

SIXTA SECCIÓN  
INVERSIÓN EXTRANJERA DE CARTERA Y DIRECTA



FLUJOS DE INVERSIÓN EXTRANJERA  
DE CARTERA 1995-2012:  
ANÁLISIS Y PROPUESTA PARA EL CASO MEXICANO

FRANCISCO VENEGAS-MARTÍNEZ\*  
FRANCISCO LÓPEZ-HERRERA\*\*

INTRODUCCIÓN

Conocer las causas del crecimiento o decrecimiento de la economía mexicana es, sin duda, un tema relevante, particularmente si se toma en cuenta que en el presente siglo se ha observado una notoria caída en el ritmo del crecimiento, comparado con lo que se venía dando en la segunda mitad de la última década del siglo pasado. Esto se debe en parte a eventos externos, como los ocurridos a lo largo de la actual década. La crisis financiera mundial de 2007-2009 condujo a un reacomodo de la inversión especulativa del mundo en el que los inversionistas extranjeros estuvieron liquidando sus portafolios con el fin de adquirir títulos del Departamento del Tesoro de Estados Unidos, que en su momento fueron los de menor probabilidad de incumplimiento, a pesar de que la crisis se había iniciado en ese país.

Por otro lado, hay quienes afirman que la plena movilidad de la cuenta de capitales, proveniente de las reformas económicas que se implementaron a finales del siglo pasado, tiene beneficios en el comportamiento de la economía a través del incremento de recursos para las empresas emisoras que cotizan en los mercados accionarios, al ser éstos recursos utilizados en los planes de expansión de las emisoras y con ello coadyuvar al crecimiento.<sup>1</sup>

En las últimas décadas del siglo pasado se presentó un auge de los flujos de capital de cartera hacia las economías emergentes. América Latina y Asia se convirtieron en los principales receptores de flujos especulativos. Las entradas de inversiones indirectas en México, Brasil, Argentina y Chile alcanzaron cifras récord en relación con el PIB de la zona. En Asia, los flujos extranjeros en portafolios de bonos y acciones alcanzaron los 33 mil millones de dólares

\* Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional.

\*\* Facultad de Contaduría y Administración, Universidad Nacional Autónoma de México.

<sup>1</sup> Véase Gourinchas y Jeanne (2002).

en 1996, mientras que en América Latina el punto máximo fue de 63 mil millones de dólares, en 1994. No obstante, a principios de la primera década del nuevo siglo, la inversión de cartera en América Latina tuvo una disminución de más de 20%. En Asia, la caída de los flujos especulativos de capital fue más pronunciada. En el caso mexicano, los flujos de la inversión extranjera de cartera presentaron una caída abrupta en el tercer trimestre de 2006, alcanzando un valor incluso por debajo de 17 mil millones de dólares. A finales de 2009 y en 2010 se observa un ligero ascenso.<sup>2</sup>

Una de las principales causas del crecimiento de los flujos internacionales de capital hacia países en vías de desarrollo es la búsqueda de mejores rendimientos por los fondos de pensiones e inversionistas institucionales extranjeros. Sin embargo, si dichos flujos de inversión se mueven rápidamente de un país a otro, se pueden producir efectos no deseados en los mercados financieros internacionales. Al respecto, la gran mayoría de los estudios empíricos en la literatura económica han tenido dificultades en explicar hechos estilizados de varias economías latinoamericanas. En particular, no se cuenta con explicaciones satisfactorias de las relaciones de causalidad entre el tamaño y el grado de madurez de los mercados financieros con la inversión extranjera de cartera. La presente investigación desarrolla, justamente, un modelo que explica el comportamiento de los flujos internacionales de inversión en México, tomando en cuenta las peculiaridades del sistema financiero mexicano y su marco regulatorio.

Esta investigación propone, a partir de un análisis de causalidad, una serie de medidas y recomendaciones, modestas pero altamente factibles en materia de política económica, que permitirán con un mayor grado de certidumbre complementar con inversión extranjera el financiamiento del crecimiento de mediano y largo plazo un ambiente de estabilidad macroeconómica.

## FLUJOS DE CAPITAL

En los últimos años, la economía mexicana ha modificado sus formas de relación con el resto del mundo a través del proceso de globalización. La economía mexicana, inmersa en la lógica que dictan los procesos de integración económica internacional, ha estado compitiendo de manera permanente por los flujos internacionales de capital. Durante el periodo 1995-2005, en promedio, la inversión en cartera representa sólo el 22% del total de la inversión extranjera. Si bien es cierto que el desempeño de la eco-

<sup>2</sup> Para más información al respecto, véase Kaminsky (2004).

nomía mexicana está ligado, en cierta medida, a la inversión extranjera, es evidente que el movimiento de los flujos internacionales de inversión de cartera hace vulnerables a los mercados de capitales afectando la actividad económica (véase, por ejemplo, Márquez-Pozos, Islas-Camargo y Venegas-Martínez, 2003, y Venegas-Martínez e Islas-Camargo, 2005). Así pues, para la economía mexicana, como para el resto de las economías emergentes, la inversión extranjera de cartera, además de ser factor potencial de incertidumbre y vulnerabilidad, también constituye una fuente indispensable de financiamiento para la cuenta corriente. En consecuencia, es necesario estudiar la participación de México en los flujos internacionales de inversión de cartera tomando en cuenta los factores internos y externos que más la afectan, a fin de sugerir mecanismos que administren los riesgos de inestabilidad económica, así como las características específicas del sistema financiero mexicano y de su marco normativo.

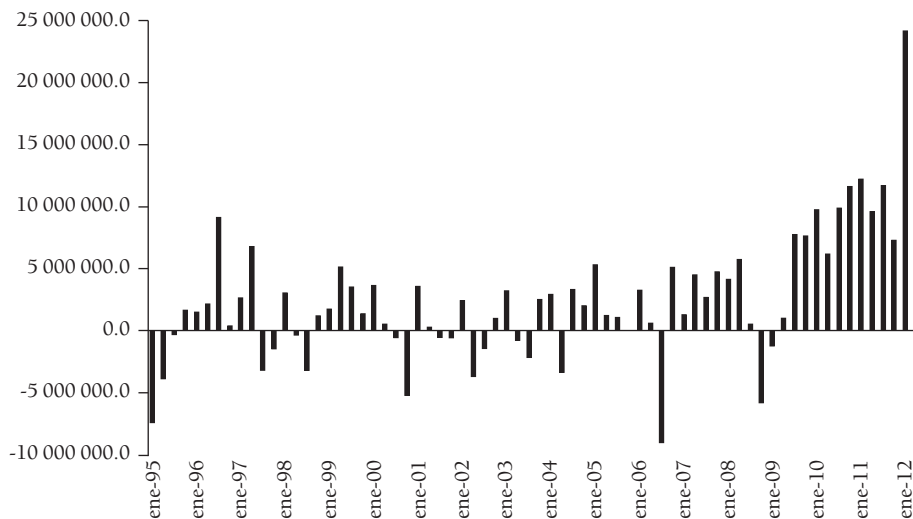
#### VARIABLES RELEVANTES

La inversión de cartera en México tiene dos vertientes principales: el mercado de dinero y el mercado de capitales. El comportamiento del primero se explica por la tasa de interés y el del segundo por el rendimiento de un índice bursátil. Ambos mercados están altamente influenciados por los diferenciales de tasas de interés y de rentabilidad bursátil entre México y Estados Unidos.

Con el propósito de explicar el comportamiento de la inversión extranjera en cartera (IEC) en México, se considerarán tanto factores externos como internos, los cuales se incorporarán a un modelo de corrección de errores. Entre los factores de carácter externo se consideran la tasa de interés de los Estados Unidos, medida por el nivel de la tasa del Treasury-bill a tres meses (Tb), así como el comportamiento del mercado bursátil estadounidense, medido por medio del índice accionario Dow Jones (DJ). Mientras que los factores de carácter interno están dados por los niveles de las tasas de interés de México, representadas por la tasa de los certificados de la tesorería a tres meses (Cetes) y el comportamiento del mercado accionario mexicano medido por el índice de precios y cotizaciones (IPC), así como un indicador adecuado de riesgo país (RP). La inversión extranjera de cartera en México (IEC) es la variable a ser explicada en el modelo. Para estimar el modelo se utilizarán datos trimestrales disponibles.

En la gráfica 1 se muestra el comportamiento de los flujos corrientes en dólares de la inversión extranjera de cartera en México entre el primer trimestre de 1995 y el segundo trimestre de 2012. Se destacan a simple vista los

GRÁFICA 1  
COMPORTAMIENTO DE LA INVERSIÓN EXTRANJERA DE CARTERA:  
PRIMER TRIMESTRE DE 1995-SEGUNDO TRIMESTRE DE 2012  
(MILES DE DÓLARES)



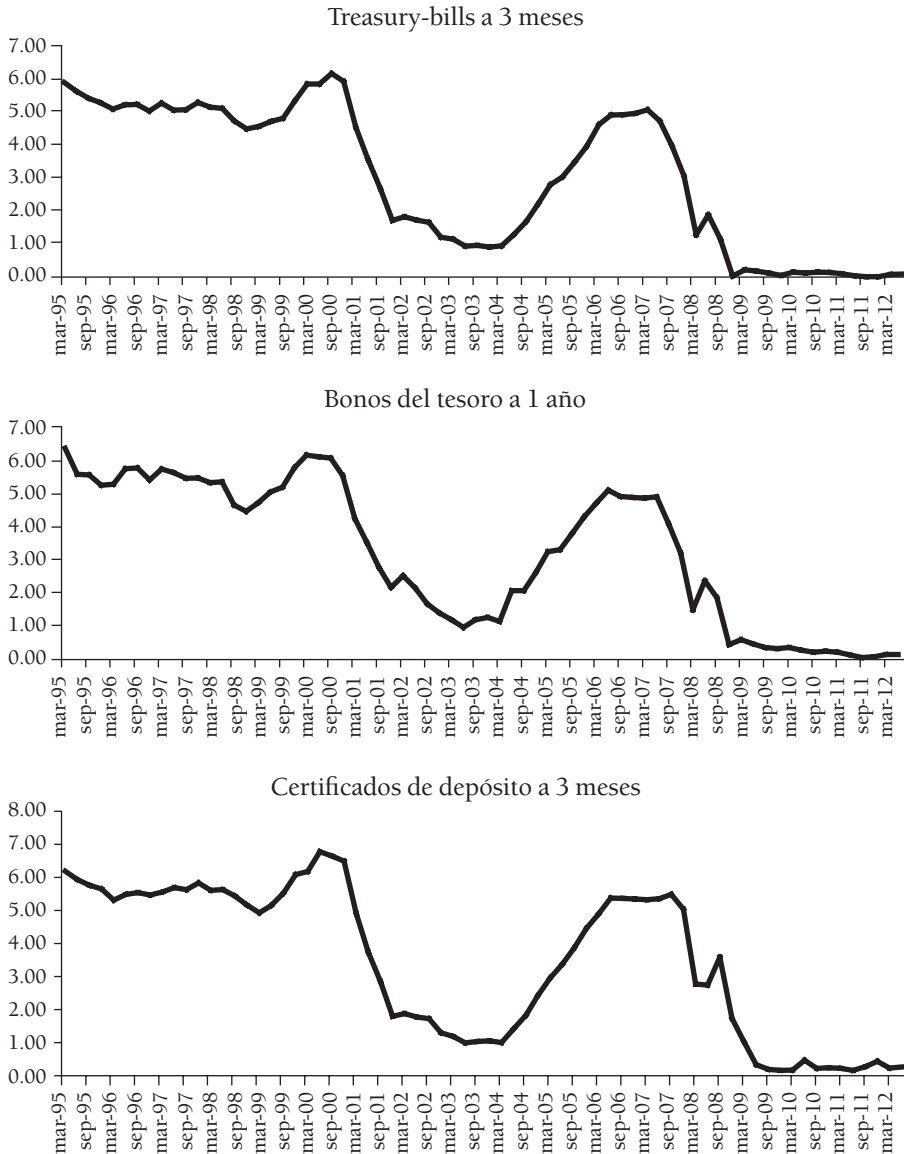
FUENTE: elaboración propia con datos de Banco de México (varios años), *Balanza de pagos. Inversión extranjera en México*, disponible en <<http://www.banxico.org.mx/SieInternet/consultarDirectorioInternetAction.do?accion=consultarCuadro&idCuadro=CE146&sector=1&locale=es>>, e INEGI (2013), *Sistema de Cuentas Nacionales de México*, disponible en <<http://www.inegi.org.mx/est/contenidosproyectos/scn/default.aspx>>, consultados el 17 de octubre de 2012.

montos de los flujos de la inversión de cartera registrados a partir del tercer trimestre de 2009; se puede observar que todos esos flujos no sólo son positivos sino se observa que su promedio, a partir de ese periodo, supera notoriamente al promedio de los flujos que se observaron durante todos los trimestres previos, en los cuales se observan incluso valores negativos asociados con retiros del capital externo que fluye a los mercados financieros mexicanos.

Por lo que respecta a la participación de México en los mercados financieros internacionales, se manifiesta un dinamismo relativo mediante la colocación de documentos negociables amparados por valores mexicanos en mercados extranjeros, principalmente en el mercado estadounidense.

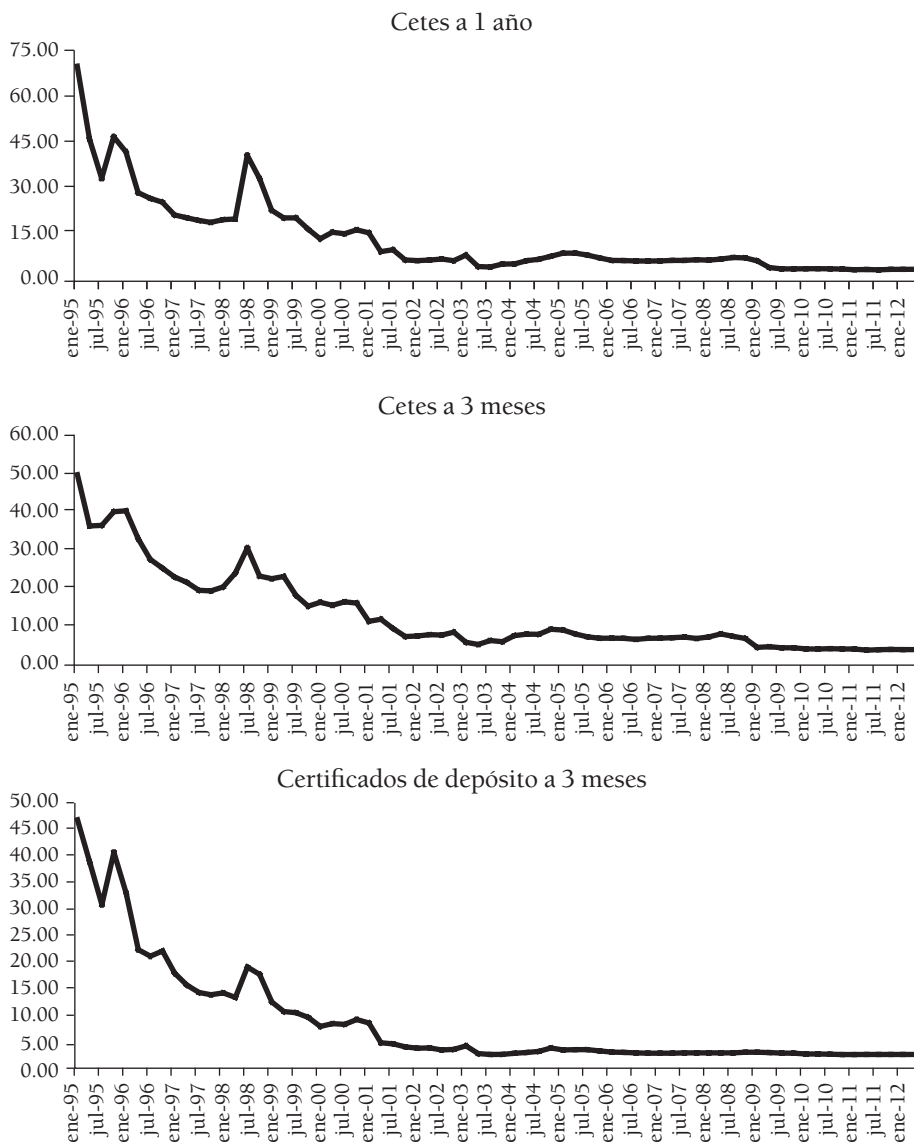
México ha participado en los mercados internacionales con tasas de interés reales superiores a las de Estados Unidos. En la gráfica 2 se muestra el comportamiento de las tasas de interés en el mercado de dinero estadounidense para el periodo de marzo de 1995 a junio de 2012. Se observa

GRÁFICA 2  
 TASAS DE INTERÉS DE ESTADOS UNIDOS:  
 PRIMER TRIMESTRE DE 1995-SEGUNDO TRIMESTRE DE 2012



FUENTE: elaboración propia con datos de Banco de México (varios años), *Tasas y precios de referencia. Tasas de interés en los mercados internacionales*, disponible en <<http://www.banxico.org.mx/SieInternet/consultarDirectorioInternetAction.do?accion=consultarCuadro&idCua dro=C134&sector=18&locale=es>>, consultado el 17 de octubre de 2012.

GRÁFICA 3  
TASAS DE INTERÉS DE MÉXICO:  
PRIMER TRIMESTRE DE 1995-SEGUNDO TRIMESTRE DE 2012



FUENTE: elaboración propia con datos de Banco de México (varios años), *Balanza de pagos. Inversión extranjera en México*, disponible en <http://www.banxico.org.mx/SieInternet/consultarDirectorioInternetAction.do?accion=consultarCuadro&ridCuadro=CE146&sector=1&locale=es>, e INEGI (2013), *Sistema de Cuentas Nacionales de México*, disponible en <http://www.inegi.org.mx/est/contenidosproyectos/scn/default.aspx>, consultados el 17 de octubre de 2012.

que existe un comportamiento muy similar entre todas esas tasas, es decir, el patrón que siguen las tasas de rendimiento del T-bills a tres meses, de los certificados de depósito a tres meses y de los bonos del tesoro a un año es muy parecido. En la gráfica 3 se muestran las tasas de los Cetes a tres meses y a un año, así como la tasa de los certificados de depósito a tres meses.

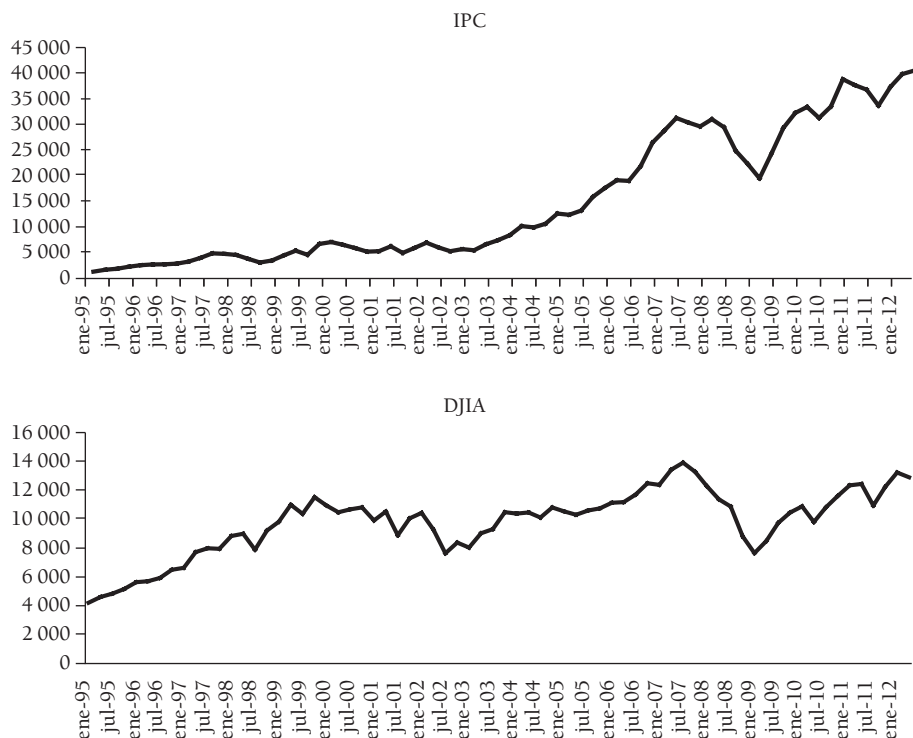
En la gráfica 3 se puede apreciar la dinámica de las tasas de interés de México. Al igual que en el caso de las tasas de interés estadounidenses, se observa en las tasas de interés de México un comportamiento semejante durante prácticamente todo el periodo de análisis. Entre 1995 y 1998, las tasas de interés mexicanas registran una tendencia descendente, en 1998 se incrementan bruscamente para luego continuar nuevamente la tendencia descendente y alcanzar una relativa estabilidad a partir del año 2000. En la gráfica 4 se muestra el índice de precios y cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores (IPC) y el índice promedio industrial Dow Jones (DJIA), mediante los cuales se puede observar el comportamiento respectivo del mercado accionario mexicano y del mercado accionario de Estados Unidos. Cabe destacar que el comportamiento que ofreció el mercado bursátil mexicano fue considerablemente más dinámico que el mostrado por uno de los principales mercados financieros del mundo.

El indicador riesgo país que se utilizará aquí es la diferencia entre el rendimiento de los Cetes y la tasa de depreciación o apreciación mensual del dólar respecto al peso. Para calcular la tasa de depreciación o apreciación del dólar respecto al peso, se utilizó el tipo de cambio del final del mes. En la gráfica 5 se muestra el comportamiento de la prima de riesgo durante el periodo que cubre el presente análisis. Como se puede ver en la gráfica 5, a partir de 1995 la prima de riesgo en México mantuvo una tendencia claramente descendente y en lo que va del presente siglo se ha mantenido fluctuando en torno a un nivel constante. Cabe señalar que, exceptuando los valores negativos que se observan en los trimestres cuarto de 2008 y tercero de 2011, la prima de riesgo siempre ha sido positiva, implicando por tanto un premio a los capitales que ingresan a México como compensación por el riesgo de traerlos a invertir en el país.

## ANÁLISIS ECONÓMICO

En esta sección se presenta el análisis de las relaciones entre los factores, externos e internos, y la entrada y salida de los flujos de inversión extranjera de cartera (IEC) a México durante el periodo que va del primer trimestre de 1995 al segundo trimestre de 2012. Como paso preliminar al análisis econométrico, se llevaron a cabo las pruebas de raíz unitaria para los niveles y

GRÁFICA 4  
 COMPORTAMIENTO DE LOS MERCADOS ACCIONARIOS  
 MEXICANO Y ESTADOUNIDENSE:  
 PRIMER TRIMESTRE DE 1995-SEGUNDO TRIMESTRE DE 2012

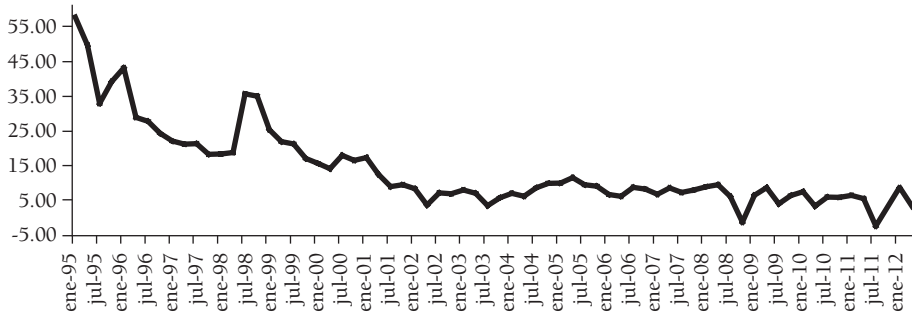


FUENTE: elaboración propia con datos de cálculo de Econometrica a partir de la base de datos construida con las fuentes citadas en las gráficas anteriores.

primeras diferencias de las variables, con el objetivo de determinar si los órdenes de integración de las series permiten llevar a cabo las pruebas de co-integración pertinentes para determinar las características de las relaciones de esas variables, tanto en el corto como en el largo plazo. La verificación de la existencia de una raíz unitaria en cada una de las series de tiempo analizadas se llevó a cabo a través de las pruebas ADF y KPSS. Se utiliza esta segunda prueba debido a su carácter confirmatorio pues, en caso de alguna ruptura estructural, la prueba ADF podría estar sesgada hacia el no rechazo de la hipótesis de existencia de una raíz unitaria. En el cuadro 1 se muestran los resultados de dichas pruebas.

Los resultados conjuntos de las pruebas de Dickey-Fuller (1981) y KPSS sugieren que en todos los casos se puede rechazar la hipótesis de una raíz

GRÁFICA 5  
COMPORTAMIENTO DE LA PRIMA DE RIESGO EN MÉXICO:  
PRIMER TRIMESTRE DE 1995-SEGUNDO TRIMESTRE DE 2012



FUENTE: elaboración propia con datos de cálculo de Economática a partir de la base de datos construida con las fuentes citadas en las gráficas anteriores.

CUADRO 1  
PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS

Variable	Niveles		Diferencias	
	ADF	KPSS	ADF	KPSS
T-Bills	-2.15962	0.71611**	-3.13151*	0.05018
Cetes	-2.7757	0.25345*	-4.03965*	0.12179
IEC	1.16224	0.65750**	-9.01552*	0.22012
IPC	-1.92618	0.21947*	-5.89135*	0.20391
DJ	-2.641422	0.72028**	-8.03056*	0.10732
RP	-4.04408*	0.24874*	-10.18932*	0.37486

\* Denotan significancia al 1%.

\*\* Denotan significancia al 5%.

unitaria en la primera diferencia, pero no en los niveles de las series. Una vez que se ha encontrado que todas las variables tienen una raíz unitaria, el siguiente paso en el análisis consiste en verificar la presencia o ausencia de una relación de cointegración entre dichas variables, es decir, se trata de detectar la existencia de alguna relación que en el largo plazo mantenga la trayectoria de las series en una condición de equilibrio. La relación de cointegración permite hacer estacionaria una combinación de variables que individualmente no lo eran; el movimiento conjunto de éstas constituye la ecuación de cointegración del sistema, definida como la relación de equilibrio de

largo plazo entre las variables en cuestión. La prueba de la existencia de una relación de cointegración se lleva a cabo con el método de Johansen (1991). Este método permite probar hipótesis estructurales en los vectores de cointegración y en los parámetros de velocidad de ajuste. El rango de cointegración fue determinado mediante la prueba de razón de verosimilitud,  $\lambda_{traza}$ .

Los resultados de dicha prueba se presentan en el cuadro 2, en el que se puede ver que el método de Johansen permite apoyar la hipótesis sobre la existencia de un determinado número de vectores de cointegración, aceptando en este caso la existencia, a lo más, de tres posibles relaciones de cointegración al 10% de significancia; pero si se toma en consideración la evidencia que reporta la prueba al nivel del 5% de significancia, únicamente se puede considerar la existencia de dos vectores cointegrantes y, por lo tanto, de dos relaciones de largo plazo significativas entre las variables.

CUADRO 2  
PRUEBA DE JOHANSEN PARA COINTEGRACIÓN

<i>Prueba de la traza sin restricción</i>		
<i>H<sub>0</sub>: rango</i>	<i>Valor de la traza</i>	<i>Valor de p*</i>
0	152.03	< 0.01
1	80.986	0.0168
2	49.459	0.0636
3	19.243	0.5384
4	7.6318	0.5384
5	0.23751	0.6373

\* Se considera la corrección por el tamaño de la muestra los cálculos se efectuaron en Gretl v.1.9.94.

Para indagar sobre la naturaleza de los vectores de cointegración, se procedió a efectuar las pruebas ADF de la regresión cointegrante (CRADF), propuestas por Engle y Granger (1987), a las diferentes ecuaciones cointegrantes posibles. Los resultados se presentan en el cuadro 3, y en ellos se observa que, únicamente si se considera a los Cetes o a la prima de riesgo como variables dependientes, es posible encontrar evidencia de cointegración.

Es conveniente destacar que, de acuerdo con el análisis de cointegración convencional, la relación (o las relaciones) del proceso de ajuste de las variables hacia la relación de largo plazo se da en forma prácticamente automática, suponiendo también que la(s) relación(es) de largo plazo no sólo es(son) estable(s), sino también simétrica(s), por lo que la respuesta de

CUADRO 3  
PRUEBAS CRADF DE ENGLE Y GRANGER (1987)

<i>H<sub>0</sub>: no existe cointegración</i>			
<i>Variable dependiente</i>	<i>t</i>	<i>t<sub>m</sub></i>	<i>t<sub>b</sub></i>
T-Bills	-2.618652 (0.7738)	-3.276158 (0.6215)	-2.773779 (0.9151)
Cetes	-10.54080 ( $< 0.01$ )	-10.43928 ( $< 0.01$ )	-10.49909 ( $< 0.01$ )
IEC	-1.744579 (0.9722)	-1.754178 (0.9888)	-2.072057 (0.9895)
IPC	-1.923377 (0.9538)	-2.041957 (0.9732)	-2.928457 (0.8779)
DJ	-1.540626 (0.9849)	-3.361536 (0.5795)	-3.538130 (0.6421)
RP	-9.906302 ( $< 0.01$ )	-9.910497 ( $< 0.01$ )	-9.419616 ( $< 0.01$ )

Los valores entre paréntesis son los valores *p* de MacKinnon (1996).

ajuste se supone proporcional sin importar si el choque que produce el desequilibrio sea positivo o negativo.

Para verificar la posibilidad de que existan respuestas diferenciadas de las variables bajo estudio, dependiendo si el choque es positivo o negativo, se llevó a cabo el análisis de la cointegración propuesto por Enders y Siklos (2001). La metodología propuesta por dichos autores consiste en estimar por MCO la supuesta ecuación de equilibrio de largo plazo:  $x_{1t} = \beta_0 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \dots + \beta_k x_{kt} + u_t$ . Posteriormente se analiza si son significativos los parámetros del mecanismo de corrección del error especificado a través de un modelo autorregresivo de umbral o TAR (Threshold Autoregressive), el cual puede escribirse como:  $\Delta u_t I_t \rho_1 u_{t-1} + (1-I_t) \rho_2 u_{t-1} + \varepsilon_t$ , donde  $I_t = 1$  si  $u_{t-1}$  es mayor o igual que  $\tau$ , el valor del umbral,  $I_t = 0$ , si  $u_{t-1}$  es menor que dicho valor del umbral.

Alternativamente, se puede definir la variable indicatriz como  $M_t = 1$  si  $\Delta u_{t-1}$  es mayor o igual que el valor del umbral,  $\tau$ , o  $M_t = 0$  cuando  $\Delta u_{t-1}$  es menor que dicho valor; en este caso el modelo se conoce como autorregresivo de umbral con momentum, M-TAR (Momentum Threshold Autoregressive). En el cuadro 4 se presentan los resultados de las pruebas efectuadas con base en las dos regresiones cointegrantes que se detectaron mediante las pruebas de Engle y Granger.

CUADRO 4  
PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE UMBRAL

<i>Ecuación Cetes</i> $\tau = 0$	$\rho_1$	$\rho_2$	$\phi$ $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$	$t$ -max	$H_0: \rho_1 = \rho_2$
TAR	-1.3256 [0.1398]	-0.8971 [0.1723]	58.5412 (12.5029)	-5.2070 (-3.2312)	3.7295 (1.4156)
M-TAR	-1.2127 [0.1535]	-0.8134 [0.1671]	43.0411 (12.5443)	-4.8673 (-3.0497)	3.0959* (3.5638)
<i>Ecuación RP</i> $\tau = 0$	$\rho_1$	$\rho_2$	$\phi$ $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$	$t$ -max	$H_0: \rho_1 = \rho_2$
TAR	-0.9808 [0.1699]	-1.3226 [0.1596]	51.0145 (12.4535)	-5.7716 (-3.2251)	2.1499 (1.3644)
M-TAR	-0.9112 [0.1601]	-1.2355 [0.1515]	49.4432 (12.6244)	-5.6928 (-3.0569)	2.1649 <sup>ns</sup> (3.6364)

Errores estándar entre corchete; entre paréntesis los valores críticos en el nivel de significancia del 5% (calculados con 10 000 simulaciones de Monte Carlo).

\* Significativo sólo al 10%.

<sup>ns</sup> No significativo.

De acuerdo con los resultados de las pruebas de cointegración con umbral, en lo general, los valores alcanzados por los estadísticos  $\phi$  y  $t$ -max sugieren que se puede rechazar la hipótesis de no cointegración en todos los casos. En lo particular, es de destacarse que los resultados del modelo TAR sugieren que en la ecuación de los Cetes existen velocidades diferenciadas en el ajuste hacia el equilibrio de largo plazo, siendo mayor cuando las discrepancias respecto de esa relación son positivas.

En las pruebas para la ecuación de la prima de riesgo se encuentra también evidencia de diferencias en la velocidad del ajuste hacia la relación de largo plazo, pero en este caso ocurre lo contrario, es decir, la respuesta ante un choque negativo es mayor que ante un choque positivo. Si bien el modelo MTAR también sugiere la presencia de cointegración, en la ecuación de los Cetes muestra evidencia de efectos diferenciados sólo al 10% de significancia, mientras que el resultado en la otra ecuación es no significativo.

Con base en los resultados de las pruebas de cointegración obtenidas con el modelo TAR, se puede justificar la siguiente especificación de modelos ADL para la tasas de los Cetes y para la prima de riesgo, incluyendo en dicha especificación un mecanismo de corrección de errores para recoger los efectos de las características de las relaciones de largo plazo y dos varia-

bles tipo *dummy* para tomar en cuenta los valores negativos observados en el indicador del riesgo país:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi_j \Delta x_{t-j} + \sum_{k=1}^r \alpha_k mce_k + \sum_{l=1}^s \delta_l D_t + \varepsilon$$

donde  $mce_k$  son los residuos de las ecuaciones cointegrantes detectadas en el análisis de cointegración de umbral, las cuales funcionan como mecanismos de corrección de errores en las ecuaciones estimadas para los modelos ADL. Aquí  $D$  es una variable tipo *dummy* cuyo valor es 1 en el periodo de referencia y 0 en cualquier otro periodo.

Los resultados de esas estimaciones obtenidas por medio del método de MCO se muestran en el cuadro 5. Se destaca que en las dos ecuaciones estimadas se satisfacen las condiciones que imponen los supuestos del estimador mínimo cuadrático: no autocorrelación, no heteroscedasticidad y normalidad en los residuos.

En la ecuación estimada para los Cetes se observa un efecto muy significativo y con signo positivo del cambio contemporáneo en el nivel de la prima de riesgo. En la ecuación de los Cetes se observa que el cambio de la prima de riesgo rezagado un periodo también ejerce una influencia significativa; aunque únicamente al 5%, pero con signo negativo. De acuerdo con las estimaciones, ante un incremento contemporáneo en el flujo neto de la inversión extranjera de cartera, cabe esperar un movimiento a la baja en la tasa de los Cetes, aunque de magnitud muy pequeña. Como se podría esperar, un cambio en el indicador bursátil mexicano tiene un efecto negativo sobre la tasa de los Cetes, pero es tan pequeño que únicamente resulta significativo al nivel del 10%. De la dinámica de las variables financieras de Estados Unidos sólo es significativo al 10% el cambio pasado de los T-Bills.

También se puede ver en el cuadro 5 que la dinámica de los Cetes se ajusta únicamente a la relación de largo plazo correspondiente al mecanismo de corrección de errores definido por el primer vector cointegrante. Según la estimación, la velocidad de ajuste al equilibrio de largo plazo es mayor cuando los choques son negativos que cuando son positivos. Además, se observa también que el desequilibrio inducido por un choque negativo se corrige casi completamente en un trimestre. Las dos variables tipo *dummy* resultaron altamente significativas y con signo positivo en las estimaciones.

En los resultados de la estimación de la ecuación de la prima de riesgo se puede ver que el efecto del cambio contemporáneo de la tasa de los Cetes es significativo incluso al nivel del 1% y con signo positivo. Por su parte, un cambio contemporáneo de los flujos de inversión extranjera de cartera está asociado con un incremento de la prima de riesgo de manera altamente

CUADRO 5  
 MODELOS ADL CON MECANISMOS DE CORRECCIÓN DE ERRORES

	$DCetes_t$		$DRP_t$
$b_0$	0.011401 (0.9640)	$b_0$	-0.064940 (0.7547)
$b_{DCetes,t-1}$	0.138165 (0.2521)	$b_{DRP,t-1}$	0.126471 (0.1381)
$f_{DRP,t}$	1.116114 ( $< 0.01$ )	$f_{DCetes,t}$	0.758063 ( $< 0.01$ )
$f_{DRP,t-1}$	-0.203005 (0.0479)	$f_{DCetes,t-1}$	-0.058382 (0.5590)
$f_{DIEC,t}$	-1.83E-07 ( $< 0.01$ )	$f_{DIEC,t}$	1.71E-07 ( $< 0.01$ )
$f_{DIEC,t-1}$	7.80E-08 (0.2186)	$f_{DIEC,t-1}$	-6.11E-08 (0.2428)
$f_{DIPC,t}$	-0.000318 (0.0600)	$f_{DIPC,t}$	0.000294 (0.0337)
$f_{DIPC,t-1}$	-1.26E-05 (0.9485)	$f_{DIPC,t-1}$	-1.29E-06 (0.9936)
$f_{DT-Bills,t}$	-0.290380 (0.5871)	$f_{DT-Bills,t}$	0.235111 (0.5937)
$f_{DT-Bills,t-1}$	0.918129 (0.0793)	$f_{DT-Bills,t-1}$	-0.712541 (0.0991)
$f_{DDJ,t}$	-0.000571 (0.1186)	$f_{DDJ,t}$	0.000227 (0.4565)
$f_{DDJ,t-1}$	0.000400 (0.2806)	$f_{DDJ,t-1}$	-0.000246 (0.4227)
$a(u_{t-1,Cetes} \geq t=0)$	-0.772519 (0.0228)	$a(u_{t-1,Cetes} \geq t=0)$	0.423978 (0.1351)
$a(u_{t-1,Cetes} < t=0)$	-0.975744 ( $< 0.01$ )	$a(u_{t-1,Cetes} < t=0)$	0.558460 (0.0637)
$a(u_{t-1,RP} \geq t=0)$	0.436395 (0.2258)	$a(u_{t-1,RP} \geq t=0)$	-0.666078 (0.0223)
$a(u_{t-1,RP} < t=0)$	0.625946 (0.1071)	$a(u_{t-1,RP} < t=0)$	-0.806251 (0.0102)
$d_{D2008Q4}$	7.061983 ( $< 0.01$ )	$d_{D2008Q4}$	-6.806328 ( $< 0.01$ )

CUADRO 5 (CONTINUACIÓN)

	$DCetes_t$		$DRP_t$
$d_{D2011Q3}$	6.960685 ( $< 0.01$ )	$d_{D2011Q3}$	-6.462936 ( $< 0.01$ )
$R^2$	0.897357	$R^2$	0.942060
AIC	4.026704	AIC	3.639863
Q(1)*	0.6055 (0.4360)	Q(1)*	0.3935 (0.5304)
Heteroscedasticidad**	1.023104 (0.4512)	Heteroscedasticidad**	0.717578 (0.7704)
Normalidad-JB	0.284487 (0.8674)	Normalidad-JB	0.521226 (0.7706)

Los números entre paréntesis son valores  $p$ .

\* Prueba de Ljung-Box.

\*\* Prueba de Breusch-Pagan-Godfrey.

significativa (1%). Los cambios contemporáneos del índice bursátil mexicano también están relacionados positivamente con los cambios en la prima de riesgo, el nivel de significancia es del 5%. Aunque poco significativos, sólo al 10%, los cambios en la tasa de los T-Bills de un trimestre previo están relacionados de manera negativa con los cambios contemporáneos de la prima de riesgo. Por último, en la ecuación de los cambios en la tasa de los Cetes también se observa un proceso de ajuste más rápido de la dinámica de la prima de riesgo a la relación de largo plazo cuando los choques son negativos. Asimismo, las dos variables *dummy* muestran coeficientes estimados altamente significativos y con el signo negativo esperado.

## CONCLUSIONES

En México, como en la mayoría de las economías emergentes, se vive un proceso de creciente apertura en el que se compite por los flujos internacionales de capital para complementar el financiamiento requerido para un crecimiento económico sostenido y sustentable. En este contexto, es importante formular políticas de estabilización de largo plazo que resulten creíbles. El primer resultado importante de este trabajo es que la inversión extranjera de cartera en México está relacionada con las tasas de interés domésticas y el riesgo país de México. A partir del comportamiento del riesgo país

y de las tasas de interés de México, se desprende que uno de los mecanismos que explican el relativo éxito de la participación de México en los flujos internacionales de capital, sobre todo en lo que respecta a la inversión de cartera, es que el riesgo país actual es comparable con el de los países industrializados. En resumen, la inversión extranjera de cartera en México está, fundamentalmente, asociada con la rentabilidad y el riesgo país. En consecuencia, la entrada de flujos de capital especulativo se explica por el grado de rentabilidad, externa e interna, y el nivel de riesgo que los inversionistas están dispuestos a tolerar.

La especulación es un factor de vulnerabilidad ya que pueden presentarse eventos inesperados que produzcan una salida masiva de capitales especulativos afectando negativa y sistémicamente el comportamiento de otros mercados financieros; por otro lado, cuando una economía es centro de atención de dichos capitales es sinónimo de confianza en los fundamentales macroeconómicos del país.

Así pues, con el propósito de lograr un mejor diseño en las políticas económicas orientadas hacia la estabilidad y el crecimiento del país en los próximos años, se requiere de una regulación moderna de los mercados financieros que permita actuar en forma adecuada y oportuna en la administración de riesgos cuando se presente en movimientos especulativos repentinos en los flujos financieros de inversión extranjera.

#### BIBLIOGRAFÍA

- Banco de México (varios años), *Balanza de pagos. Inversión extranjera en México*, disponible en <<http://www.banxico.org.mx/SieInternet/consultarDirectorioInternetAction.do?accion=consultarCuadro&idCuadro=C E146&sector=1&locale=es>>.
- Banco de México (varios años), *Tasas y precios de referencia. Tasas de interés en los mercados internacionales*, disponible en <<http://www.banxico.org.mx/SieInternet/consultarDirectorioInternetAction.do?accion=consultarCuadro&idCuadro=CI34&sector=18&locale=es>>.
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", en *Econometrica*, vol. 49, núm. 4, pp. 1057-1072.
- Enders, W. y P. L. Siklos (2001), "Cointegration and Threshold Adjustment", en *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 19, núm. 2, pp. 166-176.
- Engle, R. F y C. W.J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, pp. 251-276.

- Gourinchas, P. y O. Jeanne (2002), "On the Benefits of Capital Account Liberalization for Emerging Economies", Princeton, Princeton University, material mimeografiado.
- INEGI (2013), *Sistema de Cuentas Nacionales de México*, disponible en <<http://www.inegi.org.mx/est/contenidosproyectos/scn/default.aspx>>.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", en *Econometrica*, vol. 59, núm. 6, pp. 1551-1580.
- Kaminsky, G. L. (2004), *International Capital Flows: A Blessing or a Curse?* Washington, D.C., George Washington University (*Working Paper*).
- Márquez-Pozos, J. M.; A. Islas-Camargo y F. Venegas-Martínez (2003), "Flujos internacionales de capital e inversión extranjera de cartera: el caso de México 1989-1999", en *El Trimestre Económico*, vol. 70(4), núm. 280, pp. 791-833.
- Venegas-Martínez, F. y A. Islas Camargo (2005), "Volatilidad en los mercados de América Latina", en *Comercio Exterior*, vol. 55, núm. 11, pp. 936-947.