

Flujos de capital y la calificación de riesgo país para México: 1998-2012

(Recibido: 28/octubre/2014 –Aceptado: 08/julio/2015)

*Mario Alberto Rosas Chimal**

*Miguel Flores Ortega***

*Alejandro Díaz-Bautista****

Resumen

Este documento presenta la evidencia empírica de la existencia de integración entre el índice de riesgo país caracterizado por el EMBI (Índice del Mercado de Bonos de los Países Emergentes) y el flujo de inversión extranjera de cartera hacia la economía mexicana, se realiza la prueba de estacionariedad de Elliott, Rothenberg y Stock (1996) denominada ERS-GLS, que se complementa con la prueba M-GLS propuesta por Ng-Perron (2001) y conjuntamente se realiza el análisis de las series de tiempo seleccionadas mediante la metodología VAR que permitió encontrar evidencia de la existenciade una relación de largo plazo entre los flujos de inversión extranjera de cartera hacia México y el Índice EMBI.

Palabras Clave: modelos econométricos, pruebas de hipótesis, flujos de capital, mercados financieros.

Clasificación JEL: C5, C12, F21, G1.

* Estudiante del Doctorado en Ciencias Económicas del IPN en la Sección de Estudios de Posgrado e Investigación de la Escuela Superior de Economía, e mail: <malroch1114@msn.com>.

** Profesor investigador de la Sección de Estudios de Posgrado de la Escuela Superior de Economía del Instituto Politécnico nacional, e mail: <mfo@prodigy.net.mx>

*** Profesor Investigador del Colegio de la Frontera Norte, e mail: <adiabau@gmail.com>.

Introducción

Un tema relevante de investigación es sin duda la internacionalización de los mercados financieros en la esfera global, este trabajo se enfoca al análisis de los flujos de capital extranjero y su relación con el riesgo país. Se encontró que en las dos últimas dos décadas los flujos de capital extranjero se han incrementado en forma considerable, se analiza en conjunto la estabilidad macroeconómica asociada a la autonomía del Banco de México y las reformas jurídicas para la eliminación de controles fiscales a la entrada y salida de los capitales de corto plazo, estos factores se consideraron relevantes para establecer porque la economía mexicana se le modificó la calificación de riesgo país por parte de las calificadoras internacionales entre ellas *JP Morgan*.

El interés por medir el riesgo país surge a principios de la década de los años 1980, cuando México en 1982 entra en una moratoria de pagos sobre la deuda externa soberana, como consecuencia de experimentar una crisis financiera por la caída de los precios internacionales del petróleo y el aumento de las tasas de interés internacionales, estos efectos se traducirían en una devaluación del peso y una severa crisis económica-financiera.

En este periodo Polonia también entró en crisis financiera por el cambio de régimen político y se declaró en suspensión de pagos sobre la deuda externa. Bajo estas condiciones el análisis de riesgo país se utiliza por los bancos y corredurías de fondos de inversión internacionales para la toma de decisiones de invertir en un país o en otros, la estratificación y ponderación de factores, económicos, sociales y políticos surge para generar certidumbre y viabilidad en la compra de bonos de deuda soberana y demás instrumentos financieros comercializados en los mercados internacionales de capital.

México inicia un proceso de reestructuración económica de largo plazo a mediados de la década de los 80, una de ellas fue la incursión en la esfera financiera internacional en la atracción de los flujos de capital extranjero para esto se modificó la Ley de Inversiones Extranjeras de 1973 en 1984 y se emitió el Reglamento de la Ley de Inversiones Extranjeras en 1989, con el objetivo de facilitar el ingreso de capital extranjero al sistema financiero. En la década de los años 90 se adoptó un régimen cambiario de libre flotación a partir de 1995 y una estrategia de tasas de interés internas acorde con los objetivos de la política monetaria para mantener un nivel de precios acorde con la política de estabilización macroeconómica en el corto y mediano plazo. En este periodo el interés por evaluar el riesgo país llevó a que la calificadora *JP Morgan* (1999) propusiera un índice para caracterizar el riesgo país de los bonos de los países emergentes (EMBI). La calificación del riesgo país de

JP Morgan (1999) se conoce como el Índice del Mercado de Bonos de los Países Emergentes (*Emerging Market Bond Index, EMBI*) el cual genera una estratificación nominal e influye directamente en el flujo de Inversión Extranjera de Cartera Total (IECT) hacia la economía mexicana.

Como resultado de las políticas de estabilización se modificó el riesgo país de México que se refleja en las calificaciones del Índice EMBI de *JP Morgan* y como consecuencia se incrementó el volumen de Inversión Extranjera de Cartera, el cual también está asociado a las crisis financieras de Argentina 2002, EUA 2008 y de la Eurozona 2010.

El análisis de los datos en el tiempo de los flujos de capital extranjero de cartera y el EMBI muestra que las series son no estacionarias por los impactos endógenos o exógenos que modifican su comportamiento a lo largo del periodo de análisis.

El objetivo de esta investigación fue encontrar evidencia empírica de que la calificación riesgo país medida a través del Índice EMBI de *JP Morgan* (1999) fue un factor determinante de la atracción de inversión extranjera de cartera al mercado financiero mexicano en el periodo de enero 1998 a enero de 2012.

La Inversión Extranjera de Cartera Total (IECT) en México se integra de dos mercados, el primero es el mercado de renta fija donde se adquieren bonos de deuda y el segundo es el de renta variable en el cual se adquiere capital social de las diferentes empresas que cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores (BMV). El Índice EMBI de *JP Morgan* (1999) se compone de variables políticas, sociales y económicas, de forma ponderada siendo el riesgo económico el de mayor ponderación, al establecer la calificación del riesgo país.

La propuesta de analizar las series de tiempo de la IECT y el Índice EMBI mediante dos enfoques metodológicos que buscan eliminar la tendencia, las raíces unitarias y los cambios estructurales, mediante el análisis de Dickey-Fuller Generalized Least Squares (DF/GLS o ERS/GLS) desarrollado por Elliot *et al.* (1996) y la prueba Ng-Perron (2001) la cual es una derivación metodológica de la prueba Z , el estadístico MZ_α es una modificación del estadístico Z propuesto por Phillips-Perron (1988), la prueba MZ_t es una extensión del parámetro R_t de Bhargavas (1986) el cual es una transformación del estadístico Durbin-Watson y corresponde al estimador de la prueba de autocorrelación serial de los residuales. El parámetro MSB se relaciona con los estadísticos MZ_α y MZ_t , que implican la no correlación serial y la estacionariedad de los residuales $MZ_t \approx MSB * MZ_\alpha$, y por último el parámetro descriptivo MPT el cual se estima como un punto óptimo factible, estos estadísticos los nombraremos M/GLS en adelante.

Posterior al análisis de estacionariedad sobre las series de tiempo de la IECT y el Índice EMBI de *JP Morgan* mediante las pruebas ERS/GLS de Elliott *et al.* (1996) y Ng-Perron (2001) M/GLS, si las series son no estacionarias a nivel se procederá a su diferenciación para obtener estacionariedad en las variables de estudio. La estructura analítica para probar cointegración será un Vector Autorregresivo (VAR) con corrección de errores basados en la metodología de Johansen (1996) y posteriormente se estima el modelo econométrico de las series de tiempo del Índice EMBI y la IECT, en el periodo de enero de 1998 a enero de 2012.

El documento se divide en tres secciones, la primera sección trata los aspectos teóricos sobre los principales enfoques de la terminología del riesgo país y los flujos de capital, adicionalmente se revisan los conceptos sobre las series de tiempo no estacionarias, raíces unitarias y rompimientos estructurales. La segunda sección se dedica a los modelos econométricos utilizados para la prueba ERS/GLS de Elliott *et al.* (1996) y M/GLS de Ng-Perron (2001). La tercera sección se dedica al análisis de resultados y gráficas de cointegración; por último se presentan las conclusiones de investigación y recomendaciones de aplicación.

1. Revisión de Literatura

1.1 El Riesgo País y los Flujos de Capital

A mediados de la década de los años 1960 surge el modelo Mundell-Fleming, que desarrolla una perspectiva teórica de la movilidad perfecta de capitales financieros entre las economías, cuando surge la posibilidad de sustituir bonos con diferentes tasas de interés y por consiguiente diferentes rendimientos, una leve variación de las tasas de rendimiento genera una entrada masiva de capitales al mercado con una mayor tasa de interés, el tipo de cambio era fijo, por consiguiente implicaba ajustes en la balanza de pagos y las reservas internacionales, lo que generó para las economías las crisis del sector externo que se manifestaron en devaluaciones y ajustes de estabilización. A partir de principios de los años setentas es cuando los tipos de cambio se flexibilizan, los ajustes en el sector externo presentaron una mayor dinámica que implicó ajustes en las variables nominales, el tipo de cambio, las tasas de interés y los precios.

El interés por el riesgo país surge a principios de la década de los años 1980, a partir de que México entra en una moratoria de sus obligaciones financieras sobre la deuda externa en 1982, después de experimentar una crisis financiera con la caída de los precios internacionales del petróleo y el aumento de las tasas de interés

internacionales, lo cual se tradujo en una crisis devaluatoria del peso y la suspensión de pagos. De forma paralela Polonia también entra en crisis financiera por el cambio de régimen político y se declara en suspensión de pagos sobre su deuda externa. Bajo estas condiciones el análisis de riesgo país será utilizado principalmente por bancos y corredurías de fondos de inversión internacionales e inversionistas extranjeros para la toma de decisiones de invertir en un país u otros, entonces la estratificación y ponderación de factores, económicos y políticos surge para darle certidumbre y viabilidad a la compra de bonos de deuda soberana y demás instrumentos financieros comercializados en los mercados internacionales de capital.

García y Vicéns (2000) definen la calificación de riesgo país como una medida de largo plazo para determinar la capacidad de una economía para atender regularmente y en los tiempos previamente establecidos, el pago de las obligaciones derivadas de su deuda soberana en moneda extranjera. Las dimensiones del riesgo país que se engloban en dos componentes determinantes primero el riesgo económico (capacidad de pago) y segundo el riesgo político (voluntad de cumplir con dichas obligaciones). La determinación del riesgo país es de gran importancia ya que influye directamente en la oferta y demanda de fondos prestables en el mercado internacional de capitales, por ejemplo en las economías emergentes esto se convierte en algo muy complejo ya que interactúan factores cuantitativos y cualitativos. La credibilidad en las políticas económicas, los gobernantes, la información oportuna y fiable, la estabilidad política, estos generan una mayor incertidumbre a la medición del riesgo país.

Ayala *et al.* (2002) definen al concepto de riesgo país como el que se asume por el hecho de suscribir o adquirir títulos de renta fija o variable, emitidos por entidades de un país extranjero, o por conceder préstamos o créditos a residentes de dicho país. También se refiere a la posibilidad de incumplimiento en el pago del rendimiento, intereses y/o el principal de la deuda, afectando globalmente a los mercados emergentes.

Schuster (2005) determina que el riesgo país tiene implicaciones que muestran el nivel de riesgo de invertir en un país en un momento determinado, la probabilidad de que al país le sea imposible responder a sus compromisos de pago de deuda, en capital e intereses, en los términos acordados. El análisis de la capacidad de pago de un país está basado en los factores económicos y políticos que afectan la probabilidad de pago.

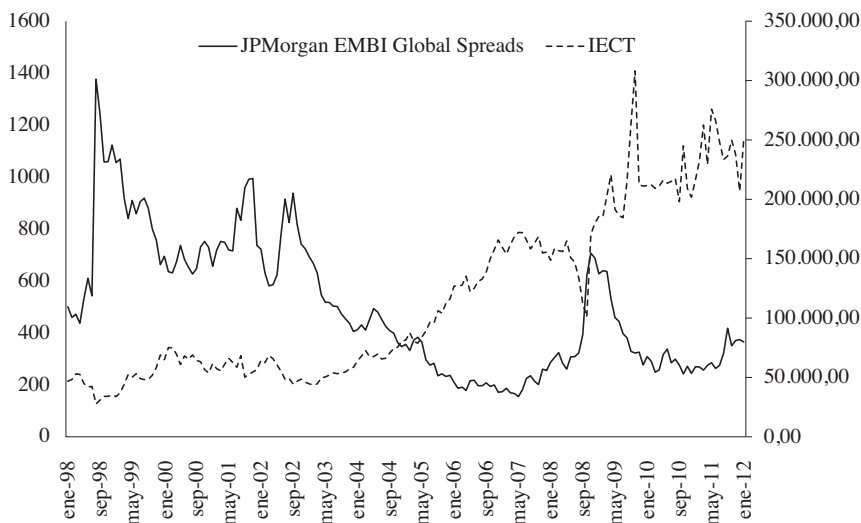
Díaz *et al.* (2007) explican que un índice de riesgo país, mide la posibilidad de que un deudor extranjero sea incapaz de cumplir sus obligaciones financieras por motivos políticos o económicos, esto es consecuencia de variables políticas, económicas y sociales que afectan su solvencia.

García y Vicéns (2006) determinan que el riesgo país es afectado por una tasa de interés real negativa, deprime el sistema financiero, desincentiva el ahorro interno y fomenta la fuga de capitales. Además el tipo de cambio real es el instrumento de evaluación de las políticas macroeconómicas y es el indicador de competitividad del país.

Mascareñas (2008) define al riesgo país como la referencia a la incertidumbre asociada al rendimiento de la inversión que surge al negociar con las empresas o instituciones de un Estado determinado. Es decir, trata de las posibles consecuencias negativas referentes al valor de los activos situados en dicho Estado o a los derechos de los residentes en el mismo, como consecuencia de alteraciones en las estructuras políticas, económicas y sociales del país en cuestión.

Existen diferentes formas de medir el riesgo país, uno es a través de índices sobre las tasas de interés, el tipo de cambio, la estabilidad macroeconómica y los componentes de credibilidad de la política económica elaborados por los bancos internacionales y las calificadoras de crédito. El índice más conocido es de *JP Morgan* (1999) el cual estima los puntos porcentuales que alcanzan los países

Gráfica 1
Inversión Extranjera de Cartera Total en México e Índice Global
en los Mercados Emergentes de JP Morgan: 1998:01 a 2012: 01



Fuente: Elaboración propia con datos de JP Morgan y BMV.

dentro de la composición del índice *EMBI* como referencia para seguir la evolución en el mercado de deuda soberana de los países emergentes, los rendimientos que son el diferencial en puntos base con respecto a una canasta de bonos libres de riesgo como son los Treasury Bills. Además de ponderar la liquidez de los instrumentos de deuda en dólares americanos, creando así una escala crediticia sobre los mercados emergentes con una combinación del ingreso per cápita y la reestructuración histórica de su deuda soberana.

La gráfica 1, presenta la evolución de la Inversión Extrajera de Cartera Total (IECT) en México para el periodo de enero de 1998 hasta enero de 2012 y la calificación riesgo país alcanzada en el Índice EMBI de *JP Morgan*, se pueden observar las variaciones de ambas variables con una fuerte relación inversa, cuando el Índice EMBI disminuye implica que la IECT aumenta, esto explica que el coeficiente de correlación de Pearson alcance el -0.746, además la disminución del flujo de capital hacia la economía mexicana contrasta con una calificación del riesgo país muy alta entre enero de 1998 hasta enero de 2005. El aumento de la IECT es creciente cuando la calificación del riesgo país tiende a la baja en el periodo de septiembre de 2004 hasta enero 2012.

Schuster (2005) plantea que el índice más importante en el mercado para los derivados de crédito son los Swap de Incumplimiento de Crédito o Credit Default Swap (CDS). Los Swaps de Incumplimiento de Crédito sobre los bonos UMS¹ (United Mexican States), cubren a los inversionistas ante un incumplimiento en el pago de la deuda por parte de México. Estos se han intercambiado en el mercado financiero desde el año 2000 por los bonos de restructuración de deuda del Plan Brady de 1989, implicando que los nuevos determinantes del riesgo país son variables de mercado, el precio de los CDS son una medida del riesgo país si se toman los diferenciales entre UMS y los T-Bill's, el cual es una referencia entre los bonos libre de riesgo y los bonos que pagan un premio al riesgo.

Algunas medidas indicativas para el riesgo país son las propuestas de un premio al riesgo que sería la sobretasa que se paga por encima de la tasa libre de riesgo, la calificación riesgo país, en este caso sería el margen de la tasa de rendimiento de los bonos del tesoro estadounidense a 5, 10 y 30 años propuesto por Campbell *et al.* (1997). Para Campbell (1994) la varianza de la tasa de interés sobre

¹ El Gobierno Federal de México convocó el 17 de abril de 1996 a los tenedores de Bonos Brady denominados en dólares de los Estados Unidos de América (Bonos Par y Descuento), a una oferta de Intercambio de dichos Instrumentos por un nuevo Bono, a un plazo de treinta años, con vencimiento en el año 2026. La primera oferta de UMS fue a 5 años a una tasa anual del 6 %. Departamento de Análisis de estrategias de mercado BBVA-Bancomer, Septiembre de 2002.

el tiempo es una medida indicativa del riesgo país. Schwert (2011) la define como una medida del cambio porcentual en los precios de las acciones o en las tasas de rendimiento.

1.2 Series de Tiempo, Raíces Unitarias y Rompimientos Estructurales

El diseño de pruebas estadísticas para comprobar estacionariedad mediante la prueba de raíz unitaria y cambios estructurales de Perron (1989) se basa en los estudios de Nelson y Plosner (1982), Perron (1989) presenta la metodología para el contraste estadístico de no estacionariedad de una serie de tiempo contra un cambio estructural, después Stock (1990) desarrolla la metodología para las pruebas tipo M sobre estimadores modificados de estadísticos para raíces unitarias y cambios estructurales, Bannerje, *et al.* (1992) retoman este planteamiento y proponen una prueba que permiten identificar un solo rompimiento estructural contra la alternativa de raíz unitaria. Zivot y Andrews (1992) proveen evidencia empírica de que las innovaciones temporales al suponer un punto de cambio estructural endógeno contra la hipótesis nula de raíz unitaria.

Lumsdaine y Papell (1997), Lee y Strazicich (1999) extienden la metodología para series de tiempo con cambio estructural al permitir dos rompimientos estructurales en presencia de raíz unitaria. Bai y Perron (1998, 2003) estiman y hacen pruebas de linealidad sobre modelos con múltiples cambios estructurales, Kapetanios (2002) diseña una prueba de raíz unitaria contra la alternativa de m rompimientos estructurales donde estima los valores críticos para el contraste estadístico incorporando la suma mínima de los residuales, posteriormente Ng y Perron (1996, 2001) proponen una prueba para un cambio en la función de tendencia y otra para un cambio de pendiente e intercepto, este es el principio de los estadísticos de tipo GLS Modificado (M/GLS) los cuales se establecen a partir de la prueba Phillips-Perron (1988) del estadístico Z . Perron y Rodríguez (2003, 2012) se basan en el contraste de raíz unitaria de Elliott *et al.* (1996) ERS/GLS y presentan una extensión de la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller (1979), con este análisis estadístico de tipo M/GLS se busca mejorar la identificación de los componentes determinísticos, las raíces unitarias y el cambio estructural mediante una cuasidiferenciación sobre la serie de tiempo, donde se estima el parámetro de contraste estadístico al determinar un punto óptimo factible definido como MPT , en el proceso los residuales de la estimación de la serie de tiempo se distribuyen idéntica e independientemente con media cero y varianza constante, $e_{i,t} \sim (0,1)$.

2. Metodología

Las fluctuaciones macroeconómicas se han caracterizado a lo largo de las últimas décadas como cambios transitorios y permanentes que se caracterizan como choques estructurales, que se utilizan en el análisis de series de tiempo, la estacionariedad de una variable se presenta cuando la media y la varianza son constantes a través del tiempo en el mismo proceso generador de datos (PGD), esto contra la hipótesis de raíz unitaria la cual establece que la varianza es creciente en el tiempo, al ampliarse las metodologías se encontró evidencia de que los choques estructurales modifican en el corto y largo plazo la evolución de la series macroeconómicas.

El planteamiento metodológico inicia con la identificación de las variables de estudio, que son: la inversión extranjera de cartera total en México la cual se integra por el mercado de renta fija o de corto plazo donde se negocian bonos de deuda y el mercado de renta variable o de largo plazo, en el cual se adquiere capital social de las empresas que cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores, la variable que caracteriza el riesgo país es el Índice EMBI propuesto por *JP Morgan* (1999) que incorpora los riesgos políticos, sociales y económicos de forma ponderada y el riesgo económico recibe la mayor ponderación, al establecer la calificación del riesgo país.

Con la ayuda del software *Econometrics Views 8* (EViews 8) como segunda fase se procesan las series de tiempo de la IECT y el Índice EMBI que se linealizan mediante la aplicación de logaritmo natural; el tercer paso corresponde a la aplicación de las pruebas econométricas para establecer si existe estacionariedad de las variables mediante los enfoques de Elliot *et al.* (1996) ERS/GLS.

El esquema econométrico de la prueba de raíz unitaria de Elliot *et al.* (1996) ERS/GLS con tendencia e intercepto a nivel, la cual posee una mayor potencia estadística y se basada en el siguiente modelo:

$$\Delta X_t^d = \gamma X_{t-1}^d + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta X_{t-j}^d + \varepsilon_t \quad (1)$$

Cuando se impone un parámetro de no centralidad para $\bar{\alpha} = 1 + \bar{c}/T$, $\bar{c} = -13.5$, una serie de tiempo con tendencia, donde $X_t^d = X_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 t$, $(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1)$ se estiman mediante la regresión de $\bar{X}$ sobre $\bar{W}$, donde $W_t = (1, t)'$ siendo:

$$\begin{aligned}\bar{X} &= [X_1, (1-\bar{\alpha}L)X_2, \dots, (1-\bar{\alpha}L)X_T] \\ \bar{W} &= [W_1, (1-\bar{\alpha}L)W_2, \dots, (1-\bar{\alpha}L)W_T]\end{aligned}\quad (2)$$

También el criterio de Ng-Perron (2001) M/GLS si se encuentra que las series son no estacionarias, se procede a corregirlas por medio del operador diferencias. La cuarta etapa definen los siguientes estadísticos tipo M, desarrollados Perron y Ng (1996) M/GLS se exploran las características de una serie de tiempo la cual puede converger a distintas tasas de normalización, estos parámetros se definen por:

$$MZ_{\alpha}^{GLS} = \left(T^{-1} \tilde{y}_T^2 - S^2 \right) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (3)$$

$$MSB^{GLS} = \left(T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 / S^2 \right)^{1/2} \quad (4)$$

$$MZ_t^{GLS} = \left(T^{-2} \tilde{y}_T^2 - S^2 \right) \left(4s^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1/2} \quad (5)$$

Donde $\tilde{y}_t = y_t - \hat{\Psi}' z_t$, el parámetro $\hat{\Psi}$ minimiza (8).

$$y_t = d_t + \mu_t, \quad \text{para } t = 0, \dots, T, \quad (6)$$

$$\mu_t = \alpha \mu_{t-1} + v_t \quad (7)$$

En el cual $\{v_t\}$ es un proceso estacionario no observado con media cero. En (6), $d_t = \psi' z_t$, donde z_t es el conjunto de elementos determinísticos, para cualquier serie de tiempo y_t , con componente determinístico z_t , se definen los datos transformados $y_t^{\bar{\alpha}}$ y $z_t^{\bar{\alpha}}$ por:

$$y_t^{\bar{\alpha}} = (y_0, (1-\bar{\alpha}L)y_t), \quad z_t^{\bar{\alpha}} = (z_0, (1-\bar{\alpha}L)z_t), \quad 0, \dots, T,$$

Donde se define al estimador $\hat{\Psi}$ que minimiza:

$$S^*(\psi, \bar{\alpha}, \delta) = \sum_{t=0}^T (y_t^{\bar{\alpha}} - \psi' z_t^{\bar{\alpha}})^2 \quad (8)$$

En el cual el valor minimizado se expresa por: $S(\bar{\alpha}, \delta)$

En el que δ es el parámetro del rompimiento estructural, siendo T_B el punto de quiebre, $T_B = T_\delta$ para algún δ el cual se encuentra en el intervalo $\{0, 1\}$. El término s^2 es el estimador autorregresivo de densidad espectral en frecuencia cero de v_t definido como:

$$S^2 = S_{ek}^2 / (1 - \hat{b}(1))^2 \quad (9)$$

En el cual $S_{ek}^2 = (T - k)^{-1} \sum_{t=k+1}^T \hat{e}_{tk}^2$, $\hat{b}(1) = \sum_{j=1}^k \hat{b}_j$, y $\hat{b}_j = \{\hat{e}_{tk}\}$, se generan de la siguiente regresión:

$$\Delta \tilde{y}_t = b_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k b_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad (10)$$

El estadístico MPT , está definido primero por el parámetro de no centralidad el cual es: $\bar{\alpha} = 1 + \bar{c}/T$, siendo $\bar{c} = 13.5$, para $y_t = \langle 1, t \rangle$.

$$MPT(c, \bar{c}, \delta) = \{S(\bar{\alpha}, \delta) - \bar{\alpha}S(1, \delta)\} / S^2 \quad (12)$$

Esta es la expresión del estadístico de punto óptimo factible para una distribución asintótica positiva.

El quinto paso, donde se estima el modelo de corrección de errores de un vector autorregresivo (VECM) y se aplica prueba de cointegración de Johansen (1996). El concepto de cointegración propuesto por Granger (1983) y ampliado por Engle y Granger (1987) comprueba la estacionariedad de los residuales de la estimación de un modelo de series de tiempo no estacionarias, esto permite establecer que las relaciones económicas de largo plazo tienden a un equilibrio. El método más utilizado para el análisis de cointegración es el enfoque de máxima verosimilitud propuesto por Johansen (1988, 1991, 1996) y Johansen y Juselius (1990, 1992). Este procedimiento se inicia a partir de un modelo vectorial autorregresivo (VAR) para un conjunto de variables en niveles, sin imponer restricciones a los parámetros estimados, el modelo VAR se puede escribir sobre la forma funcional

de un Modelo de Vectores Autorregresivo de Corrección de Errores (VECM) con el enfoque de una relación de largo plazo, mientras que las variables se expresen en primeras diferencias.

Se define el vector autorregresivo con corrección de errores, el cual se presenta en su forma estructural como sigue:

$$IECT_t = \alpha_1 + \delta_{t-i} + \sum_{i=1}^t \beta \Delta EMBI_{t-i} + \mu_{1t} \quad (13)$$

$$IMBI_t = \alpha_2 + \delta_{t-i} + \sum_{i=1}^t \rho \Delta IECT_{t-i} + \mu_{2t} \quad (14)$$

Donde δ_{t-i} es el parámetro de corrección de errores al utilizar la técnica VAR, para el análisis de estas series de tiempo, si las series de Tiempo del Índice EMBI y la IECT no son estacionarias a nivel, entonces el modelo se convierte en un modelo de vectores autorregresivos de corrección de errores.

3. Analisis de Resultados

La prueba ERS/GLS (1996) es la prueba de raíz unitaria de mayor potencia y busca establecer si existe la no correlación serial, normalidad y homocedasticidad de la serie de tiempo al analizar los errores. Las variables EMBI y la IECT se trasformaron mediante logaritmo natural para minimizar la varianza en estas.

La elección del componente autorregresivo de orden k se basa en la condición desarrollada por Ng-Perron (1996) donde se elige a k como una función determinista de T por medio de la relación:

$$k = \text{int}\{c(T/100)^{1/d}\} \quad (15)$$

Basándose en los valores obtenidos por Schwert (1989) de un análisis de simulaciones de Monte Carlo, se eligió $ac = 4$ y $d = 4$ que es una regla utilizada para pruebas de raíz unitaria en series de tiempo, bajo este criterio se selecciona $c = 4$ y se obtuvieron los siguientes valores para el parámetro del número de rezagos k :

Cuadro 1
Número de Rezagos para las series de tiempo
de la IECT y el Índice EMBI

C	T	k
4	169	4.560

Fuente: Elaboración propia en base a la información de JP Morgan y BMV.

La longitud del rezago es de $k = 5$, lo que permite obtener los resultados para la prueba de raíz unitaria con intercepto y tendencia lineal de las dos series en estudio, que se presentan en el cuadro 2, los resultados implican que las series poseen raíz unitaria y son no estacionarias a nivel, las variables evolucionan alrededor de una tendencia determinística lineal. Los resultados confirman que no se puede rechazar la hipótesis nula donde las series de tiempo del EMBI y la IECT poseen raíz unitaria a un nivel de significancia del 0.05%. Esta prueba se basa en una distribución asintótica negativa donde el valor del parámetro de contraste del EMBI es mayor que el estadístico t reportado por Elliot *et al.* (1996) al 0.05%, lo cual implica que el resultado cae en la zona de no rechazo de H_0 , así también no se puede rechazar la hipótesis nula para la IECT.

Cuadro 2
Prueba de Raíz Unitaria ERS/GLS
con intercepto y tendencia lineal, a Nivel

<i>Variable</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Coeficiente de los Residuales GLS</i>	<i>Longitud del rezago</i>
EMBI	-2.103850	-0.052127	5
IECT	-2.046207	-0.070599	5

La hipótesis nula es, H_0 : la serie pose una Raíz Unitaria. Valores críticos de prueba: al 1% -3.504400, 5% -2.96700 y al 10% -2.67700

Prueba de Raíz Unitaria ERS/GLS de Elliott, Rothenberg y Stock (1996).

Fuente: Estimación propia con información de JP Morgan y la BMV.

Cuando se aplica la prueba ERS/GLS (1996) a la transformación de las series de tiempo mediante la primera diferencia, se corrige la correlación serial y se normalizan los errores de las variables, los resultados que se presentan en el cuadro 3, implican que las series ya no poseen raíz unitaria, son estacionarias y evolucionan alrededor de una linealidad determinística en una distribución asintótica negativa, a un nivel de significancia del 0.05% que permite rechazar la hipótesis nula de que las series de tiempo poseen raíz unitaria y por lo tanto son estacionarias en primera diferencia.

Cuadro 3
Prueba de Raíz Unitaria ERS/GLS
con intercepto y tendencia lineal, en Primera diferencia

<i>Variable</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Coeficiente de los Residuales GLS</i>	<i>Longitud del rezago</i>
EMBI	-4.835823	-0.792758	5
IECT	-5.633241	-1.168860	5

La hipótesis nula es, H_0 : la serie pose una Raíz Unitaria. Valores críticos de prueba: al 1% -3.505600, 5% -2.968000 y al 10% -2.67800

Prueba de Raíz Unitaria ERS/GLS de Elliott, Rothenberg y Stock (1996).

Fuente: Estimación propia con información de JP Morgan y la BMV.

En el cuadro 4, se presentan los resultados del análisis de raíz unitaria de Ng-Perron (2001) que es un estadístico de tipo M/GLS, la prueba busca eliminar los componentes determinísticos, las raíces unitarias y el cambio estructural mediante una cuasidiferenciación, donde se estima con un punto óptimo factible MPT , este parámetro permite rechazar la existencia de correlación serial en los residuales y la eliminación de la tendencia en la serie de tiempo, los resultados se presentan en la cuarta columna y por consiguiente se rechaza la hipótesis de tendencia en el periodo de análisis para los datos del Índice EMBI y la IECT.

Cuadro 4
Prueba de Raíz Unitaria M/GLS, en primera diferencia,
con intercepto y tendencia lineal

<i>Variable</i>	MZ_{α}	MZ_T	MSB	MPT
EMBI	-83.1554	-6.44592	0.07752	1.10474
IECT	-83.3114	-6.41356	0.07698	1.26069

La Hipótesis Nula, H_0 : la serie de tiempo posee raíz unitaria. Valores críticos de prueba de la Tabla 1, Ng-Perron (2001)

	MZ_{α}	MZ_T	MSB	MPT
1%	-23.8000	-3.42000	0.14300	4.03000
5%	-17.3000	-2.91000	0.16800	5.48000
10%	-14.2000	-2.62000	0.18500	6.67000

Prueba de Raíz Unitaria M/GLS de Ng-Perron (2001).

Fuente: Estimación propia con información de JP Morgan y la BMV.

El estadístico MZ_{α} , corresponde al estimador de la prueba de autocorrelación serial en los residuales y se presentan en la primera columna del cuadro 4, donde las variables EMBI e IECT están en la primera diferencia, estos resultados confirman que se rechaza a un nivel de significancia del 0.05% la autocorrelación serial en los residuales. La prueba MZ_t , se realiza sobre los errores de la estimación y evalúan si estos siguen un camino aleatorio en una regresión OLS contra la hipótesis alternativa de que los residuales son generados por un proceso de Markov estacionario de primer orden, los resultados de la columna 2 del cuadro 4, muestran que para un nivel de confianza del 0.95% los residuales son estacionarios. El estadístico MSB de la tercera columna se relaciona de la siguiente forma con los parámetros MZ_{α} y MZ_t , con lo que se evalúa la no correlación serial y la estacionariedad de los residuales $MZ_t \approx MSB * MZ_{\alpha}$, (en el análisis se sustituyen los valores del EMBI y se obtiene $(-83.1554 * 0.07752) \approx -6.44592$, que es el primer parámetro de la columna 2 del cuadro 4).

Los resultados del VECM se presentan a continuación, una primera afirmación sobre la relación estructural entre el Índice EMBI y la IECT en México, se encuentra en el espacio generado por los dos vectores de cointegración donde se muestra que existe una relación inversa entre estas dos variables, lo que implica que un mayor riesgo país genera una mayor exposición al riesgo y tiene un sentido económico muy fuerte ya que los capitales de corto plazo en la esfera global buscan una mayor tasa de rendimiento a sus inversiones.

Cuadro 5
Vector de Cointegración para la IECT
1998:01-2012:01

	<i>IECT</i>	<i>EMBI</i>
Coefficiente	1.000	10.7495
Error Estándar		1.5507
Estadístico t		6.9272
Coeficientes de Corrección		
	<i>IECT</i>	<i>EMBI</i>
Coefficiente	0.0506	-0.1079
Error Estándar	0.1594	0.0161
Estadístico t	3.1793	-6.6706

Fuente: Estimación propia con Información de la BMV y JP Morgan.

En el cuadro 5 se presentan los resultados de VECM de integración de orden uno entre la IECT y el Índice EMBI, tres choques exógenos se presentaron durante el periodo de estudio, las crisis financieras de Argentina 2002, Estados Unidos 2008 y la Eurozona 2010, lo cual atrajo un mayor flujo de capital hacia la economía mexicana como un mercado emergente con credibilidad y estabilidad macroeconómica a través de un equilibrio entre las tasas de interés y el ajuste de mercado en el tipo de cambio al pasar de un esquema de bandas de flotación al régimen de flotación libre a partir de la crisis del peso mexicano a finales de 1994, esto permitió que no existiera un sobrecalentamiento de la economía, por un mayor ingreso de capital extranjero de corto plazo y la calificación de riesgo país medida a través del Índice EMBI de *JP Morgan* (1999) está tendiera a disminuir desde septiembre de 1998 hasta mayo de 2009. Además los parámetros estimados para el VECM de la IECT y el Índice EMBI son estadísticamente significativos, también se corrobora la relación inversa que existe entre el coeficiente de corrección o normalización de errores entre las variables IECT y EMBI en el periodo de estudio que comprende de enero de 1998 hasta enero de 2012.

Cuadro 6

Muestra (ajustada): 1998M09 2012M01				
Supuesto de Tendencia: Tendencia lineal determinística				
Series: D(EMBI1) D(IECT1)				
Intervalo del rezago (en primeras diferencias): 1 a 2, 3 a 4, 5 a 6				
Prueba de Rango de Cointegración no restringido (Traza)				
Ho	Eigenvalue	Traza Estadístico λ	Valor Critico al 0.05 %	Probabilidad**
Ninguna *	0.234862	78.60803	15.49471	0.0000
Al menos 1 *	0.197922	35.50849	3.841466	0.0000

*Denota el rechazo de la Hipótesis nula (Ho) al 0.05%. La prueba estadística indica que existen 2 vectores de cointegración al 0.05 % de significancia.

MacKinnon-Haug-Michelis(1999).

Fuente: Estimación propia con información de JP Morgan y la BMV.

Se realiza el análisis de cointegración de Johansen (1996), los resultados de esta prueba se presenta en la cuadro 6, donde encontramos al menos dos vectores de cointegración, a un nivel del 0.05% se puede rechazar la hipótesis de no cointegración entre la Inversión Extranjera de Cartera Total en México y el Índice EMBI de *JP Morgan*.

Los valores críticos de prueba del estadístico de la Traza son muy superiores a los valores de prueba presentados por MacKinnon *et al.* (1999) para rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre la IECT en México y el Índice EMBI de *JP Morgan* de la calificación riesgo país.

En la gráfica 2, muestra la descomposición de la varianza que provee información acerca de la importancia relativa de cada innovación aleatoria o choque aleatorio endógeno o exógeno que afectan a las variables de un sistema de Vectores Autorregresivos, la descomposición de Cholesky de impulso-respuesta ante innovaciones (impactos aleatorios) en las series de tiempo son fundamentales en esta metodología, se observa que un cambio o innovación aleatoria (aumento de la calificación del riesgo país) de una desviación estándar del EMBI implica que el ajuste sea de tan solo cuatro periodos (meses) para que el flujo de IECT se estabilice nuevamente como se muestra de forma gráfica

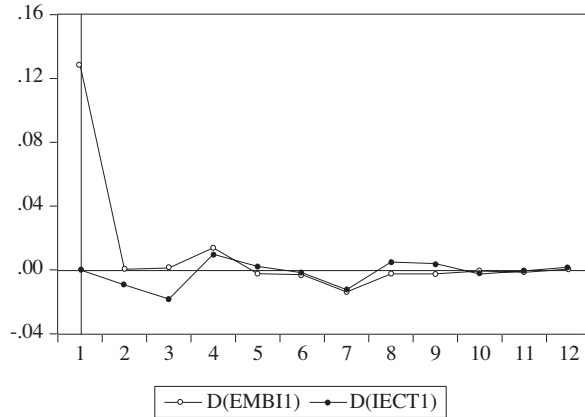
Esta descomposición de la varianza se basa en la inversa de la matriz de varianzas-covarianzas de ortogonalización de los impulsos o innovaciones aleatorios que puede experimentar una serie de tiempo con el factor de Cholesky en el análisis de los sistemas VAR.

En la gráfica 2, se observa que un cambio en la IECT implica un ajuste de igual tiempo en el EMBI para la estabilización en el corto plazo del flujo de capital,

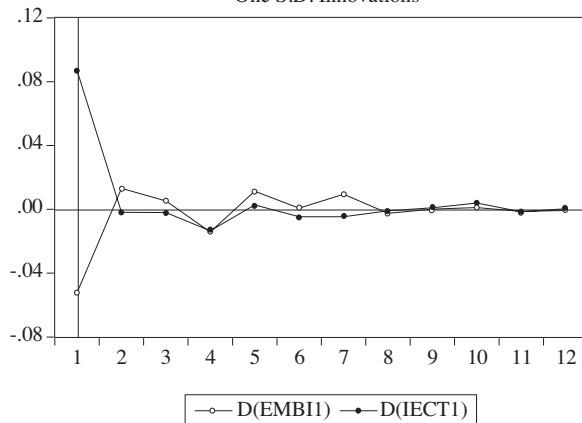
Gráfica 2

Respuesta de la IECT ante una innovación del Índice EMBI de JP Morgan

Response of D (EMBI1) to Cholesky
One S.D. Innovations



Response of D (IECT1) to Cholesky
One S.D. Innovations



Fuente: Estimación propia con información de la BMV y JP Morgan.

sin pérdida de generalidad el índice tarda en asimilar el ajuste en el mismo periodo de tiempo, que si se produjera una innovación en el EMBI que afecta directamente

al flujo de capital hacia la economía mexicana en una mayor proporción, debido a que las expectativas y el ajuste dinámico en el corto plazo repercute sobre todo por el entorno económico y financiero con una creciente incertidumbre y una mayor calificación en el riesgo país a través del Índice EMBI.

Conclusiones

A partir del estudio del comportamiento del Índice EMBI se encontró evidencia empírica de su relación con la inversión extranjera de cartera en México, la técnica de análisis de causalidad de series de tiempo se aplicó al periodo de estudio, se identificó la presencia de eventos exógenos que modificaron la dinámica de los flujos de capital en los países emergentes en particular en México que se presenta un cambio de tendencia abrupto en febrero de 2002. Los resultados del estudio permiten afirmar lo siguiente:

La política económica de México buscó desde hace más de dos décadas promover un proceso de competencia con otros mercados emergentes para captar los flujos de capital extranjero para darle certidumbre al crecimiento y financiación de la estructura económica del país en el largo plazo, el análisis denota que el flujo de capitales ha crecido con una tendencia de 1.6% mensual que no se ha reflejado en el crecimiento económico y el financiamiento de actividades productivas, lo que indica una clara concentración en el mercado de renta variable.

La reforma jurídica referente a la Inversión Extranjera de 1984 y el Reglamento de la Ley sobre Inversiones Extranjeras publicado en 1989, se complementó con el régimen cambiario de libre flotación desde 1995 y la estrategia de tasas de interés internas acorde con los objetivos de la política monetaria de mantener un nivel de precios para la estabilización macroeconómica después de la crisis del peso de 1994, se reflejó en el aumento de los flujos externos de capital y la reducción del riesgo país como lo denota una mejor posición en la calificación del Índice EMBI, la dinámica del índice refleja un valor máximo en septiembre de 1998 como consecuencia de crisis financiera de Asia Pacifico, a partir de mayo de 2005 se observa una reducción constante en sentido inverso al flujo de inversión extranjera de cartera, en septiembre de 2008 el riesgo país crece a consecuencia de la crisis financiera de EUA que afectó de forma transitoria el flujo de capital extranjero, la rápida recuperación de los flujos está ligada a la estabilidad de las variables macroeconómicas nominales.

Los resultados del estudio se obtuvieron mediante las prueba de hipótesis para identificar raíces unitarias, rompimientos estructurales y tendencia temporal en las series de tiempo de la IECT y el Índice EMBI. Se afirma a partir de las pruebas

que las series no son estacionarias a nivel y por lo tanto evolucionan alrededor de una tendencia determinística lineal en el periodo de enero 1998 a enero de 2012, adicionalmente es posible eliminar las observaciones atípicas de las series de tiempo que se identifican por innovaciones en la estructura de las variables que se refleja por la presencia de autocorrelación serial en los residuales de la regresión. Al aplicar las pruebas ERS/GLS (1996) y M/GLS (2001), se rechazó la no estacionariedad de las series de tiempo en primeras diferencias.

Las series del EMBI y la IECT presentan dos vectores de cointegración que permiten establecer una relación estructural entre ambas variables la cual es inversa y se determina fundamentalmente por el riesgo país de México y la rentabilidad del mercado financiero nacional. La robustez estadística del modelo econométrico de corrección de errores se confirma con el estadístico t que se presenta en el cuadro 5. El ajuste en el corto plazo que tendría la IECT ante una variación exógena de la calificación riesgo país, implica un ajuste dinámico tan solo 4 meses. La interpretación económica del proceso de ajuste, entre el riesgo país y el costo del dinero representado por la tasas de interés.

La evidencia empírica presenta que la cointegración de orden $I(1)$ y los choques estructurales o innovaciones aleatorias, representan una relación de equilibrio en el largo plazo entre el Índice EMBI y la Inversión Extranjera de Cartera hacia la economía mexicana presenta un ajuste dinámico de cuatro periodos con el índice EMBI. Los resultados del estudio muestran que la economía mexicana absorbió los efectos negativos de las crisis financieras de Argentina en 2002, de Estados Unidos en 2008 y de la Eurozona en 2010, sin alterar significativamente la calificación riesgo país.

Referencias

- Ayala Calvo, Juan Carlos, Txomin Iturralde Jainaga y Arturo Rodríguez Castellanos (2002). "Construcción de índices simplificados de riesgo país: Aproximación a los casos de Europa y América", Universidad del País Vasco, *Cuadernos de Gestión*, Vol. 2. Núm. 2, pp. 79-100.
- Banerjee, Anindya, Robin L. Lumsdaine y James H. Stock (1992). "Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3, pp. 271-287.
- Bhargava, A. (1986). "On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series", *Review of Economic Studies*, 53, pp. 369-384.

- Bahmani, Sahar (2011). "Exchange rate volatility and demand for money in less developed countries", *Springer Science Business Media*, LLC 2011, p. 11.
- Bai, Jushan y Pierre Perron (1998). "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, Vol. 66, No. 1, pp. 47-78.
- Bai, Jushan y Pierre Perron (2003). "Critical values for multiple structural changes", *Econometrics Journal*, Vol. 6, pp. 72-78.
- Campbell, R. Harvey (1994). "Predictable risk and returns in emerging markets", NBER, num. 4621, p. 57.
- Campbell, John Y., Andrew W. Lo y A. Craig Mackinlay (1997). *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, pp. 135-425.
- Díaz-Bautista, Alejandro y Mario Alberto Rosas Chimal (2003). "Los Determinantes de la Inversión Extranjera de Cartera en México, un Análisis de Corte Estructural", *Comercio Exterior*, Vol. 53, num. 3 pp. 214-228.
- Díaz Tagle, Sebastián, Alicia Gallego Checa y Neus Pallicera Sala (2007). *Riesgo País en Mercados Emergentes* IDEC Universidad Pompeu Fabra. 43 pp.
- 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*, num. 74, pp. 427-431.
- Engle, R. y Granger, C. (1987). "Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing", *Econometrica* 55, pp. 251-276.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J. y Stock, J. H. (1996). "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica* 64, pp. 813-836.
- García, Sofía y José Vicéns Otero (2000). "Especificación y Estimación de un Modelo de Riesgo País", Departamento de Economía Aplicada, Universidad Autónoma de Madrid, p. 23.
- García Gámez, Sofía y José Vicéns Otero (2006). "Factores Condicionantes en la Medición del riesgo Soberano en los Países Emergentes", *Estudio de Economía Aplicada*, Vol. 24-I, pp. 245-272.
- Granger, C. W. J. (1969). "Investigating Causal Relation by econometrics models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, num. 37, pp. 424-438.
- Granger, C. W. J. (1983). "Forecasting white noise". In Zellner, A. (ed.), *Applied Time Series Analysis of Economic Data*, pp. 308-314.
- Indicadores Bursátiles de la Bolsa Mexicana de Valores. Enero 1989 a Diciembre 2011, publicación mensual.
- Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. (1991). "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, 59, pp. 1551-1580.

- Johansen, S. (1996). Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, *Oxford University Press*, New York.
- Johansen, S. y K. Juselius (1990). "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp.169–210.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1992). "Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics* 53, pp. 211–244.
- JP Morgan (1999). "Introducing the JP Morgan Emerging Market Bond Index Global (EMBI Global)", JP Morgan, New York, August (1999), p. 16.
- Kapetanios, George (2002). "Unit Root Testing Against the Alternative Hypotheses up to m Structural Breaks", *Working Paper* No. 469, Department of Economics, Queen Mary University of London, p. 17.
- Lumsdaine, Robin L. y David H. Papell (1997). "Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 2, pp. 212-218.
- Lee, Junsoo y Mark C. Strazicich (1999). "Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break", Department of Economics, Appalachian State University, p. 16.
- Mascareñas, Juan (2008). "El Riesgo País", Finanzas Corporativas, Universidad Complutense de Madrid, p. 28.
- MacKinnon, J. G., A. A. Haug, y L. Michelis (1999). "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, 14, pp. 563–577.
- Nelson, C. R. y Plosser, C. I. (1982). "Trends and Random Walks in Macro-economic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, 10, pp. 139-162.
- Ng, Serena y Pierre Perron (1996). "Lag length Selection and the Construction of Unit Root Tests whit Good Size and Power", Boston College. p. 19.
- Ng, Serena y Pierre Perron (2001). "Unit Root Tests in ARMA Methods for the Selection of the Truncation Lag", *Econometrica*, 69, pp. 1519-1554.
- Perron, Pierre (1989). "The great crash, the oil prices shock, and the unit root hypothesis", *Econometrica*, vol. 57 num. 6, pp. 1361-1410.
- Perron, Pierre y Timothy J. Vogelsang (1992). "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean: Corrections and Extensions", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, No. 4, pp. 467-470.
- Perron, P. y G. Rodríguez (2003). "GLS Detrending, Efficient Unit Root Tests and Structural Change", *Journal of Econometrics* 115, pp. 1-27.

- Perron, P. y G. Rodríguez (2012). "GLS para eliminar los componentes determinísticos, estadísticos de raíz unitaria eficientes y cambio estructural", *Economía* Vol. XXXV, N° 69, enero-junio 2012, pp. 174-203.
- Phillips, P. C. B. y Pierre Perron (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, No. 75, pp. 335-346.
- Rosas Chimal, Mario Alberto (2000). *Análisis de Corte Estructural en la Inversión de Cartera en México*, El Colegio de la Frontera Norte, 129pp.
- Sargan, J. D., y Bhargava, A. (1983). "Testing for Residuals From Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk", *Econometrica*, 51, pp. 153-174.
- Schuster, Gerson, Galia (2005). *Determinantes del Riesgo País: Una medición a través de los Swaps de deuda*, Mexder, 79 pp.
- Schwert, G. William. (1989). "Test for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 7, pp. 147-160.
- Schwert, G. William (2011). "Stock Volatility during the Recent Financial Crisis", NBER, num. 16976, p. 32.
- Stock, J. H. (1990). "Unit Roots, Structural Breaks and Trends", *Handbook of Econometrics*, IV, pp. 2740-2841.
- Zivot, E. y D. W. K. Andrews (1992). "Further Evidence of the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, pp. 251-2702.