

**EMBI+ MÉXICO Y SU RELACIÓN DINÁMICA
CON OTROS FACTORES DE RIESGO
SISTEMÁTICO: 1997-2011***

Francisco López Herrera

Universidad Nacional Autónoma de México

Francisco Venegas Martínez

Instituto Politécnico Nacional

César Gurrola Ríos

Universidad Juárez del Estado de Durango

Resumen: Se examinan las relaciones entre el EMBI+ para México y factores de riesgo locales y externos. Se analizan las relaciones de largo plazo y la dinámica tomando en cuenta los efectos de las recesiones económicas ocurridas durante el periodo de estudio. También se estudian las volatilidades del EMBI+, la tasa de interés doméstica, el tipo de cambio y la Bolsa Mexicana de Valores, así como sus interrelaciones considerando los derrames de volatilidad y las correlaciones condicionales dinámicas. Los hallazgos tienen implicaciones para los tomadores de decisiones de inversión y financiamiento y las autoridades monetarias.

Abstract: The relationships among the Mexico EMBI+ and local and foreign risk factors are examined in this paper. The long run relationships and the dynamics are analyzed taking in account the effects of economic slowdowns into the period of the study. Also the volatilities of EMBI+, domestic interest rate, exchange rate and stock market are studied so as their interrelationships, considering the volatilities spillover effects and the dynamic conditional correlations. The findings have implications for investment and financing decision makers so as to the monetary policy makers.

Clasificación JEL/JEL Classification: F31, F34, F36, F65, G10, G12, G15, G19

Palabras clave/keywords: Riesgo país, EMBI+, GARCH multivariado, country risk, multivariate GARCH

Fecha de recepción: 29 VIII 2012

Fecha de aceptación: 06 VIII 2013

* francisco_lopez_herrera@yahoo.com.mx, fvenegas1111@yahoo.com.mx, cgurrolas@hotmail.com.

Estudios Económicos, vol. 28, núm. 2, julio-diciembre 2013, páginas 193-216

1. Introducción

Igual que lo ha venido haciendo el gobierno mexicano desde las dos últimas décadas del siglo XX, diversos gobiernos en el mundo han adoptado un enfoque activo para promover el arribo de la inversión extranjera. En todos los casos se incluye tanto la directa, de la cual se espera coadyuve a incrementar el acervo de capital disponible para la inversión productiva, como la inversión de portafolio que arriba a la esfera bursátil sólo para buscar títulos financieros que le permitan una rentabilidad acorde con el nivel de riesgo que están dispuestos a asumir. En un contexto caracterizado por la creciente globalización financiera, las decisiones de inversión en activos reales en otro país distinto del origen del capital tienen que tomar en cuenta el riesgo que se enfrenta en un entorno de riesgo e incertidumbre. Al respecto, tanto Lessard (1996) como Godfrey y Espinosa (1996) sugieren que las empresas deseosas de instrumentar proyectos de inversión productiva más allá de sus fronteras deben contar, entre otras cosas, con estimaciones del nivel de riesgo sistemático¹ del país al cual desean movilizar sus inversiones, pues el nivel de ese tipo de riesgo puede variar inesperadamente.

El nivel del riesgo de un país no sólo tiene efectos en el costo de financiamiento para las empresas y en el ánimo de los inversionistas y mercados foráneos y locales, al influir en el arribo o retiro de las inversiones reales y financieras, también puede condicionar las decisiones de política monetaria, ya que puede imponer restricciones debido a la relación entre el riesgo país y el equilibrio del saldo de la balanza con el sector externo.

De acuerdo con Zopounidis y Pardalos (1998) el riesgo país se ha definido como la probabilidad de que un país no cumpla sus obligaciones con los acreedores internacionales a consecuencia de la escasez de divisas suficientes para ello. Por lo tanto, las empresas y otros solicitantes de fondos que acuden a los mercados financieros internacionales se ven sujetos a una sobretasa por ese concepto. Generalmente, dicha sobretasa consiste en un diferencial o *spread* en relación con la tasa que pagan los bonos del Departamento del Tesoro de Estados Unidos. Una referencia muy conocida es el *Emerging Market Bond Index*, EMBI, índice construido por J.P. Morgan para dar

¹ De acuerdo con el concepto convencional de riesgo sistemático, éste se encuentra presente en todo un mercado o toda una economía y, por lo tanto, a todos los activos que se encuentran expuestos los afecta, aunque de manera diferenciada debido al nivel de sensibilidad individual.

seguimiento a la evolución del mercado de deuda de los países emergentes. Adicionalmente, J.P. Morgan ha construido el EMBI+ (EMBI *plus*) con el objetivo de medir las oportunidades que un país ofrece a los inversionistas internacionales, razón por la cual se puede considerar también que el EMBI+ es una medida del costo de pedir prestados fondos internacionales.

Igualmente, de acuerdo con Özatay, Özmen y Sahingbeyoglu (2007), la relación de los fundamentales macroeconómicos domésticos con la evolución del EMBI+ podría servir para evaluar el éxito de las políticas macroeconómicas. Si dichas políticas influyen en la disminución del *spread*, es una señal de que las políticas han tenido un impacto favorable al disminuir el riesgo de incumplimiento. Por otra parte, Blanchard (2004), Favero y Giavazzi (2004) y Özatay (2005) han mostrado que la evolución del EMBI puede afectar el comportamiento de variables financieras importantes, como los tipos de cambio y las tasas de interés locales.

En este trabajo se examinan las relaciones entre el EMBI+ para México con factores locales determinantes del riesgo sistemático. Los tomadores de decisiones en materia de política monetaria, así como los participantes de los mercados financieros toman en cuenta el desempeño esperado de la economía en el largo plazo, dado los factores determinantes estructurales, pero también tratan de tomar en cuenta la dinámica económica cotidiana. La atención a esa dinámica les permite a los encargados de la política monetaria actuar con la suficiente oportunidad para evitar desequilibrios en las cuentas con el exterior que, a pesar de ser de naturaleza coyuntural, se pudieran transmitir al resto de la actividad económica con consecuencias no deseables. Asimismo, las decisiones de inversionistas y demás participantes del mercado requieren conocimiento cotidiano del nivel de riesgo y del entorno. Por tal motivo, el análisis de este artículo se basa en datos observables en frecuencia diaria.

El estudio se organiza de la siguiente manera. En la sección dos se discute, de manera general, la pertinencia de considerar a un conjunto de variables como factores del riesgo sistemático en el nivel del país. Enseguida se presenta el análisis empírico de las relaciones entre el EMBI+ para México y un conjunto de variables seleccionadas. En la cuarta sección se presentan las conclusiones.

2. Factores de riesgo sistemático y riesgo país

Motivados por la apertura de diversas economías a la inversión extranjera se llevaron a cabo diversos estudios que abordan el análisis

del riesgo en el ámbito nacional, entre ellos se encuentran los trabajos de Harvey (1991), Harvey y Zhou (1993), Erb Harvey y Viskanta (1996a, 1996b) y Bekaert *et al.* (1996). Una conclusión generalizada de esos estudios es que, en los países considerados como emergentes, el nivel de riesgo sistemático varía de acuerdo con cada país y, en lo general, es superior al de los países más desarrollados. En los trabajos de Erb Harvey y Viskanta (1996a, 1996b) se parte de la perspectiva de que la exposición al riesgo sistemático de la inversión que llega un país extranjero depende de la calidad crediticia, misma que, a su vez, es función de variables económicas, políticas y financieras. Al respecto, Mergner (2005) también supone que la variación de la exposición al riesgo sistemático no es constante para los activos, en virtud de que dicho riesgo depende de factores micro y macroeconómicos, cuya naturaleza es variante.

En la teoría de la valuación de activos de capital tanto la prima de riesgo como la sensibilidad de los activos al riesgo sistemático pueden cambiar con el tiempo. Con base en los modelos de valuación de activos de capital que consideran el consumo intertemporal, la variabilidad de la prima de riesgo puede deberse a la variabilidad de las condiciones económicas. En el modelo de Merton (1973) el inversionista, definido como adverso al riesgo de acuerdo con la teoría del portafolio, tiene interés en el consumo de toda su vida y la preocupación de los riesgos que pueden afectar su consumo en el futuro, como la incertidumbre sobre sus ingresos laborales futuros y los precios de bienes de consumo (particularmente algunos precios que pueden ser muy importantes para la economía, como los de los productos energéticos), así como también la incertidumbre respecto a las oportunidades de inversión futuras como consecuencia de cambios en las tasas de interés y las rendimientos de activos. Por lo tanto, los inversionistas exigen una prima cambiante que, a manera de una cobertura, les compense por los cambios en esos riesgos.

Otros modelos con inversionistas adversos al riesgo en los que también la prima de riesgo es variante para ajustarse a las condiciones económicas cambiantes son, por ejemplo, los de Rubinstein (1976), Lucas (1978), Grossman y Shiller (1981) y Hansen y Singleton (1983). De acuerdo con el modelo de valuación de activos propuesto por Campbell y Cochrane (1999), se podría explicar la variación contracíclica de las primas de riesgo que observaron en los activos estadounidenses Cochrane y Piazzesi (2005) como consecuencia de cambios contracíclicos en la aversión al riesgo por parte de los inversionistas.

Alternativamente, la explicación que ofrecen Banzal y Yaron

(2004) es que la variación de las primas puede explicarse como un resultado de los cambios en la volatilidad del consumo.

La importancia de los precios del petróleo sobre el desarrollo económico de México parece poco cuestionable, no sólo porque ese hidrocarburo representa la principal fuente de energía utilizada en la producción industrial y es una materia prima primordial para las sociedades modernas, sino también porque el comportamiento de los precios petroleros tienen un impacto directo en los ingresos del Estado y, por ende, en la capacidad de pago de compromisos financieros adquiridos con el exterior (García, 2004; Iranzo, 2008). Los trabajos de De la Calle (1991), Navarro y Santillán (2001), López y Vázquez (2002) y López (2006) han aportado evidencia de la importancia de los precios petroleros en el comportamiento del mercado bursátil mexicano. Por otro lado, Gurrola y López (2009) muestran evidencia de que los precios del petróleo se relacionan significativamente con las primas que pagan empresas mexicanas de diversos sectores de actividad económica por concepto del costo de su deuda.

En principio, la calidad de productor de ese energético sugiere una relación inversa entre la dinámica de los precios del petróleo y el nivel de riesgo para México; sin embargo, el alza de los precios petroleros afecta negativamente tanto los costos de producción como los de transporte, se encarece la circulación de mercancías, lo que afecta negativamente la demanda y, como consecuencia, los ingresos de las empresas y la capacidad que éstas tienen para enfrentar sus deudas. Por lo tanto, el signo esperado de la relación podría depender del comportamiento de otras variables dentro del contexto específico.

De acuerdo con Bucio y Ortiz (2011), Vázquez (2010), Ángeles (2010), Navarro y Santillán (2001) y Al-Shanfari (2003), las tasas de interés en México son un factor de riesgo sistemático, vinculan así los mercados de capitales y de dinero por medio de las primas de riesgo. En su estudio sobre los determinantes del riesgo país en Argentina, Oks y González (2000) encuentran efectos estadísticamente significativos de la tasa de interés. Asimismo, Aportela, Ardavin y Cruz (2001) encuentran una relación significativa entre el EMBI y el nivel de las tasas de interés reales en México durante el periodo 1995-2001. Las alzas en las tasas de interés pueden motivar a un mayor nivel de ahorro e incluso atraer capitales externos, pero también pueden reducir el nivel de actividad económica, principalmente por sus efectos sobre el consumo y el nivel de la inversión productiva, dada la elevación del costo financiero para las empresas.

Por su parte, Hordahl, Tristani y Vestin (2006) muestran que la política de tasas de interés de corto plazo obliga a movimientos

en la estructura de las tasas a los diferentes plazos, lo que afecta la dinámica de las primas de riesgo implícitas en las tasas de rendimiento observadas. En resumen, las tasas no sólo pueden tener efectos en la actividad productiva de las empresas, sino que, además, pueden incrementar el riesgo de que éstas no cumplan los compromisos derivados de su endeudamiento.

Por la importancia que tiene para la actividad económica nacional, la estabilidad cambiaria es clave para nuestra economía y dentro del esquema seguido por la política monetaria vigente es una de las prioridades de la autoridad monetaria mexicana. Desde la perspectiva de los inversionistas internacionales, el riesgo cambiario es de suma importancia porque determina en última instancia cuál es el rendimiento final de su inversión. Los flujos de efectivo de las empresas nacionales que llevan a cabo operaciones comerciales con el extranjero y de aquellas que han contratado pasivos con el extranjero pueden ser también altamente sensibles a los efectos de dicho riesgo. Al respecto, Navarro y Santillán (2001), Gurrola y López (2009) y Bucio y Ortiz (2011) encuentran que el tipo de cambio igualmente es una variable importante en el contexto financiero mexicano. A partir del argumento de que el riesgo país tiene dos componentes, a saber, el riesgo cambiario y el riesgo de incumplimiento, Berg y Borensztein (2000) muestran que a menor riesgo cambiario es menor el nivel de riesgo país.

El mercado de valores es importante en el análisis del riesgo país debido a su estrecha relación con las transacciones comerciales y financieras con el exterior, constituyéndose en un vehículo que vincula los flujos externos de capital (la inversión de cartera) con el sector financiero local y, en última instancia, con el desempeño económico doméstico. Al respecto, Ades, Masih y Tenengauzer (1988, 1999) sugieren que el comportamiento de las bolsas de valores es un factor importante para evaluar el riesgo cambiario en los mercados emergentes, en particular, porque esos autores consideran que las caídas bursátiles pueden ayudar a predecir la ocurrencia de una crisis financiera. Por su parte, Forbes (2002) considera que los rendimientos accionarios pueden servir para capturar la vulnerabilidad de un país ante una crisis cambiaria, no sólo porque se encuentran disponibles con una frecuencia mayor que la información sobre la mayoría de las variables macroeconómicas, sino porque pueden señalar en forma más precisa los efectos de una crisis específica. Desde la perspectiva corporativa es conveniente indicar que Goh y Ederington (1999) encuentran una relación significativa entre el precio de las acciones y los cambios en la capacidad de pago de las empresas. Como consecuencia de la glo-

balización y el subsecuente incremento en el grado de integración de los mercados financieros, también es importante considerar la actividad de los mercados bursátiles como posible fuente de riesgo, debido a las posibilidades de contagios, como se ha observado en diferentes episodios de crisis en las últimas décadas.

Las condiciones financieras mundiales y el desempeño económico de las economías más desarrolladas de igual manera son importantes para el riesgo país. Cuando una economía es altamente vulnerable a los impactos de los choques externos, el riesgo de incumplimiento se puede incrementar (y con ellos el EMBI) como consecuencia de tales choques. Por ejemplo, de acuerdo con Özatay, Özmen y Sahingbeyoglu (2007), el endurecimiento de la política monetaria en los países industrializados podría llevar a un país emergente a la depreciación de su moneda y a la alza en sus tasas de interés, lo que podría producir, a su vez, una mayor proporción de su deuda con respecto del PIB (incremento del riesgo de incumplimiento) y, en última instancia, a un incremento en los *spreads* del EMBI. En el mismo sentido, Blanchard (2004) y Favero y Giavazzi (2004) argumentan que, dada la correlación de los *spreads* del EMBI con el tipo de cambio y las tasas de interés, el banco central de un país emergente puede ser vulnerable a un incremento en el EMBI cuando éste produce como resultado la depreciación de la moneda local y el deterioro de las expectativas inflacionarias.

Por otra parte es importante considerar los efectos que puede tener una crisis en la fijación de las primas por el riesgo país. Por ejemplo, Eichengreen y Mody (1998) analizan los *spreads* de alrededor de un centenar de bonos de países en desarrollo y encuentran que los efectos de las variables explicativas de los *spreads* cambian en el tiempo. Un aspecto importante de ese hallazgo es que, durante una crisis y el periodo inmediato, tienen más peso las expectativas en los cambios de los *spreads* que los fundamentales económicos. A finales de 2007 México comenzó a sufrir las consecuencias de la crisis financiera que afectó a Estados Unidos y a otras economías desarrolladas como consecuencia de la caída en los mercados relacionados con las hipotecas estadounidenses.

3. Análisis empírico

Los valores del EMBI+ utilizados en este estudio son los que reporta J.P. Morgan para México diariamente en puntos base. Asimismo se consideran los precios en dólares del barril de petróleo del tipo Maya,

el índice de precios y cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores, la tasa de interés interbancaria de equilibrio a 28 días y el tipo de cambio peso-dólar (TC). El periodo bajo estudio abarca del 31 de diciembre de 1997 al 17 de agosto del 2011, sobre una base de 3 443 observaciones diarias para cada una de las variables consideradas. En el cuadro 1 se muestran los resultados de las pruebas de raíces unitarias que se efectuaron para determinar el orden de integración de cada una de las series, se concluye que las cinco series en niveles son no estacionarias y con orden de integración uno, en tanto que sus primeras diferencias son estacionarias y de orden de integración cero.

Cuadro 1
Pruebas de raíces unitarias (Dickey-Fuller aumentada)

		<i>H₀: la variable tiene una raíz unitaria</i>				
		<i>TIIE28</i>	<i>TC</i>	<i>EMBI+</i>	<i>IPC</i>	<i>PETR</i>
	<i>CT</i>	-2.7397	-2.9451	-3.1187	-2.3350	-2.6263
Niveles	<i>C</i>	-1.8743	-2.0301	-2.2124	-0.1959	-0.7610
	<i>SCT</i>	-1.4798	0.7272	-1.4338	1.3452	0.5998
Primeras	<i>CT</i>	-13.0777	-57.8956	-13.4465	-54.2916	-65.7803
diferencias	<i>C</i>	-13.0791	-57.8996	-13.4483	-54.2906	-65.7839
	<i>SCT</i>	-13.0698	-57.8918	-13.4465	-54.2453	-65.7681

Notas: *CT* = modelo con constante y tendencia, *C* = modelo con constante, *SCT* = modelo sin constante ni tendencia. Fuente: Elaboración propia con base en estimaciones realizadas en Gretl v. 1.9.12

Como siguiente paso se llevó a cabo un análisis de cointegración, con el fin de detectar la presencia de relaciones de largo plazo y eliminar la posibilidad de analizar relaciones espurias. Para ello se siguió la técnica propuesta por Johansen (1988, 1991 y 1992) y Johansen y Juselius (1990), basada en el análisis de un sistema de k variables de acuerdo con la representación de un modelo vectorial de corrección de errores (VEC).

Para tomar en cuenta las condiciones financieras internacionales derivadas de la política monetaria de Estados Unidos, en el análisis se incluye el comportamiento de la tasa de fondos federales del Banco de la Reserva Federal. Para el estudio de los efectos de la actividad económica en México se incluyen variables tipo *dummy*, a fin de considerar los periodos de recesión reconocidos por la OCDE para la

economía mexicana durante el horizonte de este análisis: la primera identifica el periodo de recesión entre el primero de marzo de 1998 y el 30 de abril de 1999; el segundo se asocia con la recesión ocurrida entre el primero de julio de 2000 y el 31 de agosto de 2003; el tercer y último periodo de recesión que se incluye en el modelado corresponde al de la crisis económica cuyos efectos recesivos en la economía mexicana los señala la OCDE entre el primero de marzo de 2008 y el 31 de mayo de 2009. Se puede suponer *a priori* que la determinación de los precios del petróleo es un proceso totalmente exógeno al sistema, igual que la determinación de la tasa de fondos federales de la Reserva Federal. Por tal razón, los niveles de ambas variables se incluyeron como variables exógenas en la especificación del espacio de la cointegración, en tanto que sus cambios (primeras diferencias) se incluyeron en la dinámica del modelo vectorial de corrección de errores.

En el cuadro 2 se muestran los resultados de la prueba de Johansen, la cual se lleva a cabo al condicionar la posible existencia de relaciones cointegrantes (de largo plazo) a la inclusión de variables exógenas, tanto restringidas como no restringidas al espacio de cointegración, y al tomar en consideración la posibilidad de una tendencia presente en cada una de las relaciones cointegrantes. Se detecta la presencia de tres relaciones cointegrantes que se pueden incluir en la especificación del modelo vectorial de corrección de errores (VECM) del sistema de variables, cuya estimación se presenta en el cuadro 3.

Cuadro 2
Prueba de cointegración

<i>Prueba de la traza</i>			
<i>(tendencia restringida, constante no restringida)</i>			
<i>Rango</i>	<i>Valor propio</i>	<i>Estadístico</i>	<i>p</i>
0	.015177	131.43	< .01
1	.011380	78.832	< .01
2	.0066855	39.473	.0202
3	.0047588	16.405	.0874

Notas: De acuerdo con los criterios de Schwarz y de Hannan y Quinn, se seleccionaron cuatro rezagos en la especificación del VAR en niveles. Las pruebas se condicionaron sobre dos variables exógenas (precios del petróleo mexicano y tasas de fondos de la FED) restringidas al espacio de cointegración y a la presencia de variables exógenas no restringidas a dicho espacio (cambios de la tasa de fondos de la FED y cambios en los precios del petróleo hasta tres rezagos). Fuente: Elaboración propia con base en estimaciones realizadas en Gretl v. 1.9.12.

En el VECM que se presenta en el cuadro 3 se observa que en la ecuación de la dinámica de la TIE a 28 días influyen en forma altamente significativa (a 1% inclusive) los cambios de los tres periodos (días) previos; observándose signos positivos en todos los casos. El signo positivo de los movimientos de la paridad cambiaria rezagada tres periodos muestra que la elevación del tipo de cambio puede afectar a la tasa y hacer que ésta suba, aunque no de forma inmediata, cabe destacar que en términos numéricos el coeficiente correspondiente es el de mayor valor absoluto. De acuerdo con las estimaciones, el comportamiento bursátil de un periodo previo muestra una influencia muy significativa (a 1%) sobre la tasa de interés con un signo positivo.

Aunque estos resultados sugieren que el efecto numérico de un movimiento de una unidad en el indicador bursátil es muy pequeño, en comparación con los efectos de los movimientos de las otras variables consideradas en el modelo, es importante tener presente que el indicador bursátil puede cambiar hasta en centenas de unidades durante un solo día de operaciones. Los cambios en el EMBI+ para México muestran una influencia altamente significativa sobre el movimiento de la tasa de interés, sin embargo, es de destacarse que, aunque con valor relativo pequeño, el incremento del EMBI rezagado tres periodos muestra un signo negativo.

Como también cabría esperar, los aumentos en la tasa de fondos federales de la Reserva Federal de un periodo previo muestran una influencia sobre la tasa de interés mexicana, aunque es de destacarse que el coeficiente estimado alcanza únicamente un nivel de significancia de 5%. Los incrementos en los precios del petróleo mexicano, con un rezago, muestran también una influencia que es significativa con signo positivo sobre la tasa de interés; aunque dicho efecto es de magnitud ostensiblemente menor que el producido por el movimiento de la tasa de la autoridad monetaria estadounidense. Los coeficientes de las variables tipo *dummy* que se construyeron para capturar los efectos de los periodos de recesión económica de 1998-1999 y 2000-2003 muestran altos niveles de significancia, 1% inclusive. En tanto que el coeficiente que corresponde al efecto de la recesión 2008-2009 únicamente es significativa a 5%. De igual manera se puede ver que la tasa de interés únicamente responde a la primera de las relaciones cointegrantes, el correspondiente coeficiente de ajuste muestra un alto nivel de significancia ($< 1\%$).

La ecuación de los cambios en la paridad peso-dólar muestra una constante que es altamente significativa y con signo positivo, cuya presencia resulta fácil de entender dada la tendencia ascendente (*drift*)

en el periodo comprendido en el horizonte de este análisis. Sólo los cambios en la paridad de un periodo y tres periodos atrás son significativos, en el primer caso a 1% y en el segundo únicamente a 10%, pero con signo negativo en ambos casos. Aunque con signos alternados y altos niveles de significancia, las magnitudes de los coeficientes estimados para los cambios en la tasa de interés rezagados uno y dos periodos, dada la respectiva magnitud numérica estimada, sugieren que prevalece un efecto con signo positivo sobre el tipo de cambio.

Se observan asimismo efectos muy pequeños con signo negativo de los movimientos del indicador bursátil mexicano, aunque también son muy significativos en términos estadísticos. Los coeficientes de los tres rezagos del EMBI+ son significativos, aunque el coeficiente del tercer rezago únicamente lo es a 10%, todos muestran valores positivos. Únicamente el incremento de la tasa de los fondos de la Reserva Federal con tres periodos de rezago y signo positivo muestra significancia (a 1%). La ecuación estimada muestra asimismo una relación inversa entre los incrementos de la paridad cambiaria y los incrementos en los precios petroleros rezagados dos periodos, resultado que podría esperarse dado que el incremento de estos precios puede implicar un mayor ingreso de dólares y un mayor nivel de reservas internacionales disponibles para la banca central. Sólo el periodo de recesión 2000-2003 muestra efectos significativos sobre los movimientos del tipo de cambio.

También es de destacarse que los coeficientes de ajuste asociados con la segunda y la tercera relaciones cointegrantes son significativos, en ambos casos con un nivel de significancia marginal superior a 1% y con signo negativo.

En el caso de la ecuación de los movimientos del indicador del mercado bursátil mexicano se puede observar un intercepto con signo negativo significativo a 5%. Aparte del término constante y del cambio del propio índice bursátil desfasado un periodo, significativo a 1% y con signo positivo, se observan pocos coeficientes significativos en la ecuación de la dinámica del IPC. Los cambios de la paridad peso-dólar rezagados un periodo, con signo positivo, son significativos, pero sólo a 10%; en tanto que los cambios en el EMBI+ rezagados un periodo son significativos, pero únicamente a 10% y con signo negativo.

Sólo se observan efectos significativos de la recesión 2008-2009 a 1% y con el signo negativo que se esperaría, dada la profundidad y envergadura de esa crisis. La dinámica bursátil se ajusta en forma significativa a las relaciones de largo plazo segunda y tercera, aunque en el primer caso el nivel de significancia es de sólo 10%.

Cuadro 3

VEC estimado

$$\text{Modelo estimado: } \Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + \Psi Z_t + \delta D_t + \varepsilon_t, \Pi = \alpha' \beta$$

donde X_t contiene variables endógenas del sistema, Z_t variables exógenas, D_t variables tipo dummy y ε_t es un vector de términos de perturbación aleatoria

	$\Delta TII E28_t$	p	ΔTC_t	p	ΔIPC_t	p	$\Delta EMBI_t$	p
Constante	-0.021489	0.83	0.139942	<0.01	-237.805	0.02	10.22630	0.05
$\Delta TII E28_{t-1}$	0.114150	<0.01	0.037377	<0.01	12.7241	0.45	-1.45091	0.09
$\Delta TII E28_{t-2}$	0.104208	<0.01	-0.014646	<0.01	-1.24345	0.94	0.73664	0.40
$\Delta TII E28_{t-3}$	0.070986	<0.01	0.002210	0.55	3.34136	0.83	-3.39867	<0.01
ΔTC_{t-1}	-0.023521	0.73	-0.085919	<0.01	132.609	0.05	3.48284	0.32
ΔTC_{t-2}	-0.012344	0.85	0.017172	0.27	10.2278	0.87	6.43245	0.05
ΔTC_{t-3}	0.148736	0.02	-0.028429	0.06	90.3281	0.14	-4.39511	0.17
ΔIPC_{t-1}	0.000095	<0.01	-0.000002	0.69	0.0705045	<0.01	-0.00312	<0.01
ΔIPC_{t-2}	0.000027	0.14	-0.000067	<0.01	-0.017029	0.35	-0.00108	0.25
ΔIPC_{t-3}	0.000001	0.94	-0.000040	<0.01	-0.030495	0.10	0.00062	0.52
$\Delta EMBI_{t-1}$	0.011093	<0.01	0.000213	<0.01	-0.393316	0.27	0.12108	<0.01
$\Delta EMBI_{t-2}$	0.001674	<0.01	0.000906	<0.01	-0.289515	0.47	-0.08355	<0.01
$\Delta EMBI_{t-3}$	-0.001016	<0.01	0.000169	0.08	-0.675462	0.09	-0.05747	<0.01
$\Delta FEDFRATE_{t-1}$	0.070619	0.04	-0.001205	0.88	17.6085	0.61	-1.33109	0.45
$\Delta FEDFRATE_{t-3}$	-0.050729	0.14	0.035853	<0.01	-24.7709	0.47	7.52923	<0.01
$\Delta PETR_{t-1}$	0.007359	0.03	0.001280	0.11	-2.47461	0.46	-0.04641	0.79

Cuadro 3
(continuación)

	$\Delta TII E28_t$	p	ΔTC_t	p	ΔIPC_t	p	$\Delta EMBI_t$	p
$\Delta PETR_{t-2}$	0.005567	0.10	-0.005359	<0.01	-1.13119	0.74	0.04699	0.78
rec ₁₉₉₈₋₁₉₉₉	0.072636	<0.01	-0.000367	0.94	-12.7254	0.52	0.78678	0.44
rec ₂₀₀₀₋₂₀₀₃	-0.038557	<0.01	-0.014545	<0.01	-6.47895	0.66	-0.44011	0.56
rec ₂₀₀₈₋₂₀₀₉	-0.034065	0.04	0.001254	0.76	-51.6379	<0.01	1.13574	0.19
MCE 1	-0.017585	<0.01	-0.000358	0.57	-1.494	0.57	0.03790	0.78
MCE 2	0.003269	0.78	-0.018076	<0.01	20.4058	0.09	-0.76382	0.21
MCE 3	-0.000001	0.44	-0.000001	<0.01	-0.002126	0.03	0.00011	0.03
$Q_{LB(t-1)}$	0.0022	0.963	0.0070	0.933	0.0011	0.974	0.1785	0.673
$Q_{LB(t-2)}$	0.0878	0.957	0.4240	0.809	0.0030	0.998	0.1795	0.914
$Q_{LB(t-3)}$	2.2719	0.518	0.9686	0.809	0.0166	0.999	0.4401	0.932
$Q_{LB(t-4)}$	2.2752	0.685	1.0266	0.906	0.2566	0.992	0.8213	0.936
$Q_{LB(t-5)}$	2.7250	0.742	6.1311	0.294	2.3428	0.800	1.5133	0.912
ARCH(1) ML	192.826	<0.01	685.787	<0.01	143.904	<0.01	347.18	<0.01

Fuente: Elaboración propia con base en estimaciones efectuadas en Gretl v. 1.9.12.

Como puede verse al final del cuadro 3, los residuos del modelo VEC estimado no muestran evidencia de autocorrelación en diferentes rezagos. Sin embargo, como es de esperarse en el análisis de series financieras, la prueba de multiplicador de Lagrange para detectar efectos de heteroscedasticidad autorregresiva condicionada (ARCH) es altamente significativa, al indicar la presencia de esos efectos en todas las ecuaciones del sistema estimado.

En el cuadro 4 se muestran los resultados del análisis de esos efectos, para lo cual se estimó un modelo GARCH multivariado, se permite que en los procesos individuales para los residuos haya efectos de asimetría (apalancamiento) para dar mayor peso a los choques negativos en las ecuaciones correspondientes y efectos de derrame (*spillovers*). Estos últimos permiten analizar los efectos de los choques pasados de cada una de las variables sobre la volatilidad de las otras variables. Asimismo, se permite que el proceso de correlación entre los choques de las variables varíe en el tiempo de acuerdo con un proceso de correlación condicional dinámica de tipo ARCH. Todos los coeficientes constantes del proceso de varianza condicional alcanzan un alto nivel de significancia, 1% inclusive, igual que los coeficientes correspondientes a los términos asociados con los efectos ARCH y GARCH y el proceso de la correlación condicional dinámica.

Cuadro 4

Modelo MV GARCH DCC asimétrico con efectos de derrame (spillovers)

$$\begin{aligned}
 \text{Modelo estimado: } \varepsilon_t &= \eta_t \sqrt{h_t}, & \eta_t &\sim iidn(0, 1) \\
 h_{ii,t} &= c_{ii} + \sum_j^k a_{ij} \varepsilon_{j,t-1}^2 + b_i h_{ii,t-1} + d_i \varepsilon_{t-1}^2 I(\varepsilon_{t-1} < 0) \\
 h_{ij,t} &= q_{ij,t} \frac{\sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}}}{\sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}}}, & i &\neq j \\
 q_t &= (1 - \lambda_1 - \lambda_2) q_0 + \lambda_1 \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} + \lambda_2 q_{t-1}
 \end{aligned}$$

	<i>Coficiente</i>	<i>t</i>	<i>p</i>
c_{11}	0.0000441	5.68864	< 0.01
c_{22}	0.0000729	7.90294	< 0.01
c_{33}	126.49938	5.22321	< 0.01
c_{44}	0.3642783	5.9735	< 0.01
a_{11}	0.0688268	14.70535	< 0.01

Cuadro 4
(continuación)

	<i>Coficiente</i>	<i>t</i>	<i>p</i>
a_{12}	0.0199871	1.35205	0.1764
a_{13}	0.0000015	0.54877	0.5832
a_{14}	0.0005218	7.20417	< 0.01
a_{21}	-0.0015496	-0.85322	0.3935
a_{22}	0.1064864	14.49359	< 0.01
a_{23}	0.0000036	2.00854	0.0446
a_{24}	-0.0000121	-0.41446	0.6785
a_{31}	0.5813469	0.15563	0.8763
a_{32}	21.2676758	0.94264	0.3459
a_{33}	0.0515426	6.60362	< 0.01
a_{34}	0.0755909	3.01074	< 0.01
a_{41}	-1.5532148	-3.45771	< 0.01
a_{42}	0.2883603	0.23257	0.8161
a_{43}	0.0001205	0.78591	0.4319
a_{44}	0.1706753	16.80442	< 0.01
b_1	0.9270896	311.30454	< 0.01
b_2	0.8823215	117.41428	< 0.01
b_3	0.9212891	166.21776	< 0.01
b_4	0.8857551	143.68189	< 0.01
d_1	0.017107	2.83032	< 0.01
d_2	-0.0233462	-2.42537	0.0153
d_3	0.0570791	6.1723	< 0.01
d_4	-0.0940167	-8.34926	< 0.01
λ_1	0.0044443	4.01862	< 0.01
λ_2	0.9931261	533.62851	< 0.01

Notas: Logaritmo de la función de verosimilitud: -26,599.3675. Los subíndices 1, 2, 3 y 4 indican, respectivamente: TIE28, tipo de cambio, IPC y EMBI+. Para la estimación de los estadísticos t se utilizaron errores estándar robustos respecto a problemas de especificación. Fuente: Elaboración propia con base en estimaciones realizadas en Rats v. 8.2.

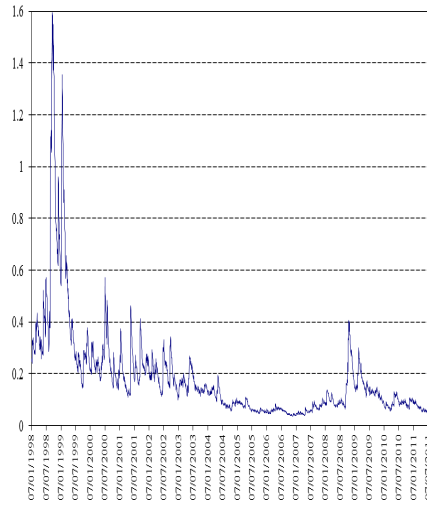
También los coeficientes empleados para capturar los efectos de apalancamiento fueron significativos a 1%, con excepción del efecto asimétrico en la volatilidad condicional del tipo de cambio, cuyo coe-

ficiente alcanzó un nivel de significancia de 5%. En cuanto a los efectos de interacción entre las variables del modelo de volatilidad es importante destacar que los choques en el EMBI+ afectan muy significativamente (1%) a la volatilidad de los cambios en el IPC y la TIIE, y los choques en ésta última variable también afectan al EMBI+ con el mismo nivel de significancia que en los casos anteriormente citados. Por último, aunque sólo significativo a 5% y con magnitud numérica baja, un choque en el IPC tiene efectos sobre la volatilidad de la paridad cambiaria peso-dólar.

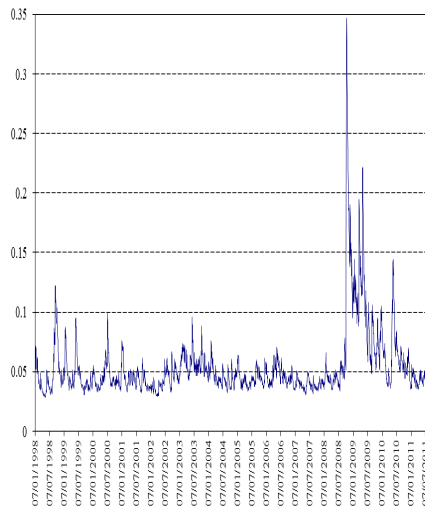
En la gráfica 1 se observan las volatilidades cambiantes en el tiempo que se obtuvieron como un subproducto de la estimación del modelo MV GARCH DCC del cuadro 4. Como un resultado un tanto obvio, en los casos de la tasa de interés mexicana y el EMBI+ se pueden observar dos periodos de volatilidad alta, el primero asociado con el periodo de la crisis de los bonos de la deuda rusa (GKO's) y del rublo entre agosto y octubre de 1998, el segundo se puede identificar en el contexto de la crisis financiera de 2008-2009. El incremento de la volatilidad cambiaria no parece tan fuerte en el primero de esos periodos, en tanto que en el segundo es bastante notorio el aumento en la volatilidad, al regresar a los niveles de volatilidad observados previamente a la crisis, casi hasta el final del periodo que cubre nuestro análisis. La volatilidad del indicador del mercado bursátil mexicano no registra un incremento como consecuencia del llamado "efecto vodka", sin embargo, es de destacarse que, desde mediados de 2005, se observa un tendencia creciente en la volatilidad, ascenso que alcanza su máximo a fines de octubre de 2008, es decir, en plena efervescencia de la transmisión de los efectos de la crisis hipotecaria estadounidense hacia los mercados financieros de todo el mundo.

En la gráfica 2 se muestran las correlaciones condicionales dinámicas del EMBI+ con la tasa de interés, el tipo de cambio y el IPC, éstas fueron calculadas de igual manera como un subproducto de nuestra estimación de modelo GARCH multivariado. Destaca en la gráfica que la correlación entre el EMBI+ y la TIIE a 28 días, predominantemente positiva, se volvió incluso negativa en el periodo asociado con la crisis rusa y también, mucho más marcadamente, como consecuencia de la crisis financiera de 2008-2009. Como puede verse en la gráfica 1, después de un ascenso vertiginoso iniciado a principios de octubre de 2008, la correlación cayó abruptamente a partir de la segunda quincena de ese mismo mes. Asimismo es de destacarse que alcanzó su máximo positivo en septiembre de 2001, es decir, en medio del periodo de la recesión de 2000-2003, con un ascenso muy pronunciado asociado con los ataques terroristas del 11 de septiembre.

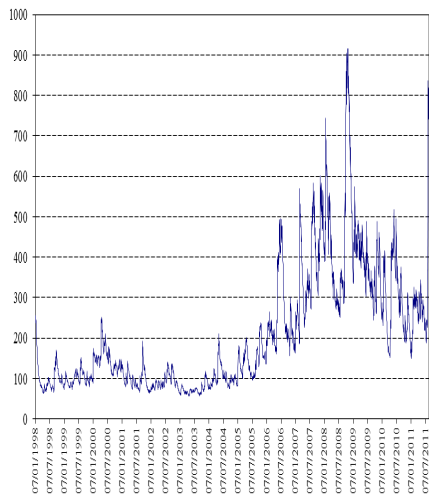
Gráfica 1
Volatilidades cambiantes en el tiempo
TIEE 28 días



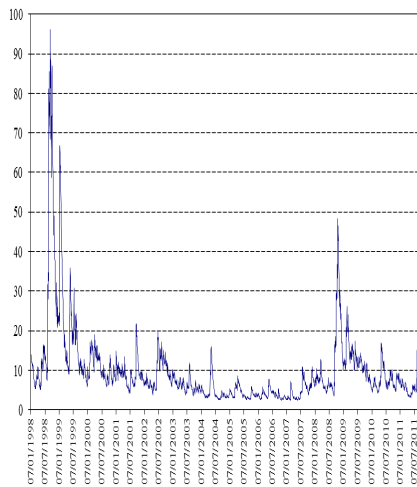
Tipo de cambio



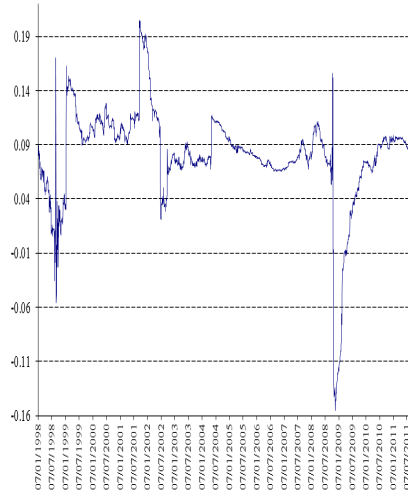
Gráfica 1
(continuación)
IPC



EMBI+ México



Gráfica 2
Correlaciones condicionales dinámicas
TIEE28-EMBI+



Tipo de cambio-EMBI+



Gráfica 2
(continuación)
IPC-EMBI+



Los valores estimados para la dinámica de la correlación entre el tipo de cambio y el EMBI+ son más modestos; aunque dichos valores son predominantemente positivos a lo largo del horizonte de estudio, cabe hacerse notar que, asimismo, alcanza algunos valores negativos. Desde fines de agosto de 1998 dicha correlación muestra una caída, que la lleva a que alcance a principios de septiembre de ese año un valor incluso más negativo que el observado en la correlación entre el EMBI+ y la TIIE. Igual se puede ver un incremento notorio que la lleva al máximo observado a fines de la primera quincena de octubre de 2008, después de lo cual baja a niveles cercanos a cero, pero preponderantemente negativos. Al observar la gráfica 2 correspondiente a la correlación entre el EMBI+ y el IPC se observa un patrón variante con valores permanentemente negativos. También destaca que la precipitación de la crisis financiera produjo que los valores de la correlación se volvieran más negativos, aun con un movimiento brusco, y disminuyera después el valor absoluto de la correlación mediante una tendencia sostenida.

Hay que destacar que, en general, no se observan niveles elevados de correlación entre los choques en las variables estudiadas, sin

embargo, en los periodos identificables como de crisis se pueden ver movimientos bruscos en sus correlaciones.

4. Conclusiones

En este trabajo se han analizado diversas relaciones entre el EMBI+, ampliamente reconocido como indicador del riesgo país, y variables financieras mexicanas locales que la literatura ha considerado como representativas del riesgo sistemático de un país, ya que pueden influir de manera definitiva en las decisiones de inversión de portafolio y corporativas, razón por la cual también determinan el valor de esas inversiones.

En la literatura especializada se ha planteado que el comportamiento de variables domésticas clave de un país puede influir en la percepción de los inversionistas sobre el nivel de riesgo que pueden representar sus inversiones directas o indirectas. En este caso, se esperaría que dicho comportamiento se reflejara en las primas de riesgo como determinante de éstas. Algunos estudiosos han destacado que el comportamiento de las variables domésticas puede verse influido por el comportamiento del EMBI+ que determina la prima por riesgo que se tiene que pagar para que las empresas de un país emergente obtengan fondos en el exterior.

En este análisis se ha encontrado que existen relaciones de largo plazo entre las variables domésticas seleccionadas y el EMBI+ de forma tal que el sistema que forman se puede considerar como plenamente integrado. En esas relaciones de largo plazo también puede jugar un papel importante la política monetaria estadounidense y los precios del petróleo mexicano, fuente importante de ingresos de divisas para la banca central mexicana. La evidencia mostrada por el estudio sugiere que es mayor la influencia que puede ejercer la dinámica del EMBI+ sobre la dinámica de la tasa de interés y el tipo de cambio, que la influencia de estas últimas variables sobre aquella. Asimismo se observó algo semejante en relación con los derrames de la volatilidad entre las variables domésticas y el EMBI+. Es decir, los resultados mostrados sugieren que el EMBI+ puede verse como un condicionante del comportamiento de las variables financieras analizadas.

Además de las implicaciones directas que estos resultados tienen para las decisiones de la inversión productiva y el financiamiento de la misma, al mostrar la importancia de las condiciones externas sobre el costo de capital y la rentabilidad de las inversiones locales, es de destacarse que una de las variables, la TIE28, es el instrumento de

la política monetaria que utiliza el Banco de México para mantener los objetivos de inflación. La paridad cambiaria también es una pieza clave en la política monetaria del país, basta recordar que la banca central mexicana ha sido muy activa en sus intervenciones en el mercado cambiario, a grado tal que es un lugar común el decir que la paridad peso-dólar se encuentra en realidad bajo flotación sucia y no bajo un régimen de libre flotación.

Naturalmente, hay que reconocer que se debe profundizar aún más en la investigación sobre las relaciones entre las variables clave de la política monetaria mexicana y el riesgo país.

Referencias

- Ades, A., R. Masih y D. Tenengauzer. 1988. GS-Watch: a new framework for predicting financial crisis in emerging markets, Goldman Sachs International (mimeo).
- Ades, A., R. Masih y D. Tenengauzer. 1999. GS-Watch, a look through the rear view mirror, Goldman Sachs International (mimeo).
- Al-Shanfari, H. 2003. Testing the arbitrage pricing theory in net oil exporting countries, European Applied Business Research Conference, Venecia, (ponencia).
- Ángeles Castro, G. 2010. La crisis económica de 2009: un análisis comparativo con la crisis financiera de 1994-1995, *Metapolítica*, 12(69): 58-66.
- Aportela, F., J.A. Ardavín y Y. Cruz. 2001. Comportamiento histórico de las tasas de interés reales en México, 1951-2001, Banco de México, Documento de investigación, núm. 2001-05.
- Banzal, R. y A. Yaron. 2004. Risks for the long run: a potential resolution of asset pricing puzzles, *Journal of Finance*, 59(4): 1481-1509.
- Bekaert, G., C. Erb, C. Harvey y T. Viskanta. 1996. The behaviour of emerging market returns, en E. Altman, R. Levich y J. Mei (comps.) *The Future of Emerging Capital Flows*, Boston: Kluwer Academic Publishers, 107173.
- Berg, A. y E. Borensztein. 2000. The pros and cons of full dollarization, IMF, IMF Working paper, núm. WP/00/50.
- Blanchard, O. 2004. Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil, Working Paper Series, núm. 10389, National Bureau of Economic Research.
- Bucio, C. y E. Ortiz. 2011. Factores macroeconómicos y riesgo sistemático en los mercados de capital del TLCAN, en M. del R. Martínez Preece, C. Zubieta y F. López (comps.), *Administración de riesgos*, vol. II., Universidad Autónoma Metropolitana, México, pp. 25-52.

- Campbell, J.Y. y J.H. Cochrane. 1999. By force of habit: a consumption-based explanation of aggregate stock market behavior, *Journal of Political Economy*, 107(2): 205-251.
- Cochrane, J. y M. Piazzesi. 2005. Bond risk premium, *American Economic Review*, 95(1): 138-160.
- De la Calle, L.F. 1991. Diversification of Macroeconomic Risk and International Integration of Capital Markets: The Case of Mexico, *The World Bank Economic Review*, 5(3): 415-436.
- Eichengreen, B. y A. Mody. 1998. What explains changing spreads on emerging-market debt: fundamental of market sentiment? Working Paper Series, núm. 6408, National Bureau of Economic Research.
- Erb, C.B., C. Harvey y T.E. Viskanta. 1996a. Political risk, economic risk and financial risk, *Financial Analysts Journal*, 52(6): 2846.
- . 1996b. Expected returns and volatility in 135 countries, *Journal of Portfolio Management*, 22(3): 46-58.
- Favero, C.A. y F. Giavazzi. 2004. Inflation targeting and debt: Lessons from Brazil, Working Paper Series, núm. 10390, National Bureau of Economic Research.
- Forbes, K.J. 2002. Are trade linkages important determinants of country vulnerability to crises? en S. Edwards y J.A. Frankel (comps.) *Preventing currency crises in emerging markets*, The University of Chicago Press: Chicago, pp. 77-130
- García, J.A. 2004. Riesgo-país: factores determinantes en el caso venezolano 1998-2000, Banco de Venezuela, Serie de documentos de trabajo, núm. 54.
- Godfrey, S. y R. Espinosa. 1996. A practical approach to calculating costs of equity for investments in emerging markets, *Journal of Applied Corporate Finance*, 9(3): 8089.
- Goh, J.C. y L.H. Ederington. 1999. Cross-sectional variation in the stock market reaction to bond rating changes, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 39(1): 101-112.
- Grossman S. y R. Shiller. 1981. The determinants of the variability of stock market prices, *American Economic Review*, 71(2): 222-227.
- Gurrola Ríos, C. y F. López Herrera. 2009. Spreads de la deuda privada y riesgo sistemático en México, *Contaduría y Administración*, 229: 59-84.
- Hansen, L. y K. Singleton. 1983. Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns, *Journal of Political Economy*, 91(2): 249-265.
- Harvey, C.R. 1991. The world price of covariance risk, *The Journal of Finance*, 46(1): 1111-1157.
- y G. Zhou. 1993. International asset pricing with alternative distributional specifications, *Journal of Empirical Finance*, 1: 107-131.
- Hordahl, P., O. Tristani y D. Vestin. 2006. A joint econometric model of macroeconomic and term-structure dynamics, *Journal of Econometrics*, 131(1-2): 405-444.
- Iranzo, S. 2008. Introducción al riesgo país. Banco de España, Eurosistema, Documentos ocasionales, núm. 0802.
- Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegrating vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3): 231-254.

- . 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 59: 1551-1580.
- . 1992. Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(2): 383-397.
- y K. Juselius. 1990. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to Money Demand, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2): 169-210.
- Lessard, D. 1996. Incorporating country risk in the evaluation of offshore projects, *Journal of Applied Corporate Finance*, 9(3): 5263.
- López Herrera, F. 2006. Riesgo sistemático en el mercado mexicano de capitales: un caso de segmentación parcial, *Contaduría y Administración*, 219: 85-113.
- y F.J. Vázquez-Téllez. 2002. Variables económicas y un modelo multifactorial para la Bolsa Mexicana de Valores: análisis empírico sobre una muestra de activos, *Revista Latinoamericana de Administración*, 29: 5-28.
- Lucas, R. 1978. Asset prices in an exchange economy, *Econometrica*, 46(6): 1429-1445.
- Mergner, S. 2005. Time-varying beta risk of Pan-European sectors: a comparison of alternative modeling techniques. Finance, AMB Generali Asset Managers, Cologne and Georg-August-University, Göttingen (mimeo).
- Merton, R.C. 1973. An intertemporal capital asset pricing model, *Econometrica*, 41(5): 867-888.
- Navarro, C. y R. Santillán. 2001. A test of the APT in the Mexican stock market, BALAS Conference, Universidad de San Diego, California (mimeo).
- Oks, D. y G. González. 2000. Determinantes del riesgo país en Argentina durante 1994-99 el rol de la liquidez sistemática, factores de contagio e incertidumbre política, *Anales de la AAEP año 2000* (mimeo).
- Özatay, F. 2005. Monetary policy challenges for Turkey in European union accession process, The Central Bank of the Republic of Turkey, Research Department Working Paper, núm. 05/11.
- , E. Özmen y G. Sahingbeyoglu. 2007. Emerging market sovereign spreads, global financial conditions and U.S. macroeconomic news, Middle East Technical University, ERC Working papers in economics, núm. 07/07.
- Rubinstein, M. 1976. The valuation of uncertain income streams and the pricing of options, *Bell Journal of Economics and Management Science*, 7(3): 407-425.
- Vázquez Sánchez, J. 2010. El comportamiento del precio de las acciones y recesión económica, EEUU y México, *Problemas del Desarrollo*, 41(160): 83-107.
- Zopounidis, C. y P. Pardalos. 1998. Managing in uncertainty. Theory and practice, *Papers from the 6th International Conference of the European Association of Management and Business Economics*, Kluwer Academic Publishers: Dordrecht.