amplio con las probabilidades suavizadas  $\xi_{s=i,t}$  de que cada dato pertenezca a determinado régimen en  $t$  y la correspondiente matriz de probabilidades de transición  $\mathbf{P}$ :

$$\theta = [\mu_{s=i}, \sigma_{s=i}, \xi_{s=i,t}, \mathbf{P}] \quad (4)$$

Con el citado vector de parámetros, la función de verosimilitud del filtro de Hamilton puede expresarse, dado (2), como sigue:

$$P(x_t, \theta) = \sum_{s=1}^S \omega_{s=i} \cdot P(x_t, \theta_{s=i}) = \sum_{s=1}^S \omega_{s=i} \cdot \left[ \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2} \left( \frac{x_t - \mu_{s=i}}{\sigma_{s=i}} \right)^2} \right] = \sum_{s=1}^S \omega_{s=i} \cdot \xi_{s=i,t} \quad (5)$$

Dado esto, son de interés en materia financiera los parámetros  $\mu_{s=i}$  y  $\sigma_{s=i}$  en (4) y (5). En específico en materia de valuación de activos financieros, operación en mercados o cuantificación de riesgos, por citar algunas de las áreas de aplicación más comunes.

Dada esta breve introducción a la lógica de los modelos markovianos de cambio de régimen, así como su aplicación práctica en materia financiera, es de interés observar que el objetivo del presente trabajo es utilizar el filtro de Hamilton dado en (5) para determinar, en primera instancia, si el mismo es adecuado para modelar la serie de tiempo de los índices accionarios de mercados financieros pertenecientes a países considerados economías emergentes por la compañía Standard & Poors indexes. Después del citado objetivo, se establece el caracterizar el comportamiento estadístico y la eficiencia media-varianza<sup>3</sup> de cada caso para llegar a las correspondientes conclusiones y beneficio del empleo del citado filtro en la práctica profesional financiera.

---

<sup>3</sup> Eficiencia en la relación riesgo y rendimiento según se establece en la teoría financiera y la teoría clásica de portafolios.

En el siguiente apartado se hará una breve revisión de los trabajos que, en materia financiera, aplican (5), para seguir en el tercer y cuarto apartados con el correspondiente análisis de datos y resultados, así como las correspondientes conclusiones y guías para futuros trabajos de investigación.

### **Revisión de trabajos de referencia**

Dentro de los trabajos que emplean el filtro de Hamilton (1989,1990) para caracterizar el comportamiento de series de tiempo económicas y financieras podemos citar el caso del propio Hamilton (1990; 1989; 1994) quien emplea su propuesta para modelar la probabilidad de que la economía de los Estados Unidos se encuentre en un periodo de recesión ( $\xi_{s=i,t} > 0.5$ )<sup>4</sup>. Esto al caracterizar con su modelo el comportamiento del producto nacional bruto. Sus resultados arrojan que la identificación de  $\xi_{s=i,t} > 0.5$  es consistente en un alto nivel de significancia estadística con los periodos marcados como de recesión por parte del *National Bureau of Economic Research* (NBER). En un estudio análogo para el caso latinoamericano, se encuentra el trabajo de Mejía-Reyes (2000) quien estudia el PIB *per cápita* de economías de países latinoamericanos como Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela. En sus resultados encuentra evidencia a favor del empleo de modelos de dos regímenes, así como elementos para corroborar lo establecido en trabajos previos como el de Bollerslev et. al. (1988), Engle, Ng y Rotschild (1990), Ang y Chen (2002), Hass y Mitnik (2009) y Engle, Ghysels y Sohn (2013), quienes demuestran que el comportamiento de los rendimientos en periodos o regímenes de alta volatilidad son asimétricos. Es decir, en un periodo de recesión o “crisis”<sup>5</sup> los rendimientos<sup>6</sup> negativos tienden a ser proporcionalmente mayores que los rendimientos positivos en el citado periodo de crisis, así como mayores en magnitud que los rendimientos negativos de periodos considerados “normales”. De manera complementaria, este autor encuentra evidencia en contra de la existencia de un ciclo

---

<sup>4</sup> Para fines de exposición en el presente trabajo y en línea con muchos de los trabajos citados, se entenderá al régimen 1 como el periodo de expansión o comportamiento “normal” en la economía y mercados financieros y el segundo régimen como el estado de “recesión” o “crisis” en los mercados financieros.

<sup>5</sup> Una nota metodológica de importancia para este trabajo y afines es la relativa al término “crisis”. En términos de teoría económica el concepto es muy amplio. Esto abarca desde la Teoría de crisis de Karl Marx, hasta la de John S. Mill o la definición de crisis en términos financieros. Sin embargo, para generar un nivel aceptable de consistencia en el término y sin discurrir en la definición del mismo, aquí se entenderá a la “crisis” como periodos de alta volatilidad (desviación estándar) en la variación de precios y baja generalizada de los mismos.

<sup>6</sup> O variaciones porcentuales  $\Delta\%P_t$ .

macroeconómico latinoamericano y encuentra cierta concordancia en el comportamiento de los periodos de crisis para las duplas Estados Unidos-Chile, Brasil-Perú.

Otro trabajo cercanamente relacionado a la temática del presente es el de Canarella y Pollard (2007) quienes estudian el desempeño de los índices bursátiles latinoamericanos como Argentina, Chile, México Perú y Venezuela con los modelos de interés en el presente trabajo. Sus resultados observan que el filtro de Hamilton (1989), aplicado en periodicidades mensuales, es adecuado para determinar los periodos de crisis financiera, siendo estos coincidentes con crisis de tipo financiero o político en los países estudiados. De manera complementaria observan que los periodos de alta volatilidad o  $s = 2$  son relativamente breves en duración (de 2 a 4 meses). De manera complementaria, se tiene el trabajo de Mejía-Reyes (2000) quien realiza un estudio similar al de Hamilton (1994) al modelar el PIB per-cápita de Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú, Estados Unidos y Venezuela con un filtro de Hamilton de dos regímenes. Sus pruebas le llevan a observar que no existe un ciclo de expansión y contracción latinoamericano y que solo algunas duplas de países son las que tienen un nivel de concordancia: Brasil-Perú y Estados Unidos-Chile. De manera complementaria y como referencia a este trabajo, se tiene el caso de Cabrera et. al. (2017) quienes, en línea a la perspectiva de análisis de Mejía-Reyes (2000) emplean el filtro de Hamilton (1989) en los índices bursátiles de países latinoamericanos como Argentina, Bolivia, Brasil, Colombia, México, Estados Unidos y Perú. Sus conclusiones les llevan a observar que un modelo de 3 regímenes es adecuado para modelar estos mercados y que tampoco existe un ciclo latinoamericano de expansión y contracción en estos mercados que sea marcadamente claro. Solo resaltan un nivel de concordancia entre Estados Unidos, México y Chile. Como se puede apreciar con esta breve revisión de literatura, el utilizar el filtro de Hamilton (1989) para modelar el comportamiento de series de tiempo propias de índices bursátiles no es una asignatura nueva pero sí de interés para fines de inversión. A pesar de esto, no se tienen referencias o antecedentes de trabajos en donde se caracterice el comportamiento de los mercados de economías emergentes en su conjunto y por bloques como es el caso latinoamericano, asiático, de Europa del este, de medio oriente, de África y los países que conforman el bloque BRIC (Brasil, Rusia, India y China). Esto para comparar su caracterización de cada caso en lo particular contra el bloque de economías emergentes en su conjunto y contra el comportamiento del bloque norteamericano (Estados Unidos y Canadá) así como contra la caracterización del desempeño de un índice accionario mundial que incluye el desempeño de economías desarrolladas y de emergentes. Ante esta necesidad surge el objetivo del presente trabajo de caracterizar, en un modelo de dos regímenes de volatilidad, el desempeño de los índices expuestos en la tabla 1. Como puede apreciarse en dicha tabla se modelará el desempeño de los mercados propios de economías (países)

considerados desarrollados y emergentes por medio de los índices de capitalización bursátiles BMI calculados por la compañía Standard & Poors – Dow Jones Indices LLC que es una de las compañías calificadoras y de análisis financiero más reconocidas en el mundo. A su vez se de las más aceptadas para fines de cálculo de índices de desempeño en la industria de administración de inversiones (portafolios) para calcular y publicar índices de desempeño de diferentes tipos de activos financieros, mercados, estilos de inversión y estrategias de portafolios institucionales. Por citar algunos ejemplos, el reconocido índice S&P500 de Estados Unidos, el IPC de la Bolsa Mexicana de Valores, el S&P BMI global equity index y otros son de los índices más empleados para medir el desempeño de los respectivos mercados que estudian.

**Tabla 1. Relación de índices estudiados en el presente trabajo, su ticker (código de identificación) empleado para fines de exposición en el presente trabajo y los periodos de estudio en cada caso.**

<i>Nombre de índice</i>	<i>País estudiado</i>	<i>Ticker</i>	<i>Fecha inicial</i>	<i>Fecha final</i>
<i>S&amp;P GLOBAL 100</i>	Global	GLOBAL	26/12/2000	30/03/2018
<i>S&amp;P 500</i>	EEUU	SP500	30/12/1994	30/03/2018
<i>S&amp;P BMI emerging markets index</i>	Países emergentes alrededor del mundo	EMERGING	30/12/1994	30/03/2018
<i>S&amp;P BMI Latin America emerging markets index</i>	Países de Latinoamérica	LATAM	30/12/1994	30/03/2018
<i>S&amp;P BMI ASIA/PACIFIC emerging markets index</i>	Asia	ASIAPAC	30/12/1994	30/03/2018
<i>S&amp;P BMI European emerging markets index</i>	Europa del Este: Rusia, región balcánica y del Bósforo	EMEURO	30/12/1994	30/03/2018
<i>S&amp;P BMI middle East &amp; Africa</i>	Medio oriente y África	MOAFRICA	30/12/1994	30/03/2018
<i>S&amp;P BMI BRIC INDEX</i>	Brasil, Rusia, India y China	BRIC	15/08/2006	30/03/2018

*Fuente: S&P Dow Jones indices LLC (2014).*

Para fines más específicos y como se verá a continuación se utilizarán los índices de capitalización globales y regionales S&P Broad Market Index (BMI) cuya metodología de cálculo se describe en S&P Dow Jones índices LLC (2014).

Dicho esto y antes de proceder queda una cuestión por resolver en el presente trabajo antes de continuar con la revisión de datos y resultados: ¿Qué se entiende como un país emergente? En un estricto sentido es un término que se ha ido desarrollando a lo largo del tiempo desde que el Banco Mundial y el Fondo Monetario Internacional han buscado categorizar los países en términos de su crecimiento económico, estabilidad y desarrollo social, así como un término político y financiero. Incluso el término de “economía emergente” o “país emergente” es resultado de un proceso evolutivo de la clasificación de países de tercer, segundo y primer mundo que se utilizó en los periodos de la guerra fría. Para fines de acotación y fines prácticos en la exposición, en la práctica profesional de las inversiones se emplea un criterio de clasificación de mercados financieros, partiendo de la liquidez, accesibilidad, flexibilidad y tamaño de los mercados financieros de un determinado país, así como de su estabilidad en el crecimiento y desarrollo social. El mismo diferencia a los mercados con grado de inversión (conjunto de interés en el presente trabajo) de aquellos que no son aptos para dicha actividad por parte de inversionistas ajenos a la nación de estudio. Dentro de los países con grado de inversión podemos encontrar, según se establece en la metodología de clasificación de países de Standard & Poors (S&P Dow Jones Indices LLC, 2016), los siguientes niveles y criterios de clasificación:

**Tabla 2. Los criterios para clasificar a un mercado financiero como desarrollado, emergente o de frontera**

<i>Tipo de mercado</i>	<i>Requisitos para la clasificación</i>
Mercado de economía desarrollada	Los necesarios de cubrir por parte de un mercado emergente más un PIB per cápita mayor o igual a USD\$15,000.00 en su país sede.
Mercado de Economía emergente	Los necesarios de cubrir para un mercado de frontera más los siguientes: <ul style="list-style-type: none"> <li>• Una capitalización bursátil mayor a USD 15,000 millones.</li> <li>• Un periodo de liquidación de operaciones de máximo 3 días laborales.</li> <li>• Una calificación crediticia de la deuda soberana de su país mayor o igual a BB+ (S&amp;P y Fitch) o de Baa (Moody's).</li> <li>• Sin restricciones para permitir control o propiedad mayoritaria de inversionistas extranjeros en las empresas que cotizan en dicho país.</li> <li>• No debe existir restricción alguna a los flujos de capital extranjero tanto de entrada como de salida.</li> </ul>
Mercado de frontera	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Una capitalización bursátil mayor a USD 2,500 millones.</li> <li>• Un nivel de negociación promedio (monto total del valor de todas las operaciones) de mínimo USD 1,000 millones.</li> <li>• La división del valor de capitalización del mercado bursátil entre el valor de su PIB nominal debe dar un valor mayor o igual a 5%</li> </ul>

*Fuente: S&P Dow Jones Indices (2016).*

Con esta clasificación en mente que permite definir lo que se entenderá como “mercado de una economía emergente” o “simplemente mercado emergente” para fines exclusivamente del presente trabajo y de inversión y una vez fundamentado el origen del problema de investigación en el primer

apartado y establecida en la presente revisión de literatura, se procederá a la descripción de los datos y su método de procesamiento para pasar a la revisión de resultados observados.

### **Análisis de series de tiempo con el filtro de Hamilton en los índices de interés**

#### **Procesamiento de datos**

El análisis o caracterización en dos regímenes o estados de la naturaleza se realizará para los índices descritos en la tabla 1 en los periodos de inicio y fin también mencionados en dicho cuadro con datos de periodicidad semanal extraídos de las bases de datos de Reuters. A los niveles de índice  $P_t$  observados se les calculó el rendimiento pagado o logrado por el índice en cada semana con el método de la variación porcentual en tiempo continuo:

$$\Delta\%P_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (6)$$

A los valores de  $\Delta\%P_t$  se les aplicó el filtro de Hamilton (1989) utilizando la función de verosimilitud dada en (5), a fin de lograr los parámetros de media de cada régimen  $\mu_{s=i}$ , desviación estándar  $\sigma_{s=i}$ , probabilidades suavizadas de estar en determinado régimen  $\xi_{s=i,t}$  y la matriz  $\mathbf{P}$  de probabilidades de transición especificados en (3) y (4). Dentro de los parámetros de salida que se lograron, se utilizarán los vectores de probabilidades de transición y se caracterizará a cada uno como propio del régimen de crisis o alta volatilidad ( $s = 2$ ) al vector de probabilidades de transición que cumple con la siguiente:

$$\xi_{s=i,t}, \mu_{s=i} \in s = 2 \Leftrightarrow \sigma_{s=i} = \max(\sigma_{s=i}, \sigma_{s=j}) \quad (7)$$

Esto es, que de los dos vectores de probabilidades suavizadas logrados con el filtro de Hamilton, el número de columna (uno o dos) pertenecerá al régimen 2 si su correspondiente desviación estándar es la más alta en el vector de desviaciones estándar que entrega la aplicación de dicho filtro. Ejemplo, el filtro de Hamilton, al emplear (5) aplica a cada realización de la serie de tiempo cada una de las funciones de probabilidad gaussiana de cada régimen que genera un vector de  $T \times S$ , según se sugiere en Hamilton (1989; 1994):

$$[[\xi_{s=1,t} \quad \xi_{s=2,t}]] = \left[ \left[ \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x_t - \mu_{s=1}}{\sigma_{s=1}}\right)^2} \right] \quad \left[ \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x_t - \mu_{s=2}}{\sigma_{s=2}}\right)^2} \right] \right] \quad (8)$$

Como se puede apreciar, cada columna tiene su correspondiente media y desviación estándar. Por lo general, si los datos no presentan irregularidades en su medición o si la serie de tiempo que se estudia es de un fenómeno o variable que no es afectada por alguna distorsión (social, política o tecnológica), el régimen que tiene la desviación estándar más pequeña (es decir, de un periodo “normal” o de baja volatilidad) corresponde a la columna de la izquierda. Sin embargo, como sucedió en el trabajo de Balçilar, Demirer y Hammoudeh (2013), esto puede cambiar dada la naturaleza de los mercados árabes de ser mercados de frontera, según los criterios establecidos en la

tabla 1. Esto los lleva, dada su baja liquidez de mercado y operatividad, a tener comportamientos más atípicos que los propios de una economía emergente o desarrollada. Dado esto y cuando se emplea (como se emplea en el presente trabajo) el método de Quasi-máxima verosimilitud sugerido por Hamilton (1994), se puede tener el resultado de que en realidad el régimen sea el correspondiente al vector de probabilidades suavizadas de la derecha en (8) y no el de la izquierda como habitualmente se espera. Dado esto es que se aplicará la regla dada en (7) para discernir qué vector de probabilidades corresponde a cada uno de los regímenes.

Cabe resaltar que lo propio se hará para determinar la media y la columna en la matriz de probabilidades de transición. Por ejemplo, si la columna izquierda en (8) corresponde al régimen  $s = 1$ , se entiende que la media, desviación estándar y primera columna de la matriz  $\mathbf{P}$  de probabilidades de transición corresponden también a dicho régimen.

Una vez que se caracterizan los parámetros de salida en cada régimen, se utilizarán los mismos (en especial las probabilidades suavizadas de cada régimen  $\xi_{s=1,t}$ ) para determinar qué realizaciones de la serie de tiempo corresponden al régimen normal o  $s = 1$  y cuáles al régimen de crisis o alta volatilidad ( $s = 2$ ). Esto se logra aplicando la siguiente regla de selección:

$$x_t \in s = 2 \Leftrightarrow \xi_{s=2,t} > 0.5 \quad (9)$$

Las realizaciones que no cumplan con dicho criterio se considerarán propias del régimen “normal” o de baja volatilidad.

Una vez que se hizo esta selección de datos y que se tienen los parámetros de interés, se utilizarán primero las medias y desviaciones para calcular una aproximación del índice de Sharpe (1963) que medirá el nivel de rendimiento nominal promedio logrado, dado el nivel de exposición al riesgo. Esto en cada régimen o estado de la naturaleza. El mismo se da por la siguiente expresión, siendo  $\overline{rf}$  el rendimiento semanal promedio de la tasa de las notas del tesoro (*treasury bills*) de los Estados Unidos con 3 meses de plazo y a una semana de vencimiento<sup>7</sup>:

$$Sharpe_{s=i} = \frac{\mu_{s=i} - \overline{rf}}{\sigma_{s=i}} \quad (10)$$

El objetivo de este análisis es caracterizar y contrastar el desempeño financiero que se tendría en los mercados emergentes, ya sea en su totalidad y diversificación geográfica o ya sea segmentados regionalmente o por bloque (BRIC por ejemplo). Estos resultados observados se contrastarán contra el desempeño conjunto de todas las bolsas de valores miembro del S&P global 100 index (países emergentes y desarrollados) y el desempeño de los mercados accionarios estadounidenses al ser este

---

<sup>7</sup> Dado que las citadas notas del tesoro de los Estados Unidos son consideradas el “activo libre de riesgo” en la práctica de administración de portafolios a nivel internacional, no se discernirá entre el promedio que corresponde a los periodos normales y a los de crisis dado que es un activo considerado “libre de riesgo”.

país la principal plaza bursátil en el mundo y al tener la moneda base con la que los índices estudiados son calculados.

Una pregunta natural que surge del procesamiento de datos previamente descrito es la relativa a definir si la serie de tiempo debe ser caracterizada con un modelo markoviano de cambio de régimen como el filtro de Hamilton (1989) o simplemente deben emplearse la media y desviación estándar en un contexto de una función de probabilidad unimodal. Para esto se utilizarán los criterios de información de Akaike (1974), Schwarz (1978) y Hannan-Quinn (1979) que parten del logaritmo de la función (*LLF*) de verosimilitud planteada en (5):

$$LLF = \sum_{t=0}^T \ln(P(x_t, \theta)) \quad (11)$$

De manera complementaria al análisis anterior, se generarán gráficas de violín para comparar y contrastar el desempeño observado en los rendimientos  $\frac{\%P_t}{P_t}$  de cada índice. Este tipo de análisis es una extensión de las gráficas de caja convencionales en donde se grafican en un cuadro o caja vertical la media, mediana, cuantiles de 5% y 95%, así como los valores máximo y mínimo en una línea. A diferencia del diagrama de caja convencional, la gráfica de violín divide verticalmente una caja en dos. A la izquierda presenta la caja del régimen  $s = 2$  y a la derecha la del otro régimen. De manera complementaria, presenta los puntos con la observación de todos los rendimientos observados y grafica un kernel gaussiano de cada lado. El kernel de la izquierda es la función empírica de probabilidad de los datos del régimen  $s = 2$  en donde la regla de selección dada en (9) se cumple. El de la derecha corresponde a los datos restantes. Dado que los dos kernels graficados se sobrepone de cada lado, la representación gráfica toma una forma similar a la de un violín. De ahí el nombre coloquial de la misma.

Una vez que se describió cómo es que se han procesado y analizado los datos, se procederá a la revisión de los resultados logrados.

### **Análisis de resultados**

En la tabla 3 se presenta un resumen de los parámetros de media y desviación estándar calculados para toda la serie de tiempo y para cada uno de los dos regímenes de interés. De manera complementaria, se presenta el índice de Sharpe observado. Como puede apreciarse con resultado en gris en dicha tabla, las bolsas de Estados Unidos (SP500) se sugieren como las más rentables durante todo su periodo de estudio, seguidas de las bolsas de Latinoamérica (LATAM) y los países emergentes de Europa del este (EMEURO). De manera análoga se pueden apreciar los resultados observados en los dos regímenes. Al aplicar el filtro de Hamilton los resultados cambian ya que ahora los índices más rentables con los de la zona de Europa del este y Latinoamérica en periodos normales o de volatilidad baja y los Estados Unidos y el bloque de países conocido como BRIC en el periodo de alta volatilidad o crisis.

En línea a lo esperado por los postulados de la Teoría clásica de portafolios, se puede apreciar, gracias a los efectos de la diversificación, que el índice con menor nivel de riesgo (desviación estándar) es el de los Estados Unidos, seguido del índice global, situación que es de antemano esperada gracias a la amplia diversificación que ambos índices tienen, así como por el hecho de que la mayoría de los inversionistas tienen posiciones en acciones de dicho país, al ser considerado el más seguro y al ser la moneda de Estados Unidos una de reserva.

**Tabla 3. Resumen de rendimiento medio esperado, desviación estándar e índice de Sharpe de los índices estudiados.**

<i>Ticker</i>	<i>Media</i> <i>(serie de tiempo completa)</i>	<i>Media</i> <i>(periodos "normales" S=1)</i>	<i>Media</i> <i>(periodos de "crisis" S=2)</i>
GLOBAL	0.0306	0.2122	-0.6272
SP500	<b>0.1416</b>	0.3327	<b>-0.1970</b>
EMERGING	0.0858	0.4584	-0.7453
LATAM	0.1105	0.4796	-1.9198
ASIAPAC	0.0027	0.1732	-1.2806
EMEURO	<b>0.1910</b>	<b>0.4864</b>	-0.7278
MOAFRICA	0.0780	0.3602	-0.9734
BRIC	0.0935	0.2133	-0.3250
<i>Ticker</i>	<i>Desviación estándar</i> <i>(serie de tiempo completa)</i>	<i>Desviación estándar</i> <i>(periodos "normales" S=1)</i>	<i>Desviación estándar</i> <i>(periodos de "crisis" S=2)</i>
GLOBAL	2.4307	1.6237	4.1481
SP500	<b>2.3538</b>	<b>1.4485</b>	<b>3.3911</b>
EMERGING	2.9269	1.8550	4.3709
LATAM	3.9892	2.8550	7.3685
ASIAPAC	2.7817	1.9742	6.0024
EMEURO	4.2550	2.7460	7.0546
MOAFRICA	3.1088	2.2831	4.9986
BRIC	3.8470	2.5778	6.6312
<i>Ticker</i>	<i>Índice de Sharpe</i> <i>(serie de tiempo completa)</i>	<i>Índice de Sharpe</i> <i>(periodos "normales" S=1)</i>	<i>Índice de Sharpe estándar</i> <i>(periodos de "crisis" S=2)</i>
GLOBAL	-0.0094	0.0977	-0.1641
SP500	<b>0.0374</b>	0.1927	-0.0739
EMERGING	0.0110	<b>0.2183</b>	-0.1828
LATAM	0.0143	0.1492	-0.2678
ASIAPAC	-0.0183	0.0606	-0.2223
EMEURO	0.0323	0.1576	-0.1108
MOAFRICA	0.0079	0.1343	-0.2054
BRIC	0.0104	0.0620	<b>-0.0571</b>
<b>Tasa promedio semanal del T-bill de 3 meses con 5 días de vencimiento</b>			
0.0535			

*Fuente: Elaboración propia con datos de Reuters.*

Una causa que podría dar un sesgo a favor de los Estados Unidos en términos de rentabilidad y riesgo en el presente trabajo es el hecho de que todos los índices estudiados están valuados en dólares de dicho país. Dado esto, no se está incorporando el efecto que el riesgo cambiario y la

depreciación que algunas monedas emergentes pudieron tener frente al dólar, al ser el mismo una moneda de refugio en tiempos de crisis. Con esto en mente, se deja como una sugerencia de futuros trabajos el revisar de nuevo los índices estudiados, valuados en otras monedas, para determinar si el efecto cambiario genera los resultados que se aprecian.

A pesar de este resultado, se puede apreciar que al medir el rendimiento esperado deflactado con el nivel de riesgo por medio del índice de Sharpe, la perspectiva cambia al aplicar el filtro de Hamilton. En específico el índice de los Estados Unidos ya no es el más eficiente en su relación riesgo-rendimiento, sino el índice de países emergentes y el del bloque BRIC en periodos normales y de crisis respectivamente.

**Tabla 4. Criterios de información para determinar la bondad de ajuste del filtro de Hamilton en los índices estudiados.**

<i>Ticker</i>	<i>Akaike (Toda la serie de tiempo)</i>	<i>Akaike (Filtro de Hamilton)</i>	<i>Schwarz (Toda la serie de tiempo)</i>	<i>Schwarz (Filtro de Hamilton)</i>	<i>H-Q (Toda la serie de tiempo)</i>	<i>H-Q (Filtro de Hamilton)</i>
<i>GLOBAL</i>	-4135.5009	-4387.3414	-4130.6985	-4377.7366	-4133.6663	-4383.6723
<i>SP500</i>	-5815.1660	-6137.4079	-5810.0367	-6127.1493	-5813.2376	-6133.5511
<i>EMERGING</i>	-5123.4067	-5412.6235	-5118.3058	-5402.4218	-5121.4862	-5408.7826
<i>LATAM</i>	-4372.2094	-4629.5388	-4367.1085	-4619.3371	-4370.2889	-4625.6980
<i>ASIAPAC</i>	-2503.9400	-2704.8361	-2499.5787	-2696.1135	-2502.2396	-2701.4351
<i>EMEURO</i>	-4215.7163	-4541.8048	-4210.6154	-4531.6031	-4213.7959	-4537.9639
<i>MOAFRICA</i>	-4977.1470	-5180.8463	-4972.0461	-5170.6446	-4975.2265	-5177.0055
<i>BRIC</i>	-2227.7917	-2400.5585	-2223.3849	-2391.7448	-2226.0770	-2397.1290

*Fuente: Elaboración propia con datos de Reuters.*

Una pregunta natural que surge del análisis anterior es saber si realmente el filtro de Hamilton es apropiado para el análisis. Esto es, determinar con mayor claridad si debemos separar en dos regímenes la serie de tiempo. Para esto se empleó el logaritmo de la función de verosimilitud (*LLF*) expuesto en (11). Esto en los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn. En la tabla 4 se presentan los valores observados para cada índice en dos escenarios: toda la serie de tiempo y la cuantificación de los mismos con el filtro de Hamilton. En base a los resultados presentados, se tiene evidencia a favor del empleo del filtro de Hamilton para modelar el proceso estocástico de todas las series de tiempo estudiadas.

**Tabla 5. Probabilidades de transición y duración promedio de cada régimen en los índices estudiados.**

<i>Ticker</i>	$\square_{S=1,S=1}$	$\square_{S=1,S=2}$	$\square_{S=2,S=1}$	$\square_{S=2,S=2}$	<i>Periodos en S=1</i>	<i>Periodos en S=2</i>
<i>GLOBAL</i>	98.0452	1.9548	7.4974	92.5026	51.1557	13.3379

<i>SP500</i>	98.1863	1.8137	3.4441	96.5559	55.1354	29.0351
<i>EMERGING</i>	96.5974	3.4026	7.6348	92.3652	29.3892	13.0979
<i>LATAM</i>	95.3426	4.6574	26.1548	73.8452	21.4712	3.8234
<i>ASIAPAC</i>	99.1501	0.8499	6.9451	93.0549	117.6643	14.3987
<i>EMEURO</i>	96.8249	3.1751	9.8598	90.1402	31.4953	10.1421
<i>MOAFRICA</i>	97.6101	2.3899	9.1627	90.8373	41.8429	10.9138
<i>BRIC</i>	98.5533	1.4467	5.6187	94.3813	69.1212	17.7976

*Fuente: Elaboración propia con datos de Reuters.*

Posteriormente se presenta la tabla 5 en donde se presentan las matrices de probabilidades de transición de cada régimen en cada índice, así como los días promedio en que duran los periodos normales y de crisis en cada caso estudiado. Como puede apreciarse, los índices de Estados Unidos, el bloque BRIC y Asia-Pacífico son los que conservan una duración más prolongada de su periodo “normal”. En el régimen de crisis, los índices que duran menos en el mismo son los índices latinoamericanos, los de los países emergentes de la región Europea y los del bloque de África y medio oriente. Esto lleva, de cuenta nueva, a observar que los índices están valuados en dólares de los Estados Unidos y que deben también valuarse en otras monedas para ver su efecto cambiario y contrastar los resultados hasta ahora observados.

Dados estos resultados se puede apreciar que el beneficio de la diversificación se sostiene tanto en periodos de crisis como en periodos normales para los mercados considerados emergentes pero se pierde en periodos de crisis cuando se combinan el desempeño de los índices de países emergentes y países desarrollados. Esto es, el beneficio de la diversificación en un portafolio diversificado globalmente y por tipo de país, se pierde en periodos de alta volatilidad, al valorar en dólares el desempeño observado.

### **Conclusiones**

En el presente trabajo se caracterizó la serie de tiempo de los índices accionarios global, de Estados Unidos, de economías emergentes y de diferentes bloques geográficos de los países miembro de los países emergentes. Los índices estudiados son los denominados *broad market index* o índices de mercado amplio, calculados y publicados por la compañía Standard & Poors Dow Jones LLC, mismos que cuantifican el desempeño del valor de capitalización de los mercados accionarios de los países miembro de cada caso.

En este sentido la empresa calcula un índice global (S&P global 100) el cual se compone de índices de capitalización de países considerados tanto desarrollados como de países emergentes, según las métricas establecidas por la propia compañía. Con esto, el citado índice es un portafolio teórico de

referencia que incorpora el beneficio de la diversificación a nivel global, incorporando la interacción (covarianza) y diversificación lograda entre múltiples países tanto emergentes como desarrollados.

Partiendo de lo anterior, se observa que uno de los beneficios de invertir de manera diversificada es uno de los postulados de la denominada Teoría de portafolios, la cual se inicia con los trabajos seminales de Markowitz (1959; 1952, 1956) y en las que se establece que a mayor cantidad y diversidad de activos financieros en el portafolio, el riesgo específico y el total se reducen de manera importante. Esto se sabe, en buena parte gracias al modelo de valuación de activos de capitales de Sharpe (1963, 1964) o *CAPM* por sus siglas en lengua inglesa. Dado lo anterior, múltiples trabajos se han hecho para estudiar los beneficios de invertir de manera diversificada en activos de economías emergentes para obtener beneficios de covarianzas negativas y rendimientos esperados más atractivos. Partiendo de esa perspectiva es que se elabora el presente trabajo en donde se busca caracterizar en dos regímenes de volatilidad el desempeño de los índices global 100, S&P 500 de los Estados Unidos, S&P Emerging markets, S&P BRIC y los índices regionales del S&P Emerging markets, aplicables a los mercados de Latinoamérica, Asia-Pacífico, Europa del Este y Rusia, así como de África y medio oriente.

Para caracterizar en dos regímenes se utilizó el filtro de Hamilton (1990; 1989) con función de verosimilitud gaussiana, empleando el método de cuasi-máxima verosimilitud propuesto por el propio Hamilton (1994). Al aplicar el mismo se observó que los beneficios de la inversión diversificada aplican al criterio de la diversificación global al separar por regímenes o estados de naturaleza (un régimen para periodos “normales”, baja volatilidad o estabilidad y otro para periodos de crisis o alta volatilidad e inestabilidad de los precios). Esto se debe por que el propio S&P global 100 tiene menores niveles de rendimiento esperado que el S&P de los Estados Unidos y algunos índices de países emergentes como son los de las economías latinoamericanas y de Europa del este. También presenta menores niveles de eficiencia en su relación riesgo y rendimiento, medida con el índice de Sharpe (1966), lo que lleva a observar que la diversificación global no paga tanto como se espera, dados los postulados de la Teoría de portafolios.

Esto lleva a observar que, en comparación con el desempeño observado entre los Estados Unidos y las economías emergentes, el índice global que incluye a otras economías desarrolladas, no presenta mayores beneficios, que estos dos, lo que sugiere que es mejor tener un portafolio con dos componentes o grupos: uno para los Estados Unidos y otro para economías emergentes, haciendo de lado el resto de economías consideradas como desarrolladas.

En donde si se observa un beneficio de invertir con una diversificación geográfica agregada es en el caso de las economías emergentes. Esto es así por que los índices geográficos de las economías

emergentes (en especial los de Europa del este y Latinoamérica) de manera individual presentan una mejor eficiencia en su relación riesgo-rendimiento que el índice general pero, al observar el desempeño de su función de empírica de probabilidad o kernel en una gráfica de violín, se llega a la conclusión de que los índices individuales tienen una mayor dispersión tanto en periodos normales como de crisis que el S&P emerging markets que los integra.

Si bien es cierto que, al comparar el desempeño de los países emergentes con el índice global, no se tienen diferencias significativas, si es de resaltar que los beneficios de invertir entre países emergentes y desarrollados no llevan incrementos en la relación riesgo-rendimiento. En específico, no llevan a reducciones significativas de los niveles de dispersión o riesgo por lo que los índices de economías emergentes puede formar parte un portafolio de activos pero deben combinarse con acciones de los Estados Unidos y no del resto de países desarrollados.

Como líneas para futuras extensiones, se tiene el realizar el análisis valuando los índices en otras divisas e incluso empleando índices en moneda locales. Esto se sugiere así por que algunos países desarrollados (como los europeos o Japón) tuvieron depreciaciones importantes de sus monedas en relación al dólar de los Estados Unidos, durante algunos periodos de estudio (en especial los de crisis) y esto puede tener una repercusión importante en el desempeño medido y en las conclusiones.

Otras funciones de verosimilitud y el estudio de más regímenes en el proceso estocástico de la serie de tiempo de los índices puede ser también de interés para ampliar los resultados aquí logrados.

## Referencias

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE transactions on automatic control*, 19 (6), 716-723.
- Ang, A., y Chen, J. (2002). Asymmetric correlation of equity portfolios. *Journal of Financial Economics*, 63 (212), 443-94.
- Balcilar, M., Demirer, R., y Hammoudeh, S. (2013). Investor herds and regime-switching: Evidence from Gulf Arab stock markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 23,295-321.
- Balcilar, M., van Eyden, R., Uwilingiye, J., y Gupta, R. (2017). The Impact of Oil Price on South African GDP Growth: A Bayesian Markov Switching-VAR Analysis. *African Development Review*, 29 (2), 319-336.
- Bollerslev, T., Engle, R. F., Wooldridge, J. M., Engle, F., y Wooldridge, M. (1988). A Capital Asset Pricing Model with time-varying Covariances, 96 (1), 116-131.
- Cabrera, G., Coronado, S., Rojas, O., y Venegas-Martínez, F. (2017). Synchronization and

- Changes in Volatilities in the Latin American's Stock Exchange Markets. *International Journal of Pure and Applied Mathematics*, 114 (1).
- Canarella, G., y Pollard, S. K. (2007). A switching ARCH (SWARCH) model of stock market volatility: some evidence from Latin America. *International review of Economics*, 54 (4), 445-462.
- Dickey, D. A., y Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366), 427-431.
- Engle, R. F., Ghysels, E., y Sohn, B. (2013). Stock Market Volatility and Macroeconomic Fundamentals. *Review of Economics and Statistics*, 95 (July).
- Engle, R. F., Ng, V. K., y Rotschild, M. (1990). Asset pricing with Factor-ARCH covariance structure. Empirical estimates for Treasury bills. *Journal of Econometrics*, (45), 213-237.
- Haas, M., Mittnik, S., y Paoella, M. S. (2009). Asymmetric multivariate normal mixture GARCH. *Computational Statistics & Data Analysis*, 53 (6), 2129-2154.
- Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57 (2), 357-384.
- Hamilton, J. D. (1990). Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of Econometrics*, 45 (1-2), 39-70.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. New Jersey: Princeton university press.
- Hannan, E. J., y Quinn, B. G. (1979). The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 41, 190-195.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7 (1), 77-91.
- Markowitz, H. (1956). The optimization of quadratic functions subject to linear constraints. *Naval research logistic quarterly*, 3 (March-June), 1-113.
- Markowitz, H. (1959). *Portfolio selection. Efficient diversification of investments*. New Haven: Yale University Press.
- Mejía-Reyes, P. (2000). Asymmetries and Common Cycles in Latin America: Evidence from Markov-Switching Models. *Economía Mexicana. Nueva Época*, IX (2), 189-225.
- SyP Dow Jones Indices LLC. (2014). S & P Global BMI , S & P / IFCI Methodology.
- SyP Dow Jones Indices LLC. (2016). Country clasification methodology. Recuperado at 26 de abril de 2018, a partir de: [https://us.spindices.com/documents/index-policies/methodology-country-classification.pdf?force\\_download=true](https://us.spindices.com/documents/index-policies/methodology-country-classification.pdf?force_download=true)
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The annals of Statistics*, 6 (2): 461-464.
- Sharpe, W. (1963). A simplified model for portfolio analysis. *Management Science*, 9 (2): 277-293.
- Sharpe, W. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk.

*The journal of finance*, XIX (3), 425-442.

Valera, H. G. A., y Lee, J. (2016). Do rice prices follow a random walk? Evidence from Markov switching unit root tests for Asian markets. *Agricultural Economics*, 47 (6), 683-695.

Wu, J.-T. (2015). Markov regimes switching with monetary fundamental-based exchange rate model. *Asia Pacific management review*, 20 (2), 79-89.