

Premio por riesgo de liquidez en el mercado interbancario, para un grupo de economías emergentes

Jorge Gregoire C.

*Facultad de Economía y Negocios
Universidad de Chile
jgregoir@fen.uchile.cl*

Claudio Ortiz J.

*Facultad de Economía y Negocios
Universidad de Chile
claudio.ortiz@gmail.com*

Abstract

This article studies the behavior of liquidity premia with data from interbank deposits and swaps, for the period June 2006 to October 2009, thus including the financial crisis. For the USA market the liquidity premium presents a relatively low volatility and an average of 42 annual basis points. For a sample of emerging economies that includes Brazil, Russia, India, China and Chile the liquidity premium is highly volatile and averages in general above 100 basis points. Further the behavior of the liquidity premium is modeled with vector cointegration (Johansen, 1988) and the results indicate that for Brazil, Chile, India, Russia the liquidity premium, the local stock market and foreign exchange rate do cointegrate in a long run equilibrium, and the VECM shows that these endogenous variables are complementary in adjusting the short run deviations from equilibrium; for China is different given the local exchange rate system. These results are also coherent with a refuge hypothesis. For

the USA the results show cointegration for liquidity premium, S&P500, and VIX series.

Keywords: liquidity premium, interbank market, vector cointegration.

JEL Classification: G12, G21.

Resumen

Se estudia el comportamiento del premio por liquidez, con datos de depósitos a plazo bancarios y de *swap* interbancario, periodo junio 2006 a octubre 2009, que así incluye la crisis financiera. Para USA el premio por liquidez tiene baja volatilidad y una media en torno a 42 puntos bases anuales. Para una muestra de economías emergentes que incluye a Brasil, Rusia, India, China y Chile, los premios tienden a ser bastante volátiles y presentan medias en general sobre los 100 puntos bases. Posteriormente, mediante el método de cointegración de vectores (Johansen, 1988) se obtiene que para las economías emergentes bajo estudio el premio por liquidez, la Bolsa local y el tipo de cambio cointegran, en un equilibrio de largo plazo, y el VECM muestra asimismo que estas variables endógenas se complementan en el ajuste frente a desviaciones del equilibrio; para China es algo diferente reflejando su política de tipo de cambio. Estos resultados son además coherentes con una hipótesis de refugio. Para EE.UU. los resultados indican cointegración para las series de premio por liquidez, bolsa local y el VIX.

Palabras clave: Prima por liquidez, mercado interbancario, vectores cointegrados.

JEL Classification: G12, G21.

1. Introducción

El premio por riesgo de liquidez puede definirse como el castigo en el precio que exige el comprador al momento de adquirir un activo para compensar el riesgo que está asumiendo en el valor de reventa.

Esa dificultad se traduce en el menor precio que deberá forzosamente ofrecer en el mercado el revendedor para poder liquidarlo prontamente. El objetivo de esta investigación es abordar la medición de este premio y especialmente su comportamiento empírico para el mercado bancario de depósitos a un año para un grupo de economías emergentes, en un período muy relevante que incluye la crisis financiera internacional de 2007-2008. En el gran evento financiero mundial que explotó el año 2007, se observaron notables volatilidades y fenómenos de liquidez que pusieron en la discusión entre otras cosas el tema de los premios por riesgo de iliquidez. Esos fenómenos motivaron este trabajo de investigación que está focalizado en el mercado de depósitos bancarios a un año plazo, para un grupo de mercados emergentes que incluyen Chile, Brasil, China, Rusia y como comparación EE.UU. como un mercado altamente desarrollado.

2. Revisión de la literatura

Según la teoría de los premios por liquidez, un activo es líquido si puede convertirse en efectivo rápidamente sin perder apenas valor. Esta ventaja de algunos activos los hace más valiosos *ceteris paribus* respecto de uno que no goce de esta característica, por ende, el mercado le asigna mayor valor. Keynes (1930) plantea el concepto de *backwardation normal*, que existe una tendencia natural de los precios *forward* a subir a medida que se acerca el vencimiento del contrato. En síntesis, las contrapartes exigen un *delta* mayor por correr un riesgo más prolongado. Hicks (1939) aplica esta teoría a las tasas de interés. Tobin (1958) en su artículo seminal enfatiza asimismo la preferencia por la liquidez como una actitud frente al riesgo, dando nacimiento a la teoría de las carteras de inversión.

Desde el punto de vista de los *market makers* el riesgo de selección adversa que enfrentan en sus transacciones con agentes con información superior. Estos modelos se encuentran en Glosten y

Milgrom (1985), Amihud y Mendelson (1986), Grossmann y Miller (1988), Vayanos y Vila (1999) para mercados de renta variable; Amihud y Mendelson (1991), Kempf y Uhrig-Homburg (2000) para mercados de renta fija. Más recientemente Longstaff (2004) encuentra que el premio por liquidez en bonos del Tesoro norteamericano respecto de otros bonos con garantía gubernamental aproximadamente entre 10 y 16 puntos base en promedio, y que está en directa relación con un indicador de confianza del mercado, como también flujos de inversión en acciones e intermediación financiera y al programa de recompra de bonos del Tesoro que implementó la Reserva Federal a partir del 2000. En un trabajo relacionado Holmström y Tirole (1996) analizan el rol del sector público en la provisión de liquidez en el mercado financiero.

El presente trabajo emplea un enfoque empírico de la liquidez, teniendo en cuenta que su medición se “ensucia” por efectos de las expectativas de tasa de interés futuras y por el premio por riesgo de crédito. Este último consiste en el castigo que se le asigna al precio por el riesgo que genera la contraparte del contrato. Al momento de calcular el premio por liquidez puede confundirse con este efecto, por lo mismo en el presente trabajo la metodología utilizada permite separarlos, mediante la utilización de contratos *swap* de tasas de interés basado en Grinblatt (1995) y más recientemente Michaud y Upper (2008), y Sengupta y Man (2008) quienes utilizan el *spread Libor-OIS (overnight indexed swap)* para la reciente crisis de liquidez. Nuestro objetivo es extraer nítidamente el premio por liquidez implícito en los precios de mercado de acuerdo al método citado, que considera el *spread* depósitos-*swap*.

En primer lugar consideremos que desde el punto de vista del captador de depósitos a plazo se debe incentivar al inversionista para que decida invertir en el depósito, ofreciéndole una tasa de interés tal que la haga incurrir en el riesgo de no tener el capital disponible durante el periodo. Mientras mayor sea el plazo de la inversión mayor deberá ser la tasa que debo pagar al agente para incentivarlo. Ese *delta* en la tasa es el premio por liquidez. Por otra

parte, los *swaps* de tasas de interés son contratos que establecen intercambios periódicos de tasa de interés fija contra tasa de interés variable. Los *swaps* consisten en un contrato sobre un monto nocional, pero no hay traspaso de capital en ningún momento del transcurso del contrato, ni antes ni después (esta característica es importante para este trabajo). En un *swap* las partes acuerdan pagar tasa de interés fija y recibir tasa variable, o viceversa, solo se compensa periódicamente por diferencial de intereses, y es tan marginal el diferencial de intereses esperado respecto del capital nocional, que el mercado transa este producto como si el premio por liquidez fuese cero. Por ende, en este producto para efectos de *pricing* de mercado no hay compromiso de liquidez.

Se debe además controlar por expectativas de tasa de interés en el futuro. La raíz del problema es el siguiente: al momento de invertir en un depósito a plazo a tasa fija, el agente queda “de manos atadas” con esa tasa que pactó durante todo el periodo de la inversión. En el caso que las tasas de mercado suban, el inversionista quedaría en una posición desfavorable, porque si hubiese esperado podría haber invertido a una tasa de interés mayor; en términos relativos deja de ganar una mayor rentabilidad. La forma de no correr riesgo de aumentos inesperados de la tasa de mercado es invertir al menor plazo posible: un día, y hacer *roll over* de la inversión. La metodología utilizada en este trabajo precisamente reconoce que los *swaps* incorporan las expectativas de tasa en el *pricing*. El hecho de ser intercambio de tasa fija contra variable provoca por definición que la determinación de la tasa fija por el mercado tenga incorporada las expectativas de evolución de la tasa variable. La característica *forward looking* del *swap* nos permite desprender limpio de expectativas de cambios de tasa el premio por liquidez del *spread* depósito-*swap*. Esto, porque en el *pricing* del *swap*, al igual que en el depósito, está incluido el efecto de expectativas de tasa de interés.

Finalmente debemos controlar por riesgo de crédito. Analicemos qué sucede si tomamos un depósito a plazo y un *swap*

de similares características, esto es igual monto, plazo de vencimiento y como ya señalamos anteriormente, idénticas expectativas de tasa de interés. A pesar de esto existe otra característica que los diferencia, porque además de riesgo de liquidez la tasa de interés implícitamente contiene los precios de riesgo de crédito de la contraparte. Para controlar este problema, nuestra metodología tiene base en Grinblatt (1995) que observa el diferencial entre *swaps* y bonos corporativos de largo plazo (cinco a diez años), asimismo en estudios más recientes para el sector bancario como en Michaud y Upper (2008), y Sengupta y Tam (2008). En el mercado de *swaps* los actores con mayor poder de mercado son los bancos nacionales y extranjeros, y por ende las tasas que observamos en los *swaps* de mercado son arbitradas por el mercado interbancario. Por deducción, el riesgo de crédito implícito en los precios de mercado de los *swaps* es el riesgo interbancario. El mismo riesgo de crédito que se deduce de la tasa de depósitos a plazo bancarios. Entonces si usamos estos dos instrumentos, al ser los dos influenciados por la misma calidad crediticia el *spread* no se sesga por riesgo de crédito. El premio por liquidez que derivamos está “limpio” de este efecto. Finalmente entonces, la estimación nítida del premio por liquidez de acuerdo con los argumentos anteriores:

$$\text{Tasa depósito} = \text{premio por liquidez} + \text{tasa swap}$$

$$\text{Premio por liquidez} = \text{tasa depósito} - \text{tasa swap}$$

En este trabajo nos enfocamos en el componente de expectativa que posee el premio por liquidez, debido a su naturaleza *forward looking* respecto del futuro del mercado; esto cobró gran importancia con la profundización de la crisis *subprime* en Estados Unidos y el rápido contagio al mundo entero. Bajo esta perspectiva, el comportamiento del premio por liquidez (PL) es una interrogante para efectos de análisis. Bajo una hipótesis de refugio, se tiene que bajo el deterioro

de expectativas económicas aumenta PL porque es mayor la oferta de activos de mediano y largo plazo, sean de renta variable (acciones) o renta fija (depósitos a plazo), y se traslada a una mayor demanda de activos de muy corto plazo, líquidos y seguros. Este fenómeno es síntoma de la desconfianza que tienen los inversionistas en la capacidad de sobrellevar las crisis financieras de todos los activos disponibles en el mercado, análogamente para una mejora de expectativas económicas. Esto es en esencia la hipótesis de *flight to liquidity*, fenómeno empírico observado en la crisis rusa y luego, de manera específica Longstaff (2004), observa que el premio por riesgo de liquidez parece aumentar cuando la confianza de los consumidores es baja, y cuando el dinero se escapa desde los fondos patrimoniales y fluye hacia los fondos *money market*. Asimismo Kamara (1994) observa que el premio por liquidez parece aumentar cuando la volatilidad de la tasa de interés es alta. En la práctica sin embargo, en particular en economías desarrolladas, es difícil separar este efecto de lo que se conoce como *flight to quality* en que los inversionistas en periodos de alta turbulencia y aversión al riesgo liquidan posiciones en renta variable sustituyendo por renta fija de alta calidad crediticia. Al respecto podemos referirnos a Duffee (1999), Longstaff, (2004), Vayanos (2004), Beber, Brandt y Kavajecz (2009).

Otro factor que puede ejercer un impacto sobre el premio es la actividad del Banco Central o de Reserva del país, así podemos mencionar especialmente lo sucedido en la crisis *subprime* en EE.UU. donde el FED realizó numerosas inyecciones de liquidez al sistema y rescate de empresas financieras, como se reporta en Brunnermeier (2009). Cabe señalar entonces que bajo alta volatilidad y deterioro de expectativas económicas bien podría disminuir PL en el mercado de depósitos bancarios si los inversionistas liquidan posiciones en activos de renta variables, pero además de colocarlos en activos de muy corto plazo líquidos y seguros, también los colocan en renta fija (depósitos a plazo) presionando esas tasas a la baja, confiando en la capacidad de estos

activos de ser un buen refugio de turbulencias financieras, principalmente porque el mercado financiero que los emite es más desarrollado y da confianza a los agentes de poder amainar de buena manera una crisis, análogamente también para una mejora de expectativas.

3. Metodología y datos

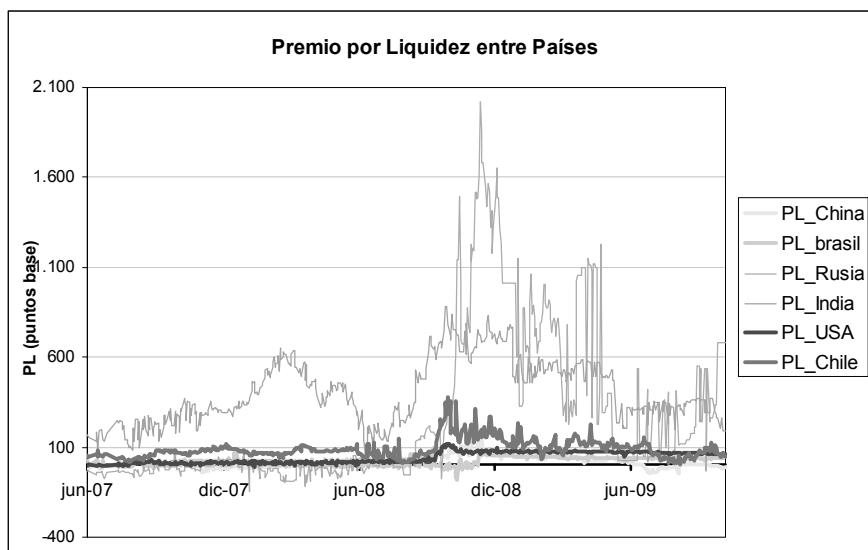
En nuestro trabajo nos enfocamos en el *spread* de un año de depósitos bancarios. Para Chile, Brasil, India, Rusia y China tenemos series de tiempo con datos de depósitos a plazo bancarios a un año plazo en las monedas de origen, y le restamos la serie de tiempo de *swaps* a un año. Para EE.UU. tenemos una serie de tiempo con la tasa Libor de 12 meses y le restamos la tasa *swap* en dólares a un año plazo. Del diferencial de precios de estos instrumentos para cada país se desprenden los premios por liquidez, sin verse influenciado por otros efectos que fueron aislados. Se concentró el enfoque en el plazo de un año, porque es un plazo lo suficientemente largo como para que se eliminen las distorsiones de la liquidez de corto plazo y porque contamos con observaciones diarias de esos dos plazos en ambos instrumentos: tasa de mercado de depósitos bancarios a un año plazo y las tasas *swap* fija a un año.

Para la tasa de depósitos a plazo bancarios chilenos a un año se usó un promedio ponderado por volumen de las tasas diarias del remate electrónico de la Bolsa de Comercio de Santiago, de depósitos a plazo de 340 a 380 días, en pesos, de bancos con riesgo de crédito N2 en al menos dos instituciones calificadoras. Luego se multiplicaron linealmente por doce para equiparar la convención con las tasas *swap*. Para EE.UU. se recogió la serie de tiempo de la Libor de doce meses y la del *swap* interbancario en dólares a un año plazo. Para Brasil, Rusia, India y China se usaron datos comparables extraídos de la base de datos Bloomberg.

Los *swaps* son contratos de intercambio de tasa fija contra variable sobre un monto notional. Para la serie de *swap* chileno

usamos el *swap* promedio Cámara a un año plazo, que se compensa contra el índice diario ICP de la Asociación de Bancos e Instituciones Financieras. Ese índice se calcula de acuerdo con el promedio diario de transacciones de la cámara interbancaria. La tasa es *bullet* cero cupón al igual que el depósito a plazo. La serie de tasa fija *swap* norteamericana se compensa con la Libor de tres meses, se usó información de mercado de transacciones informadas en Bloomberg, al igual que para Brasil, Rusia, India y China. Todas las tasas están en base simple 360 días, y el periodo de la muestra comprende desde el catorce de junio de 2007 al diecinueve de octubre de 2009, 598 observaciones diarias. Del diferencial entre la tasa del depósito con la del *swap* a un año plazo se desprende el resultado resumido en el gráfico 1 por país. Tiene reflejado el premio por liquidez de observaciones diarias entre junio de 2007 y octubre de 2009.

Gráfico 1



Observamos que el premio en EE.UU. tiende a ser bastante estable en torno a una media de 42 puntos base anuales. En contraste con el premio chileno que tiende a ser más volátil, siendo en promedio para el total de la muestra de 92 p.b. Es interesante remarcar que durante prácticamente toda la muestra antes del estallido de la crisis *subprime* (septiembre 2008) el rango del premio chileno se situó entre 20 a 120 p.b, con una mediana de 64 p.b, reflejando que la media de 92 p.b. responde a un evento particular que “infló” este resultado. Situación que se repite en la serie del premio norteamericano, estando en el principio de la muestra de manera constante bajo 40 p.b, para luego de la crisis mantenerse de modo permanente por sobre 60 p.b. En el último periodo a partir de septiembre 2008 los dos premios se dispararon a niveles históricos superando todos los registros anteriores, hasta llegar a los 383 p.b. en Chile y 118 p.b. en USA en el periodo más álgido de la crisis de liquidez que vivió la banca luego del contagio producto de la crisis *subprime*.

Para las restantes economías emergentes se observa que el premio por liquidez (PL) en Brasil presenta un comportamiento estable, en torno a una media de 23 p.b. y un máximo de 96 p.b. En el caso de Rusia presenta una alta volatilidad, con media de 265 p.b. y un máximo de 2.020 p.b. Para India al igual que el premio por liquidez ruso presenta asimismo una alta volatilidad, con un promedio de 408 p.b. incluso más alto que el caso ruso, pero con un máximo de 883 p.b. Finalmente, para China el mercado se caracteriza por ser en extremo cerrado, con importantes barreras a los flujos de capitales e incluso tipo de cambio fijo dentro de una pequeña banda de flotación. Por esta razón es difícil sacar conclusiones para PL, observando sin embargo que la media es 22 p.b. y un máximo de 155 p.b.

Un objetivo central de este trabajo es analizar de manera empírica los posibles factores que afectan el comportamiento del premio por liquidez, en particular la posible existencia de ciertas relaciones de equilibrio de largo plazo entre los premios por liquidez, en este caso del mercado interbancario de depósitos a un

año, y otras variables del mercado financiero, estudiando la dinámica de ajuste en el corto plazo frente al impacto de shocks no anticipados por los agentes, y la restauración del equilibrio. Para estos efectos se aplica el método de cointegración de vectores (Johansen, 1988). En específico, el estudio empírico está referido a los mercados interbancarios de Chile, EE.UU., Brasil, Rusia, India y China, vale decir, un grupo de economías emergentes y se incluye además EE.UU. como un punto de referencia de país desarrollado. Utilizando el método de cointegración de vectores de Johansen (1988), para series de premio por liquidez que se obtuvieron según se indicó en la sección anterior, y variables financieras como índices accionarios, tasas de renta fija y derivados financieros que han sido seleccionadas sobre bases tanto teóricas como empíricas que fueron discutidas en la sección anterior.

Para los mercados emergentes (Chile y BRIC) especificamos un mismo modelo, consistente en un sistema de ecuaciones con tres variables endógenas *PL_local*, *Bolsa_local*, *Moneda_local*, respectivamente el premio por liquidez mercado bancario, índice accionario, y tipo de cambio respecto del dólar norteamericano, y controlando por tres variables exógenas del mercado norteamericano considerado líder a nivel mundial y que influye de manera cuantiosa en el comportamiento del mercado local debido a la creciente integración de los mercados financieros. Pero que esta influencia no es recíproca, es decir, se asume el supuesto de que el mercado emergente no tiene influencia sobre el norteamericano. Las variables exógenas son: índice accionario mundial MSCI (MSCI), papel soberano de Estados Unidos a diez años plazo (GT10), e índice de volatilidad valor de opciones sobre acciones del *Standard & Poors* (VIX). El denominador común de estas variables es que están influenciadas por el riesgo de la economía norteamericana y mundial, que a su vez, son *drivers* importantes de las economías emergentes. Por ende, en el mediano y largo plazo esta teoría implica que debiesen estar muy correlacionadas con las variables locales.

Para EE.UU., la economía desarrollada, consideramos un sistema de ecuaciones con tres variables endógenas PL_USA, Bolsa_USA, índice de volatilidad VIX, controlando por dos variables exógenas: índice accionario global MSCI (MSCI), GT10. Las variables exógenas del modelo tienen las siguientes características. Primero, provienen de un mercado más profundo por lo tanto la nueva información disponible se refleja con mayor rapidez en el precio. Segundo, son variables que el mercado considera como reflejo de expectativas de riesgo de la economía de manera universal. Es importante destacar que consideramos GT10 como variable exógena debido a la característica universal que tiene de activo libre de riesgo de la economía mundial, no solo de la norteamericana. Más su reconocida liquidez y capacidad de ser aceptada como colateral mundialmente.

La metodología consiste en estimar un sistema de ecuaciones para cada mercado bajo estudio, y si se cumple que las variables endógenas cointegran, lo que puede probarse con el método de Johansen (1988), obtenemos el número de vectores de cointegración y las relaciones de largo plazo de las variables. Luego se estima el modelo de corrección de errores (VECM) para estimar los parámetros de corrección (*feedback*) que muestran cuánto del desequilibrio se corrige en el corto plazo. El periodo estudiado comprende desde el catorce de junio de 2007 al diecinueve de octubre de 2009 inclusive con datos diarios, eliminando los días en que no se registraran datos en todos los países. La muestra comprende 598 datos, y se hizo una transformación monotónica de las series a logaritmo natural para que fueran comparables en orden de magnitud. Es importante recalcar que se hicieron transformaciones de base para las series de PL de cada país para que no hubiera datos negativos en los logaritmos y así poder calcular la función.

Las variables endógenas del modelo de países emergentes son: PL_Local, Moneda_Local, Bolsa_Local. Las exógenas: MSCI, VIX, GT10. Para el modelo norteamericano las variables endógenas son: PL_USA, Bolsa_Local (SPX), VIX. Las exógenas: MSCI,

GT10. Estas variables son los logaritmos naturales de las series originales. Usamos el método de Johansen (1988) para probar cointegración multivariada para cada mercado. Se indica a continuación la especificación del modelo para mercados emergentes; se emplearon cinco rezagos.

$$PL_Local_t = [A_1 \quad \dots \quad A_p] \cdot \begin{bmatrix} PL_Local_{t-1} \\ \dots \\ PL_Local_{t-p} \end{bmatrix} + [B_1 \quad \dots \quad B_p] \cdot \begin{bmatrix} MSCI_t \\ VIX_t \\ GT10_t \end{bmatrix} + E_t$$

$$Bolsa_Local_t = [{}^iA_1 \quad \dots \quad {}^iA_p] \cdot \begin{bmatrix} Bolsa_Local_{t-1} \\ \dots \\ Bolsa_Local_{t-p} \end{bmatrix} + [{}^iB_1 \quad \dots \quad {}^iB_p] \cdot \begin{bmatrix} MSCI_t \\ VIX_t \\ GT10_t \end{bmatrix} + {}^iE_t$$

$$Moneda_Local_t = [{}^{ii}A_1 \quad \dots \quad {}^{ii}A_p] \cdot \begin{bmatrix} Moneda_Local_{t-1} \\ \dots \\ Moneda_Local_{t-p} \end{bmatrix} + [{}^{ii}B_1 \quad \dots \quad {}^{ii}B_p] \cdot \begin{bmatrix} MSCI_t \\ VIX_t \\ GT10_t \end{bmatrix} + {}^{ii}E_t$$

Donde $t = 5$, $p = 3$, A, B son los coeficientes a estimar. Para el modelo norteamericano se reemplaza VIX en lugar de Moneda_Local, y se elimina VIX del lugar de variable exógena. El valor de “ p ” baja de $p=3$ a $p=2$. Continuando con el álgebra del modelo para mercados emergentes, el sistema se redenomina en diferencias (para el modelo norteamericano se hace la misma transformación anterior),

$$\Delta PL_Local_t = \Pi \cdot PL_Local_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \cdot \Delta PL_Local_{t-j} + [B_1 \quad \dots \quad B_p] \cdot \begin{bmatrix} MSCI_t \\ VIX_t \\ GT10_t \end{bmatrix} + E_t$$

$$\Delta Bolsa_Local_t = \Pi \cdot Bolsa_Local_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \cdot \Delta Bolsa_Local_{t-j} + [{}^iB_1 \quad \dots \quad {}^iB_p] \cdot \begin{bmatrix} MSCI_t \\ VIX_t \\ GT10_t \end{bmatrix} + {}^iE_t$$

$$\Delta Moneda_Local_t = \Pi \cdot Monea_Local_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \cdot \Delta Moneda_Local_{t-j} + \begin{bmatrix} B_1 & \dots & B_p \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} MSCI_t \\ VIX_t \\ GT10_t \end{bmatrix} + E_t$$

donde,

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

Π es de rango r tal que $\Pi = \alpha\beta'$. El número de relaciones de cointegración significativas es igual a r . α son los parámetros de ajuste y cada columna de β es un vector de cointegración.

El método de Johansen estima la matriz Π de un VAR sin restricciones, y prueba el máximo valor r significativo del rango de la matriz.

4. Resultados econométricos y discusión

Como primer paso se determina el orden de integración de todas las series, y el resultado según *test* de Dickey-Fuller (ADF) con intercepto y con tendencia, fue que todas las variables del modelo son I(1). Vale decir, que en primeras diferencias (con el mismo modelo) no tienen raíz unitaria, esto es son estacionarias, al 99% de significancia estadística. En consecuencia, el paso siguiente consiste en verificar si las series cointegran. Los resultados de aplicar el método indican en primer lugar, tanto con la prueba de la traza como *eigenvalue* máximo, la existencia de dos ecuaciones de cointegración con un nivel de significancia estadística del 95% en cada caso para Brasil, Chile, India, Rusia, y para los mercados de China y EE.UU. se detecta una ecuación de cointegración también con 95% de confianza, según se observa en los anexos 1, 2, 3, 4, 5, 6, respectivamente. Esto significa que las series de variables endógenas cointegran de forma efectiva en cada país considerado, en una relación de equilibrio de largo plazo.

Como paso final, a partir de los modelos de largo plazo (vectores de cointegración significativos) que encontramos para cada país en la etapa anterior, se estima un modelo multivariado de corrección de errores (VECM), para modelar las relaciones de corto plazo de las variables y sus rezagos. El VECM queda determinado para EE.UU. por variables endógenas PL_USA, Bolsa_Local (SPX) y VIX; variables exógenas MSCI, GT10. De acuerdo con el raciocinio económico el mercado norteamericano no se ve influenciado por los mercados emergentes, pero sí a la inversa, por eso la distinción entre variables endógenas y exógenas. Para economías emergentes, son variables endógenas PL_Local, Bolsa_Local, Moneda_Local además de sus rezagos; variables exógenas MSCI, VIX, GT10.

El resultado de la optimización del modelo puede resumirse en los cuadros siguientes 1 al 6 que presentan los parámetros *feedback* del mismo. Nos concentramos en los signos de los coeficientes de corrección de corto plazo para las variables endógenas, explicando cuánto del desajuste de corto plazo respecto del valor de largo plazo se corrige de una observación a la otra. En cada caso se indica para cada país analizado ya sean una o dos relaciones de cointegración significativas, según fue la validación por *eigenvalues* o *test* de la traza en la primera etapa.

Para EE.UU. en la única ecuación de cointegración, los coeficientes de corrección de las variables endógenas son todos significativos, indicando que estas variables contribuyen de manera significativa a restablecer el equilibrio, frente a un *shock* inesperado que desvía del equilibrio de largo plazo. PL_USA se corrige en 1,5% en la primera semana. Para Bolsa_Local (índice accionario SPX) la corrección de corto plazo es -1,40%, y VIX se corrige en 4,4% respecto de su valor de largo plazo.

Para Chile, según la primera ecuación de cointegración, el premio por liquidez y la Bolsa llevan el peso del ajuste de corto plazo, sus coeficientes de corrección de error son significativamente diferentes de cero en términos estadísticos; no así el coeficiente del

tipo de cambio que no es significativo. PL_Chile se ajusta 9,8% respecto del nivel promedio de largo plazo en los siguientes cinco días hábiles de *trading*. El resultado indica además que si el tipo de cambio se desvía de forma transitoria producto de un *shock*, el ajuste hacia la relación de largo plazo lo realizan el premio por liquidez y la Bolsa accionaria. En la segunda ecuación de cointegración el coeficiente de premio por liquidez no es significativo, pero el ajuste de corto plazo de Bolsa_Local chilena (índice accionario IPSA) hacia su nivel de largo plazo es significativo como también la variable Moneda_Local (peso chileno). En resumen, ante *shocks* que desvían al tipo de cambio de su relación de largo plazo con las otras dos variables endógenas, el peso de los ajustes lo lleva la Bolsa local y el premio por liquidez, o bien ante una desviación del premio por liquidez de su equilibrio de largo plazo, la bolsa y el tipo de cambio son los que corrigen las desviaciones para volver a dicho equilibrio de largo plazo.

Para Brasil, en la primera ecuación de cointegración son significativos estadísticamente los coeficientes de corrección de error del premio por liquidez (PL) y el tipo de cambio, y en la segunda ecuación de cointegración los coeficientes de las tres variables endógenas. Cabe destacar que se detecta que estos coeficientes presentan signos opuestos comparando las dos ecuaciones de cointegración.

Para India, la primera ecuación de cointegración muestra que tanto el premio por liquidez como la Bolsa_Local tienen coeficientes de corrección de error significativos, no así el tipo de cambio. En la segunda ecuación de cointegración las tres variables endógenas presentan coeficientes de corrección de error significativos. En resumen, estas variables endógenas se complementan para restaurar la relación de equilibrio de largo plazo frente a un *shock* inesperado en alguna de ellas.

Para Rusia, la primera ecuación de cointegración indica que ante un *shock* inesperado que aleja del equilibrio de largo plazo, las tres variables endógenas contribuyen a volver al equilibrio, siendo

sus coeficientes de corrección de error todos significativos. Sin embargo la segunda ecuación muestra que solo el premio por liquidez y el tipo de cambio son las variables significativas que llevan el peso de la restauración hacia la relación de largo plazo de las tres variables endógenas.

Para China, vemos que las tres variables endógenas cointegran en un equilibrio de largo plazo, pero solo se obtiene una ecuación de cointegración; se observa que tanto *PL_Local* como *Bolsa_Local* presentan coeficientes de corrección de error significativos y diferentes de cero desde el punto de vista estadístico, y por el contrario el coeficiente respectivo del tipo de cambio (*Moneda_Local*) no es diferente de cero, evidenciando probablemente que el mercado cambiario intervenido por la autoridad monetaria china no deja flotar con libertad la moneda local. El peso del ajuste ante *shocks* inesperados que alejan del equilibrio de largo plazo lo llevan el premio por liquidez y la Bolsa accionaria.

Cuadro 1
VECM para EE.UU.

Vector Error Correction Estimates Date: 08/04/10 Time: 20:22 Sample (adjusted): 7 598 Included observations: 592 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []			
Cointegrating Eq:	CointEq1		
PL_USA(-1)	1.000000		
BOLSA_USA(-1)	39.86243 (1.89287) [21.0593]		
VIX(-1)	-3.657804 (0.26395) [-13.8582]		
C	-361.5343		
Error Correction:	D(PL_USA)	D(BOLSA_USA)	D(VIX)
CointEq1	0.014842 (0.00341) [4.35704]	-0.013553 (0.00066) [-20.4183]	0.043986 (0.00273) [16.0836]

Cuadro 2
VECM para Chile

Vector Error Correction Estimates Date: 04/06/10 Time: 16:26 Sample (adjusted): 7 598 Included observations: 592 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []			
Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2	
PL_CHILE(-1)	1.000000	0.000000	
PESO(-1)	0.000000	1.000000	
BOLSA_CHILE(-1)	-2.045860 (0.91052) [-2.24690]	-1.278195 (0.20919) [-6.11013]	
C	11.45235	3.909606	
Error Correction:	D(PL_CHILE)	D(PESO)	D(BOLSA_CHILE)
CointEq1	-0.097851 (0.02694) [-3.63283]	0.001388 (0.00150) [0.92613]	0.005021 (0.00245) [2.04754]
CointEq2	0.105786 (0.08798) [1.20244]	-0.021878 (0.00489) [-4.46958]	0.040932 (0.00801) [5.11055]

Cuadro 3
VECM para Brasil

Vector Error Correction Estimates			
Date: 04/06/10 Time: 16:31			
Sample (adjusted): 7 598			
Included observations: 592 after adjustments			
Standard errors in () & t-statistics in []			
Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2	
PL_BRASIL(-1)	1.000000	0.000000	
REAL(-1)	0.000000	1.000000	
BOLSA_BRASIL(-1)	-2.500991 (0.35909) [-6.96490]	-2.246651 (0.35082) [-6.40398]	
C	22.13876	23.79009	
Error Correction:	D(PL_BRASIL)	D(REAL)	D(BOLSA_BRASIL)
CointEq1	-0.271389 (0.06013) [-4.51312]	0.021772 (0.00808) [2.69534]	-0.003492 (0.01340) [-0.26061]
CointEq2	0.245436 (0.05618) [4.36844]	-0.032335 (0.00755) [-4.28439]	0.037748 (0.01252) [3.01556]

Cuadro 4
VECM de India

Vector Error Correction Estimates Date: 05/17/10 Time: 17:55 Sample (adjusted): 7 598 Included observations: 592 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []			
Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2	
PL_INDIA(-1)	1.000000	0.000000	
RUPIA(-1)	0.000000	1.000000	
BOLSA_INDIA(-1)	-2.605548 (0.54300) [-4.79846]	-0.329701 (0.08326) [-3.96007]	
C	18.88204	-0.646214	
Error Correction:	D(PL_INDIA)	D(RUPIA)	D(BOLSA_INDIA)
CointEq1	-0.062801 (0.02203) [-2.85076]	0.000748 (0.00077) [0.96760]	0.007713 (0.00349) [2.21029]
CointEq2	0.339147 (0.16351) [2.07422]	-0.020217 (0.00574) [-3.52364]	0.067709 (0.02590) [2.61437]

Cuadro 5
VECM para Rusia

Vector Error Correction Estimates Date: 05/17/10 Time: 17:29 Sample (adjusted): 7 598 Included observations: 592 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []			
Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2	
PL_RUSIA(-1)	1.000000	0.000000	
RUBLO(-1)	0.000000	1.000000	
BOLSA_RUSA(-1)	-9.139038 (1.37942) [-6.62529]	1.790693 (0.20475) [8.74577]	
C	-19.92694 (12.1438) [-1.64091]	-5.105666 (1.80253) [-2.83250]	
Error Correction:	D(PL_RUSIA)	D(RUBLO)	D(BOLSA_RUSA)
CointEq1	-0.064451 (0.02425) [-2.65731]	-0.002416 (0.00065) [-3.73482]	0.007817 (0.00304) [2.57171]
CointEq2	-0.415395 (0.16348) [-2.54100]	-0.015084 (0.00436) [-3.46000]	0.002200 (0.02049) [0.10739]

Cuadro 6
VECM para China

Vector Error Correction Estimates Date: 05/17/10 Time: 17:58 Sample (adjusted): 7 598 Included observations: 592 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []			
Cointegrating Eq:	CointEq1		
PL_CHINA(-1)	1.000000		
YUAN(-1)	-11.11828 (2.21109) [-5.02842]		
BOLSA_CHINA(-1)	1.821456 (0.26376) [6.90566]		
C	2.156810		
Error Correction:	D(PL_CHINA)	D(YUAN)	D(BOLSA_CHINA)
CointEq1	-0.050616 (0.01670) [-3.03175]	9.16E-05 (0.00024) [0.37508]	-0.022822 (0.00526) [-4.33919]

5. Conclusiones

El principal resultado empírico es que se ha encontrado que los vectores de premio por liquidez en el mercado interbancario de depósitos a un año, y otras variables financieras y cambiarias endógenas efectivamente cointegran, indicando una relación de equilibrio de largo plazo. En especial los resultados del VECM detectan de forma apropiada cómo contribuyen estas variables a restablecer las desviaciones en el corto plazo. En general, para las economías emergentes y para EE.UU. se aprecia en el análisis de los errores de corrección del modelo en su conjunto, una dinámica de ajuste en que se complementan las variables premio por liquidez, índice local accionario y el tipo de cambio; solo en el caso de China se encuentra una diferencia reflejando su política de tipo de cambio más restrictiva, de manera que el peso del ajuste y restauración al equilibrio de largo plazo recae en el premio por liquidez y la bolsa local. Los resultados son coherentes con un comportamiento de los inversionistas a buscar refugio en las crisis financieras como la del período bajo estudio, en activos más líquidos y seguros, como el dólar norteamericano por ejemplo en las economías emergentes. Son consistentes además con Longstaff (2004) y Kamara (1994).

Anexo 1*Test de la traza y eigenvalue máximo, Brasil*

Date: 04/06/10 Time: 16:29

Sample (adjusted): 7 598

Included observations: 592 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: PL_BRASIL REAL

BOLSA_BRASIL

Exogenous series: MSCI VIX GT10

Warning: Critical values assume no exogenous series

Lags interval (in first differences): 1 to 5

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.102824	102.8692	29.79707	0.0000
At most 1 *	0.048206	38.63525	15.49471	0.0000
At most 2 *	0.015730	9.386335	3.841466	0.0022

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.102824	64.23396	21.13162	0.0000
At most 1 *	0.048206	29.24892	14.26460	0.0001
At most 2 *	0.015730	9.386335	3.841466	0.0022

Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Anexo 2

Test de la traza y eigenvalue máximo, Chile

Date: 04/06/10 Time: 16:25 Sample (adjusted): 7 598 Included observations: 592 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend Series: PL_CHILE PESO BOLSA_CHILE Exogenous series: MSCI VIX GT10 Warning: Critical values assume no exogenous series Lags interval (in first differences): 1 to 5				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.088819	80.51024	29.79707	0.0000
At most 1 *	0.029441	25.44605	15.49471	0.0012
At most 2 *	0.013015	7.755390	3.841466	0.0054
Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.088819	55.06419	21.13162	0.0000
At most 1 *	0.029441	17.69066	14.26460	0.0138
At most 2 *	0.013015	7.755390	3.841466	0.0054
Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Anexo 3*Test de la traza y eigenvalue máximo, India*

Date: 05/17/10 Time: 17:53 Sample (adjusted): 7 598 Included observations: 592 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend Series: PL_INDIA RUPIA BOLSA_INDIA Exogenous series: MSCI VIX GT10 Warning: Critical values assume no exogenous series Lags interval (in first differences): 1 to 5				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.056739	60.65265	29.79707	0.0000
At most 1 *	0.026927	26.07248	15.49471	0.0009
At most 2 *	0.016605	9.912850	3.841466	0.0016
Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.056739	34.58017	21.13162	0.0004
At most 1 *	0.026927	16.15963	14.26460	0.0248
At most 2 *	0.016605	9.912850	3.841466	0.0016
Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Anexo 4

Test de la traza y eigenvalue máximo, Rusia

Date: 04/06/10 Time: 16:36 Sample (adjusted): 7 598 Included observations: 592 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend Series: PL_RUSIA RUBLO BOLSA_RUSA Exogenous series: MSCI VIX GT10 Warning: Critical values assume no exogenous series Lags interval (in first differences): 1 to 5				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.104072	91.16936	29.79707	0.0000
At most 1 *	0.032160	26.11120	15.49471	0.0009
At most 2 *	0.011353	6.759624	3.841466	0.0093
Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.104072	65.05816	21.13162	0.0000
At most 1 *	0.032160	19.35158	14.26460	0.0072
At most 2 *	0.011353	6.759624	3.841466	0.0093
Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Anexo 5*Test de la traza y eigenvalue máximo, China*

Date: 05/17/10 Time: 17:57				
Sample (adjusted): 7 598				
Included observations: 592 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: PL_CHINA YUAN BOLSA_CHINA				
Exogenous series: MSCI VIX GT10				
Warning: Critical values assume no exogenous series				
Lags interval (in first differences): 1 to 5				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.045218	44.92902	29.79707	0.0005
At most 1 *	0.022375	17.53582	15.49471	0.0243
At most 2 *	0.006968	4.139565	3.841466	0.0419
Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.045218	27.39320	21.13162	0.0058
At most 1	0.022375	13.39625	14.26460	0.0682
At most 2 *	0.006968	4.139565	3.841466	0.0419
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Anexo 6

Test de la traza y eigenvalue máximo, EE.UU.

Date: 08/04/10 Time: 20:19 Sample (adjusted): 7 598 Included observations: 592 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend Series: PL_USA BOLSA_USA VIX Exogenous series: GT10 MSCI Warning: Critical values assume no exogenous series Lags interval (in first differences): 1 to 5				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.428985	349.5727	29.79707	0.0001
At most 1 *	0.020047	17.85189	15.49471	0.0217
At most 2 *	0.009856	5.863421	3.841466	0.0155
Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.428985	331.7209	21.13162	0.0001
At most 1	0.020047	11.98846	14.26460	0.1111
At most 2 *	0.009856	5.863421	3.841466	0.0155
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Referencias

- AMIHUD, Y. and H. Mendelson (1986), "Asset Prices and the Bid-Ask Spread", *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, pp. 223-249.
- AMIHUD, Y. and H. MENDELSON (1991), "Liquidity, Maturity, and the Yields on U.S. Treasury Securities", *The Journal of Finance*, Vol. 46(4), pp.1411-1425.
- BEBER, A., M.W. BRANDT, K.A. KAVAJECZ, (2009), "Flight-to- to Quality or Flight-to-Liquidity? Evidence from the Euro-Area Bond Market", *Review of Financial Studies*, Vol. 22, pp. 925-957.
- BRUNNERMEIER, M.K. (2009), "Deciphering the Liquidity and Credit Crunch 2007-2008", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 23(1), Winter, pp. 77-100.
- DUFFEE, G. (1999), "Estimating the price of default risk", *Review of Financial Studies*, Vol. 12 (Spring), pp. 197-226.
- GLOSTEN, L.R., and P.R. MILGROM (1985), "Bid, Ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders", *Journal of Financial Economics*, Vol. 14, pp. 71-100.
- GRINBLATT, M. (1995), "An Analytic Solution for Interest Rate Swap Spreads", *Anderson Graduate School of Management, UCLA*, 1144.
- GROSSMAN, S. and M. MILLER (1988), "Liquidity and Market Structure", *Journal of Finance*, Vol. 43(3), pp. 617-633.
- HICKS, J.R. (1939), "Value and Capital", Oxford, Clarendon Press.
- HOLMSTROM, B. and J. TIROLE (1996), "Modeling Aggregate Liquidity", *American Economic Review*, Vol. 86 (may), pp. 187-191.
- JOHANSEN, S. (1988), "Statistical analysis of cointegrating vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 169-210.
- KAMARA, A. (1994), "Liquidity, Taxes, and Short-Term Treasury Yields", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 29(3) (september), pp. 403-417.

- KEMPF, A and M. UHRIG-HOMBURG (2000), "Liquidity and Its Impact on Bond Prices", *Schmalenbach Business Review*, Vol. 52, january, pp 26-44.
- LONGSTAFF, F.A. (2004), "The Flight-to-Liquidity Premium in U.S. Treasury Bond Prices", *Journal of Business*, Vol. 77(3), pp. 511-526.
- MICHAUD, F. and C. UPPER (2008), "What drives interbank rates? Evidence from the Libor panel", *BIS Quarterly Review*, pp. 47-58.
- SENGUPTA, R. and Y. TAM, (2008), "The LIBOR-OIS Spread as a Summary Indicator", *Economic Synopses*, Number 25, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- TOBIN, J. (1958), "Liquidity Preference as Behavior Towards Risk", *The Review of Economic Studies*, Vol. XXVI, N°1, pp. 65-86.
- VAYANOS, D. (2004), "Flight to quality, flight to liquidity, and the pricing of risk", NBER, *Working Paper* 10327.
- VAYANOS, D. y J-L. VILA (1999), "Equilibrium interest rate and liquidity premium with transaction costs", *Economic Theory* 13, pp. 509-539.