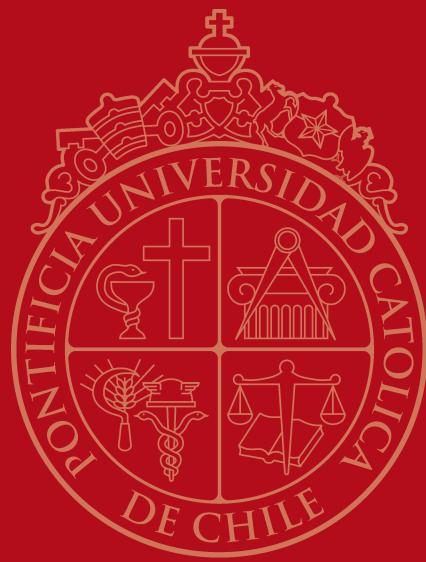


I N S T I T U T O   D E   E C O N O M Í A   T



T E S I S d e M A G Í S T E R

**2016**

Determinantes de Rendimientos de Bonos Soberanos a Diez Años:  
Un Estudio para Países Solventes

Carlos Muñoz C.



**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE  
INSTITUTO DE ECONOMIA  
MAGISTER EN ECONOMIA**

**TESIS DE GRADO  
MAGISTER EN ECONOMIA**

**Muñoz Cárcamo, Carlos Felipe**

**Diciembre, 2016**



**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE  
INSTITUTO DE ECONOMIA  
MAGISTER EN ECONOMIA**

**DETERMINANTES DE RENDIMIENTOS DE BONOS SOBERANOS A  
DIEZ AÑOS: UN ESTUDIO PARA PAÍSES SOLVENTES**

**Carlos Felipe Muñoz Cárcamo**

Comisión

Klaus Schmidt-Hebbel y Rodrigo Fuentes

**Santiago, Diciembre de 2016**

# PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DE CHILE

Instituto de Economía - Avenida Vicuña Mackenna 4860, Macul 7820436, Santiago de Chile.

Teléfono: (56-2) 2354 4318

---

## Determinantes de rendimientos de bonos soberanos a diez años: Un estudio para países solventes

---

Carlos Felipe Muñoz Cárcamo<sup>1</sup>

### Resumen

La determinación de tasas de rendimientos en bonos de gobierno es un tema relevante para gobiernos, inversionistas y para quienes ven de cerca el desarrollo macroeconómico global. Usando un modelo CAPM que tiene a la liquidez y al riesgo soberano como componentes esenciales en la determinación de precios, se hace un estudio econométrico en panel para analizar qué componentes son más importantes a la hora de determinar el diferencial de tasas de rendimiento, teniendo como benchmark al bono soberano de Estados Unidos. Asimismo, se toma en consideración la última crisis financiera del 2008, con el fin de establecer diferencias respecto a períodos más normales. Los resultados muestran evidencia de la existencia de una prima por liquidez, pero no de riesgo soberano. Comparando entre países, se ve que hay efectos significativos de la crisis del 2008 en la determinación de diferenciales, permitiendo hacer un ranking de los países seleccionados. Por último, este trabajo añade valor a la literatura existente a través de tres mecanismos principales; primero, al usar el enfoque CAPM en bonos soberanos. Segundo, al extender este modelo incorporando una prima por liquidez y por riesgo soberano; y tercero, al testear si los resultados difieren al incorporar el período de la gran crisis de 2008.

25 de enero de 2017

---

<sup>1</sup>Tesis para obtener el grado de magíster en economía de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Me gustaría agradecer enormemente toda la ayuda y guía del profesor Klaus Schmidt-Hebbel a lo largo del semestre. También agradezco los comentarios y continua retroalimentación de Felipe Sepúlveda, Joaquín Fuenzalida, Ignacia Pinto, Rodrigo Ibañez, Rodrigo Fuentes, David Rayman y Marcela Oyanedel. Asimismo, estoy muy agradecido del continuo apoyo de mi familia y amigos, quienes sin duda han sido un pilar fundamental en mi paso por la universidad. Los errores y omisiones son de mi absoluta responsabilidad. Cualquier comentario puede ser dirigido a mi e-mail: cfmunoz9@uc.cl

# Índice

<b>1. Introducción</b>	<b>2</b>
<b>2. Revisión de literatura</b>	<b>4</b>
<b>3. Modelo CAPM con riesgo de liquidez y riesgo soberano</b>	<b>8</b>
3.1. Prima por liquidez . . . . .	8
3.2. Prima por riesgo soberano . . . . .	11
3.3. Especificación econométrica . . . . .	13
3.4. Comportamiento diferencial en período de crisis . . . . .	16
<b>4. Datos</b>	<b>17</b>
<b>5. Resultados</b>	<b>26</b>
5.1. Resultados estimación en panel . . . . .	26
5.1.1. Interpretación de Resultados . . . . .	28
5.2. Resultados en crisis . . . . .	29
5.2.1. Interpretación de Resultados: Comportamiento en período de Crisis . . . . .	30
5.3. Comparación de variables predichas versus variables efectivas . . . . .	31
<b>6. Conclusión</b>	<b>34</b>
<b>7. Referencias</b>	<b>35</b>
<b>8. Anexos</b>	<b>38</b>

## 1. Introducción

La irrupción de crisis financieras y económicas ha promovido una extensa discusión, tanto teórica como empírica, respecto a los determinantes de precios de los activos financieros. En esta línea, ya desde la década de los 60 se ha visto cómo distintos economistas han creado modelos que buscan explicar, de la forma más precisa posible, cuáles son las variables que determinan precios y rentabilidades de una amplia gama de activos. En este contexto, la creciente volatilidad de los mercados financieros en las últimas décadas, sumada a las sucesivas crisis económicas, han aumentado el interés por este tema. Inspirado en el último episodio de pánico en los mercados -crisis de 2008- se ha visto con bastante claridad un escape desde los activos riesgosos, en general de renta variable, que proporcionaban ex-ante una mayor rentabilidad, hacia un grupo de activos que proporcionan mayor seguridad y liquidez - los llamados *activos refugio*-. Existe bastante heterogeneidad dentro de este grupo de *activos refugio*, pues se pueden considerar como activos seguros algunos commodities, bonos de gobiernos y de empresas, e incluso ciertas monedas. El foco de este trabajo estará precisamente en un tipo de estos activos: los bonos de gobierno; y por lo tanto, se dejará fuera del análisis a los otros activos refugio, tales como monedas o commodities.

Trabajos que han estudiado precios de activos de gobierno incluyen a Fabero et al. (2010), Von Hagen et al. (2011), Gruber y Kamin (2012), entre otros, quienes, a través de distintos mecanismos y modelos, han tratado de explicar los determinantes del diferencial de tasas de rendimiento y la forma de la curva de tasas a mediano y largo plazo. Los estudios anteriores explotan hechos como los riesgos de crédito (Von Hagen et al.), los desequilibrios fiscales (Gruber y Kamin) y riesgos sistémicos de liquidez en la Zona Euro (Favero et al.). Asimismo, no aplican una metodología CAPM, algo que sí se ve con bastante frecuencia en estudios de renta variable -y que se aplicará en esta investigación-. Trabajos que combinan una explicación teórica de liquidez y riesgo soberano, derivada de primeros principios, no ha sido encontrada en la literatura, y menos aún para un selecto grupo de países desarrollados, usando como período muestral la década anterior y parte de esta. Es aquí donde esta investigación pretende ser un aporte a la literatura económica-financiera existente, pues hace una aplicación original de un modelo CAPM que combina prima por liquidez y riesgo soberano a bonos de gobierno que, a pesar de ser considerados de “renta fija”, tienen una gran variación en sus rendimientos.<sup>2</sup>

Se aplicará una metodología particular de *asset pricing*, basada en el modelo CAPM, y que usa lo propuesto por Wang y Chen (2012) y Hilscher y Norbusch (2004), con el fin de investigar rigurosamente activos de renta fija de gobierno. Así, se buscará identificar factores causales que explican el diferencial de tasas en activos de renta fija. En adición, se buscará investigar por qué hay activos más “refugio” que otros -cuáles son sus atributos especiales-

---

<sup>2</sup>Lo anterior lleva a que sea factible aplicar un enfoque de renta variable a este tipo de instrumentos. En la sección de datos y en los gráficos disponibles en los anexos se puede ver la variación en rendimientos de estos activos.

de forma de tener un mejor entendimiento del mercado y de la determinación de precios, haciendo énfasis en los períodos de estrés financiero.

Si bien existen distintas cualidades de los “activos refugio” -que los hacen más atractivos en ciertos períodos que otros, en el sentido que son más demandados y, por lo tanto, tienen un mayor precio- la hipótesis ex-ante es que estos activos se diferencian por dos atributos particulares: liquidez y riesgo del país emisor. Por lo anterior, plantearé un modelo teórico que tiene a la liquidez y al riesgo soberano como factores preponderantes en la determinación de precios, siguiendo lo derivado por los autores Wang y Chen (2012) y Hilscher y Norbusch (2004), respectivamente. De esta forma, tendrá una ecuación semireducida de determinación de precios, que permitirá testear con datos la hipótesis inicial.

Respecto al estudio empírico, se tendrá un período muestral de diecisésis años, y se usará una frecuencia mensual para las rentabilidades de los distintos activos. Para las comparaciones se usará como activo pivote -o libre de riesgo- la tasa de interés del bono estadounidense a diez años, en línea con lo que se usa en la industria financiera. Así, el estudio econométrico seguirá la siguiente estructura. Primero, se hará un estudio de panel, con el fin de ver si efectivamente existen primas por liquidez y por riesgo soberano, entre otras variables, que afectan el exceso de rendimiento de un bono. Luego, se estudiará el comportamiento diferencial de los activos durante el período de crisis económico del 2008. Como anexo se incluye un estudio complementario ecuación por ecuación, usando la metodología SUR -*seemingly unrelated regressions*- que muestra cómo las variables afectan a un mismo país a lo largo del período muestral considerado.

Se hará un estudio de diez bonos de gobierno a diez años, considerando una tasa de interés implícita anualizada. Se eligen diez países desarrollados, históricamente solventes y para los cuales existe disponibilidad de datos para hacer el estudio. Estos países son Alemania, Australia, Canadá, Francia, Japón, Italia, Irlanda, Noruega, España y Estados Unidos<sup>3</sup>. Se analizará el comportamiento relativo entre los países considerados, con el objetivo de encontrar primas de liquidez y de riesgo soberano entre ellos, por lo que hacer una extrapolación a los otros activos refugio, como monedas y commodities, está fuera del alcance de este trabajo.

Así, esta tesis seguirá la siguiente estructura: la sección 2 presentará la literatura relacionada; la sección 3 mostrará la derivación del modelo teórico, tanto de prima por liquidez como de riesgo soberano, mostrando la ecuación que se estimará. La sección 4 mostrará el detalle de los datos a usar, mientras que la sección 5 presentará los resultados. Por último, la sección 6 concluirá.

---

<sup>3</sup>El único país que ha mostrado un pequeño episodio de insolvencia es Irlanda, que en 2014 recibió un *bailout* por parte del Fondo Monetario Internacional.

## 2. Revisión de literatura

La literatura relacionada a *asset pricing* es extensa y abarca muchas líneas de investigación, lo que la ha hecho merecedora de un gran interés en el mundo económico, financiero, y político. Las teorías que buscan explicar cómo se determinan los precios provienen, en su mayoría, de un concepto bastante simple: el precio de un activo financiero debe ser igual a los flujos futuros descontados que el activo en cuestión proveerá. Siguiendo la historia del pensamiento económico-financiero de *asset pricing*, podríamos decir que las líneas de investigación han desarrollado teorías tales como: teoría del portafolio, frontera eficiente de esperanza-varianza, CAPM, ICAPM, APT, determinación de precios a través de opciones y, finalmente, determinación de precios en base al consumo, cada una con sus distintas derivaciones y extensiones. En este sentido, esta investigación seguirá la línea iniciada por los modelos CAPM -*capital asset pricing model*-, pero agregando dos componentes fundamentales: la liquidez y el riesgo soberano.

La idea básica detrás del modelo de CAPM radica en que el precio -y por ende, la rentabilidad- de un activo está determinado por la sensibilidad de ese activo con riesgos no diversificables -muchas veces denominado riesgo sistémico o riesgo de mercado-, el cual es representado por el término  $\beta$  en la industria financiera, por el rendimiento esperado del activo, del mercado, y de un activo libre de riesgo. Los modelos CAPM asumen una función de utilidad particular, en la cual solo el primer y el segundo momento son relevantes; o bien, retornos de activos cuyas distribuciones de probabilidad están completamente descritas por los primeros dos momentos -esperanza y varianza-. Estas nociones básicas han sido introducidas en la literatura por Treynor (1961, 1962), Sharpe (1964), Lintner (1965a, 1965b) y Mossin (1966), principalmente.

Ahora bien, relevante es preguntarse en qué momento surge esta separación entre las teorías de *asset pricing*, que consideran un mercado completo, sin fricciones, y aquellas que incluyen elementos de fricción -como la liquidez y/o el riesgo del país emisor- para efectos de determinar precios. Al respecto, cabe recalcar que cuando los mercados tienen fricciones, entonces los pilares de las teorías clásicas de *asset pricing* deben ser revisados. En primer lugar, postular que “el precio de un activo financiero debe ser igual a sus flujos futuros descontados” empieza a ser cuestionado, pues cuando hay costos de transacción, activos con los mismos flujos futuros pueden tener precios muy distintos, sin siquiera introducir oportunidades de arbitraje, pues hay otros elementos que deben ser considerados, y que se analizarán más adelante.

Diversos estudios, partiendo por Amihud y Mendelson (1986), han mostrado que la liquidez es una variable importante que afecta la determinación de precios de activos financieros. Usando distintas medidas de liquidez -que se detallarán más adelante- estos estudios han mostrado fundamentos a favor de la teoría de prima de liquidez, la cual provee una explicación

para el *trade off* entre el retorno de activos y su liquidez. En general, activos con retornos más altos están asociados a mayores costos de liquidez.

Amihud y Mendelson (1986) usan el spread entre precios ask y bid como medida de liquidez, y testean empíricamente las implicancias de su modelo teórico, hallando una relación cóncava entre el exceso de retorno de un activo y el spread relativo. Asimismo, Chordia et al. (2000) investigan el riesgo de liquidez sistémico y la prima de riesgo basándose en datos del NYSE -*New York Stock Exchange*. Los autores computan diferentes medidas de liquidez - *quoted spread*, *effective spread*, *depth*- y encuentran que la liquidez de un activo financiero está relacionada con la liquidez de activos similares. Huberman y Halka (2001) también encuentran evidencia a favor de la existencia de efectos de liquidez sistémica entre acciones, usando como muestra observaciones diarias extraídas del *American Stock Exchange*. Galariotis y Giouvris (2009) y Martínez et al. (2003) llegan a la misma conclusión, basándose en el mercado accionario británico y español, respectivamente. Sin embargo, un estudio que refuta a los anteriores es el realizado por Hasbrouck y Seppi (2001), que llega a la conclusión que no existe un riesgo sistémico de liquidez en el retorno de distintas acciones. Estos autores hacen un estudio de alta frecuencia para treinta acciones del *Dow Jones Industrial Index*.

Pastor y Stambaugh (2003), por su parte, encuentran que la liquidez de mercado es una variable estado importante en la determinación de precios de activos. Al usar una medida de liquidez que considera el retorno diario de una acción, y además su volumen, encuentran que los excesos de retornos de las acciones están relacionados de manera *cross section* con las fluctuaciones de liquidez agregada. Gibson y Mougeot (2004) encuentran evidencia que la prima por liquidez está efectivamente valorizada en el mercado accionario estadounidense, usando un estudio de frecuencia mensual. Lo anterior refuerza la opción por usar la frecuencia mensual en la determinación de rendimientos de activos de renta fija.

Teóricamente, esta investigación sigue la línea iniciada por Amihud y Mendelson (1986), quienes hacen la primera aproximación a un modelo en que la liquidez juega un papel preponderante en la determinación de precios. En su trabajo, los autores crean un modelo en el cual un inversionista, que cuenta con activos que tienen distintas maduraciones, debe transarlos, asumiendo que hay un costo de liquidez -representado por el spread *bid-ask*- de hacerlo. Siguiendo esta línea de pensamiento, Jacoby et al. (2000) desarrollan un modelo, basado en CAPM, que demuestra que la verdadera medida de riesgo sistémico -que considera costos de liquidez- está basada en retornos netos -de los spreads *bid-ask*-. Es decir, se amplía la visión clásica de retornos netos, la cual no consideraba el componente de cuán líquido es un activo. En otras corrientes de investigación, se han desarrollado modelos con estructuras microeconómicas que explotan componentes como asimetrías de información, intermediarios financieros y problemas de agencia-principal en la determinación de precios. Literatura relacionado a lo anterior se puede encontrar en las recopilaciones de O'Hara (1995), Madhavan (2000), Biais et al. (2002), y Harris (2003).

En este sentido, el trabajo de Wang y Chen (2012) es bastante relevante, pues permite hacer un estudio intertemporal, en el cual se derivan los componentes del diferencial de tasas desde la maximización de utilidad del agente representativo. Este detalle, no menor, permite tener un modelo simple, coherente y, más aún, empíricamente testeable, que lo hace bastante apto para el estudio de bonos de gobierno.

Por otro lado, el aporte del trabajo de Hilscher y Nosbusch es que logran generalizar el riesgo soberano a través de un índice por país, el cual puede estar compuesto por distintos componentes, y logran introducirlo al modelo de una forma simple y estilizada. Con mecanismos sencillos e intuitivos del punto de vista económico, muestran cómo la salud económica de un país influye en el diferencial de tasas de rendimiento. Esta idea es básica para la modelación y posterior estimación de esta tesis, las cuales serán más detalladas en las siguientes páginas.

En cuanto a la literatura de riesgo soberano, existe una extensa gama de trabajos que buscan estudiar los determinantes empíricos y teóricos de los *spreads* de riesgo soberano, los cuales varían en el uso de variables y también en las metodologías. Algunos trabajos se concentran en regresiones de forma reducida para explicar el *spread* respecto a la tasa libre de riesgo, sin derivar modelos desde sus primeros principios. Trabajos de este tipo comprenden a Edwards (1986), Eichengreen y Mody (1998), Beck (2001) y Ferrucci (2003), entre otros. Estos autores exploran una serie de variables macroeconómicas para determinar los diferenciales de tasas.

Siguiendo esta línea, Duffie et al. (2003) desarrollan un modelo reducido de riesgo soberano para spreads, y lo estiman usando datos de frecuencia semanal de deuda rusa denominada en dólares, y también usando swaps de tasas, para un período muestral entre 1994 y 1998. Pan y Singleton (2008) exploran la estructura de tasas de los CDS para Mexico, Turquía y Corea del Sur desde 2001 hasta 2006. Codogno et al. (2003) estiman modelos de diferenciales para la zona euro con datos en frecuencia diaria y mensual. Por su parte, Geyer et al. (2004) estiman una versión del modelo de Cox-Ingersoll-Ross (1985) para diferenciales de tasas respecto a Alemania para cuatro países de la zona euro (Austria, Bélgica, España e Italia). Ellos encuentran que los factores idiosincráticos a cada país tienen un efecto explicativo prácticamente nulo.

Por último, esta investigación se inserta en la literatura de los modelos de CAPM ajustados por liquidez y riesgo soberano. Los trabajos previos mencionados en esta sección han estudiado bonos de gobierno, han usado enfoques de CAPM, y han incorporado dentro de su período muestral la última gran crisis de 2008. Sin embargo, no han combinado un modelo que tiene a la prima de liquidez y de riesgo soberano y tampoco han explotado el hecho de aplicar metodologías CAPM a bonos de gobierno. La principal novedad y virtud de este trabajo, entonces, es que aborda la determinación de precios de bonos de gobierno específicamente, los cuales no han tenido una gran exposición a la hora de hacer trabajos empíricos, como sí los han tenido la renta variable -acciones- y la renta fija de empresas. Asimismo, se renueva el

período muestral, incluyendo lo ocurrido tras la gran crisis financiera del 2008, lo que otorga terreno fértil para saber si este episodio tuvo efectivamente consecuencias en los rendimientos de los activos considerados.

### 3. Modelo CAPM con riesgo de liquidez y riesgo soberano

#### 3.1. Prima por liquidez

Inspirado en el trabajo teórico de Wang y Chen (2012), el cual a su vez se basa en un modelo CAPM, se considera una economía de dos períodos, en que una generación de agentes nace en el período  $t$  y muere en el período  $t+1$ . La generación consiste en  $N$  agentes,  $n=1,2,\dots,N$ , que viven por dos períodos. El agente  $n$  tiene una riqueza de  $W_t$  en el período  $t$  y  $W_{t+1}$  en el período  $t+1$ . El nivel de consumo del agente  $n$  se denota por  $C$ . Se asume que hay  $I$  activos riesgosos ( $i=1,2,\dots,I$ ) y un activo libre de riesgo. Se denota  $\xi$  como el número de activos  $i$  que un inversionista representativo decide comprar a un precio  $P_{it}$ , en el período  $t$ . Este inversionista venderá el activo a un precio de  $P_{i,t+1}$  en el período  $t+1$ , con un costo de liquidez de  $l_{i,t+1}$ . El pago del activo es  $X_{i,t+1}$  que se paga en el período  $t+1$ . Por lo tanto, el retorno bruto del activo  $i$  es  $R_{i,t+1} = \frac{X_{i,t+1} + P_{i,t+1}}{P_{it}}$  y el retorno neto es  $R_{i,t+1}^* = \frac{P_{i,t+1} + X_{i,t+1} - l_{i,t+1}}{P_{i,t}} = R_{i,t+1} - L_{i,t+1}$ , el retorno neto del mercado es  $R_{M,t+1}^* = R_{M,t+1} - L_{i,t+1}$ , y el costo de liquidez relativo es  $L_{i,t+1} = \frac{l_{i,t+1}}{P_{i,t}}$ . Adicionalmente, se asumirá que el costo relativo de liquidez -no así el costo absoluto, claro está- no está correlacionado a los retornos de los activos riesgosos, o sea, que  $Cov(R_i, L_i) = 0$ .

El agente representativo deriva utilidad del consumo y se define su utilidad total como:

$$U(c_t, c_{t+1}) = u(c_t) + \beta E_t[u(c_{t+1})]$$

donde  $\beta$  es el factor subjetivo de descuento, que captura la impaciencia del inversionista y su aversión al riesgo. Se usa la siguiente forma de la función de utilidad:  $u(c_t) = \frac{1}{1-\gamma} c_t^{1-\gamma}$ . Esta función de utilidad cumple con las siguientes condiciones, (Arrow, 1971):

- (A1) La utilidad marginal es siempre positiva.
- (A2) La utilidad marginal es decreciente.
- (A3) La aversión al riesgo absoluta es no-creciente.

La condición A1 captura el deseo del inversionista por más consumo. La condición A2 (i.e  $U'' > 0$ ) implica que el inversionista exhibe aversión al riesgo, mientras que A3 (i.e  $U''' > 0$ ) implica que el inversionista prefiere *skewness* positiva - tercer momento de la distribución -. Se asume que los inversionistas pueden comprar y vender activos riesgosos libremente, y que deben decidir el número óptimo de activos riesgosos para maximizar su utilidad. Luego, el inversionista representativo maximiza su utilidad, eligiendo el número óptimo de activos

riesgosos:

$$\begin{aligned} \text{Max}_{\xi} \quad & u(c_t) + \beta E_t[u(c_{t+1})] \\ \text{s.t.} \quad & \begin{cases} c_t = W_t - P_{i,t}\xi \\ c_{t+1} = W_{t+1} + (P_{i,t+1} + X_{i,t+1} - I_{i,t+1})\xi \end{cases} \end{aligned}$$

Al sustituir las restricciones en la función objetivo, derivando respecto a  $\xi$  e igualando a cero, se obtiene la siguiente condición de primer orden:

$$P_{i,t}u'(c_t) = E_t[\beta u'(c_{t+1})(P_{i,t+1} + X_{i,t+1} - l_{i,t+1})] \quad (1)$$

La ecuación (1) puede ser reescrita como:

$$E_t \left[ \beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \left( \frac{P_{i,t+1} + X_{i,t+1} - l_{i,t+1}}{P_{i,t}} \right) \right] = 1 \quad (2)$$

Se denota  $\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} = m_{t+1}$  como la tasa marginal de sustitución del inversionista entre el período  $t$  y el período  $t+1$ . Así,  $m_{t+1}$  puede ser visto como el factor de descuento estocástico. Al sustituir  $R_{i,t+1}^* = \frac{P_{i,t+1} + X_{i,t+1} - l_{i,t+1}}{P_{i,t}} = R_{i,t+1} - L_{i,t+1}$  en la ecuación (2), la condición de primer orden se convierte en:

$$E_t[R_{i,t+1}^* m_{t+1}] = 1 \quad (3)$$

La ecuación (3) puede ser reescrita como

$$Cov_t[m_{t+1}, R_{i,t+1}^*] + E_t[R_{i,t+1}^*] E_t[m_{t+1}] = 1 \quad (4)$$

$$\text{O} \quad E_t[R_{i,t+1}^*] = \frac{1}{[m_{t+1}]} - \frac{Cov_t[m_{t+1}, R_{i,t+1}^*]}{E_t[m_{t+1}]} \quad (5)$$

Para derivar un modelo CAPM que contenga dos momentos - esperanza y varianza - se asumirá que el factor de descuento subjetivo es una función lineal del retorno neto de mercado:

$$m_{t+1} = a_t + b_t R_{M,t+1}^* \quad (6)$$

Se asume que un activo libre de riesgo existe y que su retorno es  $R_f$ ; en la práctica, se considera el bono estadounidense como el libre de riesgo. Entonces, haciendo uso de lo anterior, tenemos:

$$E_t[R_f m_{t+1}] = R_f E_t[m_{t+1}] = 1 \quad (7)$$

$$E_t[R_{M,t+1}^* m_{t+1}] = 1 \quad (8)$$

Al tomar esperanzas en la ecuación (6) y notando que  $m_{t+1} = \frac{1}{R_f}$ , se tiene

$$a_t = \frac{1}{R_f} - b_t E_t[R_{M,t+1}^*] \quad (9)$$

$E_t[R_{M,t+1}^* m_{t+1}] = 1$  puede ser expresado como:

$$E_t[(R_{M,t+1}^* - L_{M,t+1})] = \frac{1}{E_t[m_{t+1}]} - \frac{Cov_t[m_{t+1}, (R_{M,t+1} - L_{M,t+1})]}{E_t[m_{t+1}]} \quad (10)$$

Y sustituyendo  $R_f$  por  $\frac{1}{E_t[m_{t+1}]}$  en la ecuación (3), tenemos:

$$E_t[(R_{M,t+1}^* - L_{M,t+1})] = R_f - R_f Cov_t[m_{t+1}, (R_{M,t+1} - L_{M,t+1})] \quad (11)$$

Ahora bien, al sustituir la ecuación  $m_{t+1} = a_t + b_t R_{M,t+1}^*$  en la ecuación (11), se obtiene:

$$b_t = -\frac{E_t[R_{M,t+1} - R_f - L_{M,t+1}]}{Var_t[R_{M,t+1} - L_{M,t+1}] R_f} \quad (12)$$

Al sustituir  $E_t[m_{t+1}] = \frac{1}{R_f}$ , ecuaciones (6) y (12) en la condición de primer orden:

$$E_t[(R_{M,t+1}^* - L_{M,t+1})] = \frac{1}{E_t[m_{t+1}]} - \frac{Cov_t[m_{t+1}, (R_{M,t+1} - L_{M,t+1})]}{E_t[m_{t+1}]} \quad (13)$$

se llega a:

$$E_t[R_{M,t+1}^* - L_{M,t+1} - R_f] = \frac{Cov_t(R_{M,t+1} - L_{M,t+1}), (R_{i,t+1} - L_{i,t+1})}{Var_t(R_{M,t+1} - L_{M,t+1})} E_t[R_{M,t+1} - R_f - L_{M,t+1}] \quad (14)$$

Nótese que  $Cov(R_i, L_i) = 0$ , por lo que finalmente podemos llegar a una ecuación de CAPM ajustada por liquidez, que tiene la siguiente forma:

$$\begin{aligned} E_t[R_{i,t+1}] - R_f &= E_t[L_{i,t+1}] + \frac{Cov_t[R_{M,t+1}, R_{i,t+1}]}{Var_t[R_{M,t+1} - L_{M,t+1}]} E_t[R_{M,t+1} - R_f - L_{M,t+1}] \\ &\quad + \frac{Cov_t[L_{M,t+1}, L_{i,t+1}]}{Var_t[R_{M,t+1} - L_{M,t+1}]} E_t[R_{M,t+1} - R_f - L_{M,t+1}] \end{aligned} \quad (15)$$

La ecuación (15) demuestra claramente que la prima por riesgo de un activo riesgoso viene dada por tres componentes:

- (1) La esperanza condicional del costo de liquidez del activo.
- (2) El producto entre el beta fundamental - que está dado por la covarianza entre el retorno

del activo y el retorno del mercado - y la prima de riesgo neta

- (3) El producto entre el beta de liquidez - que viene dado por la covarianza entre el costo de liquidez y costo de liquidez de mercado - y la prima de riesgo neta.

Como se puede ver, este modelo difiere del modelo CAPM tradicional al incluir la liquidez, y también la covarianza de liquidez entre activos, como componentes que explican el exceso de retorno de un activo. De acuerdo a este modelo, un inversionista no solo tiene que ser compensado por el costo de liquidez - dado por el primer término del lado derecho de la ecuación - sino también por el riesgo de liquidez, que viene dado por el beta de liquidez - tercer término del lado derecho de la ecuación-, que representa la covarianza entre el costo de liquidez del activo y el costo de liquidez del mercado. ¿Intuición de lo anterior? los inversionistas quieren ser compensados por mantener un activo que se convierte en ilíquido cuando el mercado como un todo se convierte en ilíquido. Este último punto es relevante en la pregunta de investigación pues, precisamente, existe la hipótesis - a testear más adelante - que los activos refugio son precisamente aquellos que proveen liquidez a los inversionistas cuando el mercado como un todo se transforma en ilíquido; en épocas de estrés económico.

### 3.2. Prima por riesgo soberano

Simultáneamente, se propone un modelo simple y econométricamente testeable, inspirado en Hilscher y Nosbusch (2004), que propone al riesgo soberano como un factor primordial en la determinación de tasas de rendimientos de bonos de gobierno. Al respecto, hay que notar que la deuda gubernamental se comporta de forma muy distinta a la deuda corporativa. Ante el evento de default, los acreedores no pueden hacerse “dueños” del país, como sí ocurre cuando una empresa quiebra. Asimismo, la riqueza de un país no determina necesariamente la probabilidad de default, por lo que lo anterior no basta para determinar precios.

Así, se considera un modelo en el cual los fundamentales de la economía, junto con la probabilidad de default, determinan el diferencial de tasas de rendimiento -diferencia respecto al bono libre de riesgo de Estados Unidos-. Un país hará default cuando los costos de repagar la deuda están “demasiado altos”. Para capturar esta intuición, se asume que el default ocurre el período siguiente al cual un índice de fundamentales económicos cae debajo de cierto umbral. Intuitivamente, este índice se piensa como la “habilidad y disposición de un país a pagar la deuda”.

Se considera un mundo con tiempo discreto. El nivel del índice de riesgo soberano se denota  $W_t$ , y el umbral de default,  $W^*$ . Para un país solvente, el default ocurre si el período siguiente la variable de estado cae bajo el umbral:

$$W : t + 1 < W^* : \text{default ocurre en } t+1 \quad (1)$$

Se asume también que el índice está lognormalmente distribuido:

$$w_{t+1} = w_t + \phi_{t+1}, \quad \text{donde} \quad \phi_{t+1} \sim N(0, \sigma_w^2) \quad (2)$$

Donde, al igual que la sección anterior, las letras en minúsculas se refieren a la variable expresada en logaritmos.  $\phi_{t+1}$ , en tanto, es un shock al logaritmo del índice de país, que tiene una desviación estándar  $\sigma_w$ .

Dados estos supuestos, la probabilidad de default en el período siguiente viene dada por:

$$P_t(W_{t+1} < W^*) = \Phi\left(-\frac{w_t - w^*}{\sigma_w}\right) \quad (3)$$

donde  $\Phi()$  simplemente denota la función de probabilidad acumulada de la distribución normal estándar. El default es menos probable si los fundamentales de la economía andan bien, ajustado por la volatilidad. Más precisamente, el default es menos probable si la diferencia entre la variable estado y el umbral, escalado por volatilidad, es más grande.

Con el fin de derivar tasas de rendimiento -y con ello, precios de bonos- es necesario hacer supuestos sobre el pago que reciben los acreedores en caso de default. Para ello, se asume que los acreedores reciben el valor de carátula si el país emisor del bono se mantiene solvente-. Si éste quiebra, se asume que la recuperación depende del nivel al que cae el índice soberano - a menor índice, menos recibe el acreedor del bono-:

$$\text{Solvente: } B_t = D$$

$$\text{Default: } B_{t+1} = \gamma W_{t+1} D$$

donde  $B_{t+1}$  es el pago a los acreedores el período siguiente,  $D$  es el valor de carátula del bono, y  $\gamma W_{t+1}$  es la tasa de recuperación de la economía ( $\gamma$  mide la sensibilidad que tienen los cambios en la tasa de recuperación sobre el índice de riesgo soberano).  $\gamma W_{t+1}$  se puede entender como el valor bajo el nivel de carátula -castigo- que se paga por estar en default.

El precio de un bono en el período  $t$ , en tanto, depende del pago esperado y del riesgo ajustado por la tasa de descuento  $r_t$ :

$$B_t = \exp(-r_t) E_t[B_{t+1}] \quad (4)$$

$$= \exp(-r_t) D \left[ P_t(W_{t+1} > W^*) + P_t(W_{t+1} < W^*) E_t \left[ \frac{W_{t+1}}{W^{**}} | \lambda W_{t+1} < W^* \right] \right] \quad (5)$$

se agrega el siguiente parámetro  $W^{**}$ , que denota el umbral de salida del default -es decir, una vez que  $W > W^{**}$ , el país ya no está en quiebra. Dado que los inversionistas son aversos

al riesgo -supuesto que también se cumple en la sección de prima por liquidez-, se puede reescribir el precio del bono como:

$$B_t = E_t \left[ M_{t+1} \left\{ P_t(W_{t+1} > W^*)D + P_t(W_{t+1} < W^*)E_t \left[ \frac{W_{t+1}}{W^{**}} \lambda D | W_{t+1} < W^* \right] \right\} \right] \quad (6)$$

Donde  $M_{t+1}$  sigue siendo el factor de descuento estocástico. Luego, se puede neutralizar el riesgo para encontrar el precio final:

$$B_t = D E_t[\exp(m_{t+1}) \min(\exp(0), \exp(w_{t+1} - w^*)\lambda)] \quad (7)$$

$$B_t = \exp(-r_f) E_t^Q[\min(\exp(0), \exp(w_{t+1} - w^*)\lambda)] \quad (8)$$

$$\text{con } w_{t+1} \sim N(w_t + \sigma_{wm}, \sigma_w^2), \quad \text{bajo } Q \quad (9)$$

Luego, el spread -tasa de rendimiento del instrumento i menos la tasa libre de riesgo- puede ser escrita como:

$$s_t = r_{i,t} - r_f = \log \left\{ \lambda \exp(-w^{**} + w_t + \sigma_{wm} + \frac{1}{2}\sigma_w^2) \Phi \left( \frac{w^* - w_t - \sigma_{wm}}{\sigma_w} - \sigma_w \right) + \Phi \left( \frac{-w^* + w_t + \sigma_{wm}}{\sigma_w} \right) \right\} \quad (10)$$

donde se define  $Z_{it}$  como la variable relevante de riesgo soberano, la cual viene dada de la ecuación 10 anterior:

$$Z_{it} = \log \left\{ \lambda \exp(-w^{**} + w_t + \sigma_{wm} + \frac{1}{2}\sigma_w^2) \Phi \left( \frac{w^* - w_t - \sigma_{wm}}{\sigma_w} - \sigma_w \right) + \Phi \left( \frac{-w^* + w_t + \sigma_{wm}}{\sigma_w} \right) \right\} \quad (11)$$

se defina la variable  $Z_{it}$  por simplicidad y también dada la disponibilidad de datos. Este índice  $Z_{it}$  se agregará a la ecuación que determina el diferencial de tasas que ya contiene la prima de liquidez y los betas de mercado y de liquidez, tal como se muestra en la subsección siguiente.

### 3.3. Especificación econométrica

Ahora bien, llevar lo anterior a los datos no es una tarea sencilla. En primer lugar, es necesario darle una forma funcional al costo de liquidez de cada activo -y también de mercado-. Como se detallará más adelante, se usará el *Amivest ratio*, el cual otorga una medida basada en impacto en precios de iliquidez. En segundo término, vemos que el factor que acompaña al beta fundamental -del modelo CAPM tradicional,  $\beta_1$ - es igual al que acompaña al beta de

liquidez,  $\beta_2$  -en la derivación del modelo de Wang y Chen-. Por lo anterior, hay que separar el término de retorno de mercado neto de liquidez, separando el componente de liquidez de mercado de los de retorno. En tercer lugar, hay que agregar el término de riesgo soberano, el que, una vez aplicado logaritmos, entra de forma lineal en la ecuación. Cabe señalar que el modelo teórico sirve principalmente para dar una explicación lógica sobre cuáles son los determinantes -expresados a través de distintas variables- que explican el exceso de retorno de un activo. La especificación econométrica buscará testear si estas variables son o no relevantes de acuerdo a lo observado en los datos y, por tanto, puede haber variaciones menores respecto a la ecuación final que proviene del modelo teórico.

Así, trabajando un poco con la ecuación proveniente del modelo teórico, tenemos:

$$Y_{it} = \gamma E_t[R_{M,t+1} - R_f] - \gamma E_t[L_{M,t+1}] + E_t[L_{i,t+1}] + \eta Z_{it} \quad (12)$$

Donde  $Y_{it} = E_t[R_{i,t+1}] - R_f$  y  $\gamma = \beta_1 + \beta_2$ . Por lo tanto, en primera instancia, nos gustaría estimar el efecto que tienen los siguientes componentes en el exceso de rendimiento de un bono -respecto al de Estados Unidos-: el exceso de retorno de mercado sobre el activo libre de riesgo, el costo de liquidez del mercado, el costo de liquidez del bono y, por último, la variable de riesgo soberano. Este último término, si bien no viene de la maximización del agente representativo, se considera relevante a la hora de explicar el exceso de rendimiento de un bono gubernamental. Es por lo anterior que cambia un poco la ecuación empírica de la ecuación teórica y, con ello, el coeficiente que acompaña al exceso de retorno de mercado es distinto del coeficiente que acompaña a la liquidez de mercado. En consecuencia, se estimará la siguiente regresión, con el fin de tener una panorámica amplia sobre los efectos de las variables relevantes en los rendimientos de los bonos de gobierno. Se agrega además la constante  $\alpha_0$  y el término de error  $\varepsilon_{it}$ :

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 E_t[R_{M,t+1} - R_f] + \beta_2 L_{M,t} + \beta_3 L_{it} + \beta_4 Z_{it} + \varphi_1 X_i + \varphi_2 X_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Donde  $Y_{it}$  es el exceso de rendimiento del bono en cuestión, respecto a la tasa libre de riesgo -del bono estadounidense-,  $\beta_0$  representa a la constante,  $\beta_1$  el coeficiente de riesgo sistémico,  $\beta_2$  el coeficiente del costo de liquidez de mercado;  $\beta_3$  es el coeficiente del costo de liquidez y  $\beta_4$  el coeficiente que acompaña a la variable de riesgo soberano  $Z_{it}$ . Por su parte,  $\varphi_1$  es el coeficiente que acompaña a la variable que controla por efecto fijo país y  $\varphi_2$  la que acompaña al efecto fijo tiempo. Por último,  $\varepsilon$  es el término de error. Para esta última variable, se hará un *clustering* por país, con el fin de reconocer que los errores no están independientemente distribuidos, sino que dentro de cada país puede haber correlación serial entre ellos. Una razón

extra para lo anterior radica en que si existen errores *clusterizados*, la estimación en mínimos cuadrados ordinarios -MCO- sigue siendo insesgada, pero los errores estándares estarán mal especificados, lo que conlleva a una mala inferencia de los coeficientes.

Econométricamente, se estimará usando Mínimos Cuadrados Ordinarios -MCO- tal como se mencionó en el párrafo anterior. Luego, se agregarán efectos fijos país y tiempo. Una potencial dificultad de la estimación nace del hecho que el efecto país - que es constante- está muy correlacionado a la prima por riesgo soberano -que varía poco a lo largo de los años, como se puede ver en la sección de datos que viene a continuación-. Intuitivamente, se puede pensar el efecto fijo país como una prima soberana permanente, que no viene explicada por los datos, y que influye en el diferencial de tasas de cada país. Es decir, al agregar efecto fijo país, efectivamente hay que botar la variable de riesgo soberano, con el objetivo de evitar problemas de endogeneidad en las variables dependientes. El efecto fijo tiempo, en tanto, se explica como efectos dados únicamente por el año o el mes considerado, que no están presentes en las demás variables dependientes, y que pueden estar afectando a la variable independiente. Por ejemplo, es razonable pensar que un mes en particular -digamos enero para seguir con el ejemplo- por razones que no captura el modelo, se vio un alza en los diferenciales de tasa para los distintos países. Este efecto lo captura el efecto fijo mes y, por lo tanto, se justifica su inclusión en las estimaciones. Así, el efecto fijo país otorga características inherentes a cada país -que van más allá de su riesgo soberano- mientras que el efecto fijo tiempo permite controlar por no observables temporales que afectan la determinación de tasas. Es por lo anterior que se incluyen estos efectos en las estimaciones. Ahora bien, se usan efectos fijos y no efectos aleatorios pues estos últimos tendrían más sentido si la idea fuese extrapolar los resultados a una muestra mayor - de países en este caso-. Efectos país aleatorios tendrían sentido al pensar que las características inherentes a cada país tienen un componente fijo y otro aleatorio, dado como consecuencia de que se extrae este país de una muestra mayor. Como se mencionó en la introducción, el alcance de este estudio es hacer una comparación entre los países seleccionados, sin apuntar a generalizar estos resultados a una muestra mayor. Por lo anterior se descarta la inclusión de efectos aleatorios país en las estimaciones realizadas. Por último, no se incorporan técnicas de estimación más complejas tales como Variables Instrumentales o GMM -*Generalized Method of Moments*- pues la disponibilidad de datos hace difícil encontrar buenos instrumentos para las variables consideradas, algo esencial en estas últimas técnicas mencionadas. En este sentido el uso de MCO es una ventaja, pues a pesar de ser un método sencillo, permite obtener estimadores insesgados y asintóticamente eficientes.

### 3.4. Comportamiento diferencial en período de crisis

Como se mencionó en un principio, una de los objetivos de esta investigación es comprender los efectos de la gran crisis financiera del año 2008 en los diferenciales de rendimiento. Si bien durante la crisis se vio pánico en los mercados y temor en los inversionistas -aumentando la demanda por activos “refugio”-, sería interesante saber en qué medida los países se vieron afectados por este fenómeno. Por lo anterior, se estima la ecuación en MCO, pero agregando el efecto que tuvo la crisis en cada país por separado, con el fin de establecer si, solo en ese período, hubo alguna diferenciable que valga la pena resaltar.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 E_t[R_{M,t+1} - R_f] + \beta_2 L_{M,t} + \beta_3 L_{it} + \beta_5 \text{crisis} + \sum_{i=1}^9 \beta_{6,i} \text{crisis país}_i + \varphi_1 X_i + \varphi_2 X_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

Donde se agrega el penúltimo término, y  $\beta_5$ <sup>4</sup> representa el efecto que tiene el período de crisis en el exceso de rendimiento de un bono, comparado con épocas de no crisis; este componente es común para todos los países. El parámetro  $\beta_6$  nos permitirá comparar entre países, para determinar cuáles de ellos tuvieron un aumento en su precio, cuáles otros una disminución, y así, saber cuáles son más demandados en tiempos de estrés financiero. En cuanto al período de crisis mismo, se considera como crisis el rango temporal entre julio de 2008 y julio de 2009, período que tuvo el mayor pánico en los mercados y que ha sido usado antes en la literatura financiera. Autores como Elsby et al. (2011), Ireland (2011) y Mian & Sufi (2015) han usado estos meses, o una vecindad cercana, en sus investigaciones. Cabe mencionar que, para efectos de darles robustez a las estimaciones, se hicieron estimaciones usando una vecindad cercana a los meses recién propuestos, encontrando resultados bastante similares.

---

<sup>4</sup>El parámetro  $\beta_4$  se elimina de la regresión, por razones que se explican en detalle al final de la subsección anterior.

## 4. Datos

Se usarán los bonos a diez años proveídos por la base de datos *Global Financial Data.*, plataforma que crea, para cada instrumento, un rendimiento diario basado en bonos que, a ese día, tienen una madurez de diez años. Es decir, se usa un bono genérico que en promedio tiene la madurez deseada. Ahora bien, uno se podría preguntar por qué no usar un bono individual que tenga plazo a diez años, si muchos bonos de gobierno son del tipo *bullet*, o sea, que pagan el principal más intereses al expirar. Lo anterior no se realiza, pues las probabilidades de que un bono sea reclamado a medida que queda menos para que expire aumentan. Asimismo, la duración del bono -entendida como el cambio en el precio del bono ante cambios en la tasa de interés implícita- disminuye a medida que pasa el tiempo. Junto a lo anterior, al expirar un bono, el gobierno emisor debe producir un nuevo bono, el cual tendrá características disímiles del anterior. Es por todo lo anterior que se prefiere no usar un bono individual para estos propósitos, sino un bono genérico construido para estos fines -que mantenga la madurez constante en diez años-. Por último, se usa el rendimiento total de cada bono, considerando el pago de intereses y de capital.

Respecto al período muestral, se usarán datos entre enero de 1999 y diciembre de 2015, con frecuencia mensual. De esta forma, se tendrá un número de observaciones razonable para hacer las estimaciones econométricas.

Ahora bien, como se están usando tasas de interés de bonos de distintos países, hay que considerar que cada país emite bonos en su moneda local<sup>5</sup>. Es por lo anterior que hay que estandarizar monedas, dejando todo respecto al dólar estadounidense. Para ello se usa la tasa de devaluación, que calcula el cambio porcentual del tipo de cambio de un período determinado a otro. En esta línea, hay dos principales enfoques a seguir: el primero es que los agentes forman sus expectativas de devaluación de forma *backward looking*, mientras que en el segundo lo hacen *forward looking*.

El primer enfoque está ligado al *Behavioral Economics*, línea de investigación que incorpora aspectos de la psicología humana en el comportamiento del agente económico. Así, se ha documentado que los determinantes de compra y venta de activos están muy ligados a retornos y precios de referencia pasados (Grinblatt y Keloharju, 2001). También se ha estudiado el fenómeno de *disponibilidad*, a través del cual los agentes económicos predicen el comportamiento de variables en base a lo que se ha observado en el último tiempo y creen que la variable tenderá a comportarse de manera similar, incurriendo por ende en un sesgo. Es decir, se predicen variables en base a información contemporánea disponible en el mercado (Tversky y Kahneman, 1975). Así, se usa la fórmula tradicional que relaciona tasas de interés en monedas distintas -  $(1 + i_{LCU}) = (1 + i_{US}^*)(1 + \varepsilon_{LCU/US})$  - reemplazando la devaluación cambiaria pasada en el término  $\varepsilon$ . Como estamos usando las tasas de interés anualizadas,

---

<sup>5</sup> Así están expresadas las tasas de interés obtenidas en *Global Financial Data*

parece razonable usar la tasa de devaluación anualizada desde hace un año hasta ahora. En el anexo 1, se puede ver un gráfico con la evolución de las tasas de devaluación, desde 1999 hasta 2015.

En el segundo enfoque propuesto, de *forward looking*, los agentes forman expectativas a futuro de las variables y, en base a eso, toman sus decisiones económicas. Esta línea de pensamiento descansa en dos supuestos fundamentales: la existencia de expectativas racionales (Lucas, 1972) y la de mercados eficientes, en los que la información fluye de manera perfecta (Fama, Fisher, Jensen, and Roll, 1969). En concordancia con lo anterior, se asume que no hay riesgo cambiario o, dicho de otra forma, que existe *perfect foresight*, es decir, que los agentes pueden saber cuál será el tipo de cambio a un año plazo. De acuerdo a lo anterior, entonces, la tasa de devaluación se calcularía usando la misma fórmula tradicional -  $(1 + i_{LCU}) = (1 + i_{US}^*)(1 + \varepsilon_{LCU/US})$  -, pero computando  $\varepsilon$  como el cambio porcentual efectivo del tipo de cambio hoy respecto a un año hacia adelante.

Por último, y solo como ejercicio econométrico de robustez, se usará un promedio simple entre las dos tasas de devaluación recién descritas, con el propósito de ver si la estimación se beneficia de una combinación de ambos enfoques.

Cabe constatar que dados los resultados econométricos, los cuales se mostrarán en la siguiente sección, la variante que mejor se adecua a los buscado es la que usa la tasa de devaluación *forward looking*. Por lo tanto, para efectos de análisis, se mostrarán los resultados expresados en US dólar calculados con este enfoque, y también en moneda local. Las variantes de *backward looking* y promedio ponderado solo se usan para confirmar la robustez de los resultados.

A continuación, se muestra un cuadro resumen del rendimiento de los bonos expresados en moneda local y en US dólares<sup>6</sup>.

---

<sup>6</sup>Se usa la tasa de devaluación *forward looking*.

Cuadro 1: Rendimiento absoluto de tasas

Panel A: Moneda local						
Variable	Prom.	Desv. Est.	Min.	Max.	N	
AUS	4.95	1.21	1.90	7.17	213	
CAN	3.70	1.43	1.04	6.49	213	
GER	3.17	1.51	-0.08	5.54	214	
FRA	3.46	1.36	0.15	5.67	213	
ITA	4.20	1.17	1.12	6.87	214	
IRE	4.44	1.96	0.40	12.50	214	
JAP	1.18	0.50	-0.24	2.02	213	
NOR	4.00	1.54	0.94	6.78	213	
SPA	4.16	1.20	0.95	6.86	214	
US	3.72	1.30	1.49	6.64	213	
Panel B: Moneda US dólar						
Variable	Prom.	Desv. Est.	Min.	Max.	N	
AUS	8.17	15.78	-20.69	58.25	202	
CAN	5.46	9.98	-15.841	30.75	202	
ITA	5.85	11.43	-17.075	37.40	202	
FRA	5.10	11.53	-18.066	37.17	202	
GER	4.84	11.58	-18.517	37.06	202	
JAP	2.55	10.56	-18.618	28.77	202	
IRE	6.12	11.33	-17.346	37.40	202	
NOR	5.33	13.42	-20.462	43.52	202	
SPA	5.81	11.41	-17.112	7.34	202	
US	3.72	1.30	1.49	6.64	213	

Fuente: *Global Financial Database*.

Período muestral: 1999.1-2015.12

Nota: Variables expresadas en porcentaje

Tal como se puede apreciar en el cuadro 1, al agregar el componente de devaluación de monedas los datos experimentan variaciones considerables. En primer lugar, es interesante notar que la varianza de los rendimientos, para cada país, aumenta bastante. Esto pues se le agrega el componente del tipo de cambio, el cual, sumado a las variaciones que de por sí tienen los rendimientos, hace que esta nueva variable tenga mucho mayor varianza que la anterior. Lo segundo interesante es que hay países que muestran tasas de interés en dólares

altas, llegando a máximos de sobre el 50 %, como es el caso de Australia. En todo caso, si bien las varianzas aumentan y tanto los máximos como los mínimos se profundizan, las medias de los rendimientos se mantienen en magnitudes razonables, lo que da a entender que, a pesar de esta transformación a dólares, la tendencia de las variables se mantiene respecto al caso de la moneda local. Solo como comentario, vemos que las medias de los rendimientos son bajas para Japón y Estados Unidos, países que ex-ante se podrían considerar más seguros.

Adicionalmente, es interesante ver qué ocurre con la covarianza entre tasas durante períodos de crisis, en contraste con lo que ocurre en períodos normales. Esto es importante dada la hipótesis inicial, pues es clave saber si efectivamente existen activos refugio que se comportan distinto a los no refugio en épocas de estrés económico. Uno podría pensar que, en épocas normales, los rendimientos de los instrumentos de gobierno deberían moverse de manera parecida, y que en épocas de crisis en los mercados cambian los comportamientos de estas variables. Por lo anterior, se muestran los siguientes dos cuadros. La primera muestra las covarianzas entre rendimientos para períodos “normales”, sin crisis, y la segunda para períodos de crisis, de acuerdo a la definición temporal señalada en la sección anterior.

Cuadro 2: Correlación de tasas, US dólar

Panel A: Período fuera de crisis										
Variables	AUS	CAN	ITA	FRA	GER	JAP	IRE	NOR	SPA	US
AUS	1.00									
CAN	0.84	1.00								
ITA	0.78	0.66	1.00							
FRA	0.79	0.68	0.99	1.00						
GER	0.79	0.69	0.99	1.00	1.00					
JAP	0.45	0.34	0.30	0.33	0.34	1.00				
IRE	0.79	0.66	0.99	0.99	0.99	0.31	1.00			
NOR	0.77	0.71	0.86	0.87	0.87	0.31	0.86	1.00		
SPA	0.77	0.65	0.99	0.99	0.99	0.29	0.99	0.86	1.00	
US	0.20	0.41	0.17	0.23	0.24	0.19	0.14	0.37	0.16	1.00

Panel B: Período de crisis										
Variables	AUS	CAN	ITA	FRA	GER	JAP	IRE	NOR	SPA	US
AUS	1.00									
CAN	0.91	1.00								
ITA	0.85	0.58	1.00							
FRA	0.84	0.57	1.000	1.00						
GER	0.83	0.56	0.999	1.000	1.00					
JAP	-0.63	-0.73	-0.25	-0.23	-0.22	1.00				
IRE	0.87	0.62	0.99	0.99	0.99	-0.28	1.00			
NOR	0.98	0.88	0.83	0.83	0.82	-0.68	0.86	1.00		
SPA	0.84	0.58	1.00	1.00	1.00	-0.25	0.99	0.84	1.00	
US	-0.71	-0.78	-0.42	-0.40	-0.39	0.84	-0.45	-0.73	-0.41	1.00

Fuente: *Global Financial Database*.

Período muestral: 1999.1-2015.12 y 2008.7-2009.6 para crisis.

Se puede ver que las correlaciones de tasas son negativas entre Japón y Estados con el resto de países en momentos de crisis financieras, algo que no ocurre en períodos normales, lo que nos lleva a suponer que los bonos de estos países son considerados más “refugio” que los otros, en el sentido que son más demandados en períodos de incertidumbre financiera.

Por último, a continuación se presenta un cuadro con el volumen total *outstanding* de bonos gubernamentales por país. Este dato es relevante por varios motivos: permite ponderar cuánto influye cada bono en el “portafolio de mercado” -construido solo por los instrumentos considerados acá-; es una variable que permite construir la medida de iliquidez por país y, además, muestra la importancia que tiene cada país en el mercado de deuda internacional.

Las variables de exceso de retorno de mercado, y de iliquidez de mercado, que están presentes en todas las estimaciones econométricas, se construyeron considerando que el mercado global son los diez países seleccionados y ponderando su peso dentro de este mercado por el

Cuadro 3: Volumen Outstanding de bonos gubernamentales

Variable	Prom.	Desv. Est.	Min.	Max.
AUS	257.26	191.06	78.88	595.82
CAN	861.80	280.91	520.39	1340.81
GER	1496.03	525.27	650.93	2276.53
FRA	1419.15	565.64	567.95	2352.62
ITA	1739.18	445.62	994.85	2495.96
IRE	73.31	50.28	17.3	157.78
JAP	7004.36	2298.09	3007.88	11703.71
NOR	58.08	28.74	20.76	107.15
SPA	611.04	289.68	270.35	1180
US	8916.24	4105.82	4133.19	16457.49
N	211	211	211	211

Fuente: *Bank for International Settlements*.

Período muestral: 1999.1-2015.12.

Nota: Variables expresadas en billones de US dólares

volumen de bonos *outstanding* en cada período.

En el caso del costo de liquidez de mercado, al igual que en el costo de liquidez por país, se multiplica por 1,000,000, con el fin de dejarlo en miles de millones. Eso sí, a diferencia del costo por país, aquí el denominador es mucho más grande, pues se considera el volumen total de mercado, lo que conlleva a que los coeficientes para esta variable sean mucho mayores.

Muchos autores han definido distintos conceptos para la variable que muestra el costo de liquidez, los cuales se pueden agrupar en medidas de *spreads*, *turnover ratios* o bien de impactos en precios, ajustados por volumen en el mercado. Para este estudio, por su parte, se usará una medida ligada al último concepto: una medida de impacto en precios y que tiene el beneficio de ser aplicable a estudios mensuales.

La medida usada se detalla a continuación:

- (1) *Amivest Liquidity Ratio*,  $A_{it}$ : el promedio diario del retorno absoluto dividido por el volumen total transado -en dólares- del activo  $i$  en el mes  $t$ :

$$A_{it} = \sum_{j=1}^{d_t} \frac{|r_{ij}|}{d vol_{ij}} \quad (15)$$

Donde  $r_{ij}$  es el retorno del activo  $i$  en el día  $j$  del mes  $t$ ,  $d vol_{ij}$  es el monto en dólares del volumen *outstanding* por el activo  $i$  en el día  $j$  del mes  $t$ , y  $d_t$  es el número de días en que hay transacciones en el mes  $t$ . Esta medida ha sido usada en una serie de estudios, como en Cooper, Groth, and Avera (1985), Amihud, Mendelson, and Lauterback (1997), Berkman y Eleswarapu (1998), Amihud (2002), y Acharya y Pedersen (2005),

entre muchos otros. La intuición de esta medida es la siguiente: a mayores ratios, más cambia de precio el activo en cuestión -en un mes determinado-, ajustado por el volumen transado, lo que implica que menos líquido es el activo considerado, pues basta que haya poco volumen en el mercado para que se efectúen grandes cambios en los precios. Así, a mayor ratio, mayor es el costo de liquidez.

Otras medidas de iliquidez incluyen *spreads bid-ask*, volumen, *turnover ratios*, entre muchas otras, las cuales han sido usadas en diversos estudios de interés. Al usar el “Amivest Ratio”, se explota el hecho de que hay ciertos activos que, al ser transados, cambian rápido de precio -todo esto ajustado por volumen- por lo que el ratio captura estos movimientos en precios, que a su vez otorgan una medida de iliquidez en el mercado.

Teniendo en consideración lo anterior y de acuerdo a los datos disponibles para esta investigación, se realiza una pequeña variación en el *amivest ratio*, con lo que el índice usado como variable dependiente se construye de la siguiente forma:

$$\text{Costo de liquidez}_{i,t} = L_{i,t} = \left( \frac{|r|_{i,t}}{Volumen_{i,t}} \right) * 1,000,000$$

El índice anterior toma como costo de liquidez el Amivest Liquidity Ratio, multiplicado por 1.000.000 para dejarlo en miles de dólares, pues el volumen viene expresado en US *billions*, equivalente a mil millones en español. Para el numerador, en tanto, se usa el cambio en el rendimiento mensual de cada bono, en valor absoluto, para determinar el cambio en el precio del instrumento analizado. Cabe constatar que, dada la base de datos usada<sup>7</sup>, solo se tienen observaciones de volumen trimestrales, lo que les quita un poco de precisión a los datos, pero aun así permite hacer un estudio econométrico adecuado, pues se tienen datos desde 1999 hasta 2016. En el cuadro siguiente se muestra el detalle de los costos de liquidez para cada país.

---

<sup>7</sup>Datos de volumen obtenidos en la base de datos del *Bank of International Settlements*.

Cuadro 4: Costos de Liquidez

Panel A: Moneda local					
Variable	Prom.	Desv. Est.	Min.	Max.	N
AUS	1.10	1.14	0.01	5.65	209
CAN	0.17	0.16	0.003	0.82	209
FRA	0.12	0.11	0	0.67	209
GER	0.10	0.10	0.002	0.51	209
ITA	0.10	0.08	0	0.52	209
IRE	3.96	3.92	0.005	23.74	209
JAP	0.01	0.02	0	0.09	209
NOR	3.52	3.39	0.009	19.11	209
SPA	0.30	0.26	0.007	1.30	209
US	0.02	0.03	0	0.13	209
Panel B: Moneda US dólar					
Variable	Prom.	Desv. Est.	Min.	Max.	N
AUS	24.63	30.3	0.01	250.44	201
CAN	2.77	3.02	0.04	21.21	201
FRA	2.78	2.92	0.01	14.45	201
GER	2.48	2.51	0.01	12.87	201
ITA	1.98	1.77	0.01	8.43	201
IRE	77.21	91.9	0.07	451.03	201
JAP	0.43	0.41	0.00	2.00	201
NOR	80.34	91.32	0.20	521.95	201
SPA	6.68	6.59	0.02	31.05	201
US	0.02	0.03	0	0.129	209

Fuente: *Bank for International Settlements*.

Período muestral: 1999.1-2015.12.

Nuevamente, se ve una considerable profundización de los costos de liquidez una vez que se expresan en US dólares. Se ve que países como Australia, Irlanda y Noruega tienen costos de liquidez bastante elevados, en contraste con el resto de los países de la muestra. A simple vista, uno podría aseverar que estos bonos provienen de países con mercados financieros mucho menos desarrollados, algo que influye significativamente en el nivel de sus costos de liquidez.

Bien es sabido que los países considerados en esta investigación son distintos. Si bien todos pertenecen al quintil más rico de países en el mundo, medido como PIB per-cápita, las realidad políticas, económicas y financieras difieren al mirar en detalle cada uno de ellos. Para hacerme cargo de lo anterior, se usará una variable idiosincrática a cada país en la especificación econométrica, que será un determinante del riesgo soberano, el cual está presente en el modelo a testear. Esta variable intentará capturar por qué los bonos de un país son más seguros que otros, sin adentrarse en factores relacionados a los betas o a los costos de liquidez, sino solamente dados por características inherentes al país emisor, en alusión a lo derivado en

el desarrollo del modelo teórico.

Específicamente, la variable a considerar es un índice general de estabilidad política y ausencia de violencia, que a su vez se compone de subíndices tales como conflictos internos, conflictos externos y estabilidad del gobierno incumbente. El índice va de 0 a 2, siendo 0 el país más estable y con menos violencia, y 2 lo contrario. De acuerdo al modelo considerado, hay bastantes razones para creer que estos indicadores tienen influencia en la probabilidad que un país entre en default y, por lo mismo, tiene sentido incluirlos en esta investigación. A continuación se muestra un cuadro detallado de las características de cada país en relación a esta variable.

Cuadro 5: Determinante de riesgo soberano

Variable	Prom.	Desv. Est.	Min.	Max.
AUS	1.31	0.08	1.06	1.45
CAN	1.31	0.05	1.22	1.40
GER	1.27	0.09	1.09	1.45
FRA	1.47	0.17	1.15	1.75
ITA	1.29	0.10	1.04	1.40
IRE	1.18	0.11	1.02	1.39
JAP	1.24	0.10	1.09	1.41
NOR	1.23	0.06	1.12	1.30
SPA	1.41	0.11	1.18	1.58
US	1.30	0.079	1.18	1.50
N	204	204	204	204

Fuente: International Country Risk Guide.

Período muestral: 1999.1-2015.12

## 5. Resultados

### 5.1. Resultados estimación en panel

En los siguientes cuadros, se muestran los resultados para las variantes en moneda local y en moneda común -usando tasa de devaluación *forward looking*- de la estimación en panel, mostrando cómo cada variable afecta al diferencial de rendimiento -respecto al de Estados Unidos- y su nivel de significancia. Se agregan los resultados cuando se controla por país y mes. La columna (1) corresponde a la estimación en MCO sin efectos fijos. La columna (2), estimación MCO con efecto fijo país; mientras que la columna (3) presenta los resultados al mantener el efecto fijo país, pero sacando de la regresión el componente de riesgo soberano. Por último, la columna (4) muestra los resultados de la estimación controlando por efecto fijo país y efecto fijo mes. Los coeficientes de los efectos fijos para las columnas (2), (3) y (4) se encuentran disponibles en el anexo 5.

Cuadro 6: Determinantes del diferencial de tasas, estudio panel.

Panel A: Moneda local				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	MCO	Efectos fijos	Efectos fijos	Efectos fijos
Exceso de mercado	0.135 (0.0804)	0.173*** (0.0479)	0.225** (0.0694)	0.230** (0.0718)
Iliquidez mercado	-0.853 (0.902)	-0.674 (0.631)	-1.923* (0.961)	-1.908* (0.978)
Iliquidez	0.216* (0.0942)	0.0836*** (0.0216)	0.0729*** (0.0144)	0.0743*** (0.0145)
Riesgo país	3.378 (2.530)	2.722 (1.874)		
Efecto fijo país	No	Sí	Sí	Sí
Efecto fijo mes	No	No	No	Sí
Constante	-4.260 (3.672)	-1.928 (2.487)	1.854*** (0.215)	1.853*** (0.214)
Observaciones	1827	1827	1854	1854
<i>R</i> <sup>2</sup> ajustado	0.162	0.556	0.525	0.524

Errores estándar en paréntesis
* $p < 0,1$ , ** $p < 0,05$ , *** $p < 0,01$

Panel B: Moneda US dólar				
	MCO	Efectos fijos	Efectos fijos	Efectos fijos
	MCO	Efectos fijos	Efectos fijos	Efectos fijos
Exceso de mercado	1.652*** (0.0907)	1.650*** (0.0911)	1.650*** (0.0907)	1.650*** (0.0913)
Iliquidez mercado	2.274 (2.506)	0.337 (2.694)	-0.179 (2.997)	0.0697 (3.077)
Iliquidez	0.0249*** (0.00622)	0.0282*** (0.00823)	0.0279** (0.00853)	0.0280** (0.00864)
Riesgo país	3.690 (3.184)	1.128 (3.417)		
Efecto fijo país	No	Sí	Sí	Sí
Efecto fijo mes	No	No	No	Sí
Constante	-3.869 (4.236)	2.146 (4.457)	3.674*** (0.311)	3.800*** (0.341)
Observaciones	1809	1809	1809	1809
<i>R</i> <sup>2</sup> ajustado	0.549	0.560	0.560	0.558

Errores estándar en paréntesis

\*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

Se elimina el coeficiente de riesgo país al pasar de la segunda a la tercera columna. Se hace lo anterior pues, al considerar los datos usados, la variable idiosincrática de cada país es un sustituto -imperfecto- del efecto fijo país, por lo que pierde fuerza estadística una vez que se controla por este efecto fijo. En el anexo 4 se puede ver la evolución de esta variable, país por país, para el período temporal considerado. Esta consideración también se explica al final de la sección 3.

### 5.1.1. Interpretación de Resultados

El cuadro anterior proporciona los resultados para los modelos expresados en moneda local y en US dólar usando tasa de devaluación *forward looking*. En primer lugar, se ve que el beta de mercado, que representa la sensibilidad ante el exceso de rendimiento de mercado sobre la tasa libre de riesgo, tiene una magnitud baja y positiva. Esto implica que dentro de la muestra de países, en general cada país covaría positivamente con el resto de países, pero en baja magnitud. Esto es bastante interesante, pues muestra que independiente de la moneda que se considere, existe una correlación positiva entre el exceso de rendimiento del mercado, y el exceso de rendimiento de los activos de renta fija. Es decir, cuando al mercado le va bien, a los activos considerados les va bien, y viceversa, habiendo una correlación positiva entre ambos.

En cuanto a el coeficiente de liquidez de mercado, éste muestra un signo negativo -en casi todas las variantes-, lo que implica que para un país considerado, este tendrá un diferencial de rendimiento menor una vez que aumenta la liquidez de mercado. Lo anterior puede deberse a la sobre-ponderación que tienen países como Japón en el cálculo de las variables de mercado, las cuales controlan por el volumen *outstanding* de cada país. Sin embargo, para casi todas las variantes este coeficiente es no significativo, lo que muestra que este regresor no aporta mucho a la discusión econométrica sobre los determinantes del exceso de tasas.

Por otra parte, se ve que los costos de liquidez de cada país son significativos y positivos, lo que permite afirmar que efectivamente existe una prima por liquidez en la muestra seleccionada. Al ser este coeficiente positivo, quiere decir que el exceso de rendimiento aumenta al haber un incremento de los costos de liquidez, lo cual es intuitivo desde el punto de vista económico, pues al aumentar la liquidez, debería disminuir el precio del activo en cuestión. Asimismo, se ve que al agregar efectos fijos, tales como controles por país y mes, estos resultados se mantienen robustos en general para las dos variantes, al menos a un nivel de significancia de un 90 %.

Por último, se ve que el regresor de riesgo país es positivo, pero no significativo. Cuando se controla por país, en particular, este regresor pierde significancia, por lo que se elimina de la regresión, pues intuitivamente se está controlando por características que son propias de cada país, y ahí, este regresor pasa a ser redundante. Al ser este coeficiente no significativo,

indica que el modelo CAPM más prima de liquidez ya es completo, en el sentido que no hay prima de riesgo país adicional.

En síntesis, se ve una importancia clara de los costos de liquidez y de exceso de rendimiento de mercado -beta fundamental- en los distintos modelos propuestos, a su vez que se ve un impacto heterogéneo en el regresor de liquidez de mercado.

Los resultados obtenidos acá son coherentes con los resultados de la estimación SUR - presentada en el anexo 6- la cual muestra que el coeficiente de exceso de rendimiento de mercado es positivo y significativo para la mayoría de países considerados. En adición, se ve menor significancia en el coeficiente de liquidez de mercado, aun más cuando se considera moneda US dólar, lo que apoya la idea de que esta variable no es significativa en el modelo propuesto. Los costos de liquidez para cada país son significativos, y por último se ve alta significancia en el parámetro de riesgo soberano -lo que se debe a que se hace un estudio intra-país- con un signo positivo, de acuerdo a lo esperado.

Por último, es importante mencionar que gran parte del aumento en rendimientos de cada país viene dado por las tasas de devaluación de sus respectivas monedas, no por el aumento local de tasas. Esto se puede ver en las diferencias de los paneles A y B, y también en los gráficos de devaluación de monedas, disponibles en el anexo 1. Este punto es relevante a la hora de hacer inferencia económica, pues si bien aquí se proponen determinantes de tasas, un gran componente de lo anterior se explica por los tipos de cambio.

## 5.2. Resultados en crisis

Ahora bien, como se mencionó en la introducción, otro elemento importante en esta investigación es determinar si, durante tiempos de crisis, los inversionistas efectivamente se refugian en algunos activos más que en otros. Para lo anterior, mostraré la siguiente tabla, que muestra la estimación de la ecuación (14), en donde se puede ver el componente de seguridad en cada país. Así, los países que tengan el menor coeficiente en este componente, se considerarán los de mayor seguridad, pues implica que en tiempos de estrés económico, su diferencial respecto a Estados Unidos disminuye. Para efectos de simplificar el análisis, a continuación solo se muestra el cuadro con resultados en US dólar -usando tasa de devaluación *forward looking*-, pues es el modelo que mejor captura el componente refugio de los países.

Cuadro 7: Determinantes del diferencial de tasas incluyendo período de crisis.

Exceso de Rendimiento	
Exceso de Mercado	1.843*** (0.125)
Iliquidez Mercado	-4.576** (1.387)
Iliquidez	0.0107** (0.003)
Crisis	6.031*** (0.471)
Efecto Fijo País y Mes	Sí
Interacción crisis por país	
AUS	17.81*** (0.144)
CAN	4.337*** (0.00806)
FRA	-0.180*** (0.0118)
GER	-0.378*** (0.0122)
ITA	0.173*** (0.0129)
IRE	-0.268* (0.143)
JAP	-14.55*** (0.0187)
NOR	6.846*** (0.261)
SPA	0 (.)
Constante	-4.738*** (0.517)
Observaciones	1809
<i>R</i> <sup>2</sup> Ajustado	0.850

Errores estándar en paréntesis

\*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

### 5.2.1. Interpretación de Resultados: Comportamiento en período de Crisis

Al mirar en detalle el cuadro 7, que muestra los resultados cuando se incluye el regresor de crisis -así como su interacción con cada país -, se ve claramente el efecto que tuvo el período de crisis en los diferenciales de rendimiento. Este componente, que en términos simples podría ser denominado como el componente “refugio”, muestra que el país que tuvo el componente más negativo, es decir, el país que aumentó más su precio, fue Japón. Luego, lo siguen Alemania, Irlanda, Francia e Italia. Es decir, dentro de los países considerados, son estos últimos los que

vieron una reducción más significativa en el diferencial de tasas, lo que conlleva a un aumento en el precio de los bonos. Este resultado es bastante interesante, pues permite hacer un ranking<sup>8</sup> de países en términos de su atracción en períodos de crisis. Asimismo, es interesante notar la variable dummy de crisis es significativa y bastante positiva, lo que implica que en este período, los países vieron un alza en sus tasas de interés de forma generalizada. Lo anterior implica una baja de precios generalizada al incluir el efecto de la crisis en la muestra general. Como ejemplo se puede ver que el país de Noruega, controlando por las primeras tres variables -exceso de mercado, liquidez de mercado y liquidez del país- tiene un diferencial de tasas respecto a Estados Unidos de 13.80 %, dado por el efecto crisis común -6,03 %- el efecto fijo total de noruega -efecto fijo país más año por país, de -6,50 %- y el efecto total de años - 14,35 %- . Se puede seguir este procedimiento para cada país y así ver cómo cada componente afecta la determinación de diferenciales de tasas. Ahora, si se quisiera analizar el efecto puro de la crisis en Noruega, habría que ver el coeficiente del cuadro 7, que en este caso es de 6,846 %, que implica que durante la crisis el país nórdico aumentó su diferencial de tasas en este porcentaje.

En términos de la significancia de los coeficientes, se ve que al agregar el componente crisis, y los efectos fijos país y año -sin considerar la variable de riesgo soberano-, hay una mejora sustancial. Ahora todos los regresores principales pasan a ser significativos al 95 % - y el coeficiente de la variable crisis, al 99 %-, lo que le otorga mayor poder estadístico en su conjunto a la estimación.

### **5.3. Comparación de variables predichas versus variables efectivas**

Una aplicación interesante consiste en comparar los resultados predichos con los datos usados para las estimaciones, detallando en la parte predicha el aporte que hace cada regresor en la determinación del diferencial de tasas predicho. Para lo anterior, entonces, se usan los resultados obtenidos en el cuadro 7 -que contiene el efecto de la crisis- para hacer la comparación. El siguiente cuadro muestra, primero, el promedio de las variables efectivas - diferencial de tasas en moneda común, en moneda local y tasas de devaluación por país- para luego mostrar las variables predichas. En la sección de variables predichas, se hace una desagregación del aporte de cada variable explicativa en la determinación final de cada variable dependiente. Por último, se hace una comparación de la muestra total versus el período de crisis.

---

<sup>8</sup>El ranking estaría formado así: Japón, Alemania, Irlanda, Francia, Italia, España, Canadá, Noruega y, por último, Australia

Cuadro 8: Detalle de variables reales y predichas en US Dólar

	AUS	CAN	FRA	GER	IRE	ITA	JAP	NOR	SPA
Diferencial de tasas en US dólar	4.34	1.63	1.27	1.01	2.29	2.02	-1.27	1.50	1.98
Diferencial de tasas en LCU	1.23	-0.018	-0.26	-0.53	0.74	0.49	-2.54	0.28	0.45
Tasa de devaluación moneda	-0.83	-0.68	-0.25	-0.25	-0.25	-0.25	-0.18	0.44	-0.25
Panel A: Período muestral total									
Diferencial de tasas predicho	2.74	0.89	1.28	1.03	2.30	2.04	-1.901	1.003	2.02
Variable de exceso de mercado	-0.42	-0.42	-0.42	-0.42	-0.42	-0.42	-0.42	-0.42	-0.42
Variable de iliquidez de mercado	-0.37	-0.37	-0.37	-0.37	-0.37	-0.37	-0.37	-0.37	-0.37
Variable de iliquidez	0.23	0.027	0.03	0.026	0.82	0.02	0.004	0.84	0.07
Panel B: Período de crisis									
Diferencial de tasas predicho	27.56	12.16	2.24	1.04	3.36	2.96	6.44	9.48	2.62
Variable de exceso de mercado	5.97	5.97	5.97	5.97	5.97	5.97	5.97	5.97	5.97
Variable de iliquidez de mercado	-0.36	-0.36	-0.36	-0.36	-0.36	-0.36	-0.36	-0.36	-0.36
Variable de iliquidez	.063	0.056	0.03	0.03	0.03	0.004	1.11	0.09	
Variable de crisis común	6.03	6.03	6.03	6.03	6.03	6.03	6.03	6.03	6.03
Variable de crisis en cada país	17.81	4.34	-0.18	-0.38	-0.268	0.173	-14.55	6.85	0*
Efecto fijo total país y mes × país	0*	-15.25	-4.65	-7.23	6.25	14.48	5.29	-6.50	6.58
Constante	-4.74	-4.74	-4.74	-4.74	-4.74	-4.74	-4.74	-4.74	-4.74

Nota: Las tres primeras filas no suman cero, pues las tasas en US dólar se calcularon multiplicativamente. Ver ecuación de cálculo de tasas en US dólar en sección 4 de datos.

\*: Variables omitidas por colinealidad.

Se observa que la suma de los componentes del panel B otorga aproximadamente el diferencial de tasas predicho -la diferencia es el término de error, que por construcción al hacer MCO, se minimiza-. Se desprende que durante la crisis el impacto que tuvo este episodio en cada país es heterogéneo; en algunos país aumento la variable explicativa -Australia, Canadá, Italia, Noruega- mientras que en el resto cayó. También se observa el primer componente,

de exceso de rendimiento de mercado, aumenta considerablemente en período de crisis, lo que implica que las tasas sobrereaccionan a lo que ocurre con el mercado global. Asimismo, las variables de iliquidez de mercado, como de iliquidez por país, aportan mínimamente a la determinación del diferencial de tasas. Es importante recalcar el coeficiente de crisis común, que añade 6.03 % a cada diferencial de tasas -de cada país- lo que implica el impacto negativo que tuvo la crisis en los bonos soberanos de los gobiernos en general. Asimismo, se observa que los efectos fijos tuvieron impactos heterogéneos en la variable explicativa. Esto último da cuenta de cómo cada país y cada año en particular afectaron el diferencial de tasas.

Este simple ejercicio de aplicación muestra el efecto que tuvo la crisis en los distintos países considerados, a la vez que sirve como insumo para una futura situación económica compleja, pues da una idea de cómo se comportaría los bonos soberanos al enfrentarse a un episodio de estrés financiero.

## 6. Conclusión

El presente trabajo realiza un estudio que compara los distintos rendimientos de un grupo de bonos de diez países importantes en la economía mundial. A través de dos variantes, que comparan tanto monedas locales como moneda común, se establece relaciones entre tasas de rendimientos de distintos bonos de gobierno. Los resultados le dan mayor validez a la segunda variante propuesta, pero los resultados van en línea con lo encontrado en el caso de moneda local. De la misma forma, se ha propuesto un modelo teórico sencillo, pero que da luces sobre ciertos determinantes importantes a la hora de establecer precios en renta fija. La hipótesis central de este trabajo es que la prima por liquidez y por riesgo soberano, sumado a los componentes tradicionales de CAPM, son los que explican el diferencial de rendimientos de distintos bonos de gobierno. En este sentido, se ha determinado la importancia de los costos de liquidez que cada instrumento tiene a la hora de proveer mayor o menor riesgo a su activo subyacente. Por otra parte, se ve en las estimaciones que el componente de riesgo soberano no es tan relevante, pues pierde significancia cuando se controla por efecto fijo país. Junto con lo anterior, al analizar el efecto que tuvo la crisis del 2008 en el diferencial de tasas, se ve que algunos bonos aumentaron su precio respecto al resto, siendo considerados “refugio” por los inversionistas -como el caso del bono japonés, por ejemplo- mientras que otros pierden valor -como el bono noruego-. Asimismo, al agregar este componente, se ve que las variables mantienen la significancia, lo que le otorga validez al estudio econométrico.

Cabe mencionar que el *asset pricing* es un tema bastante discutido en la literatura económica y financiera. Por lo tanto, un acercamiento como el que busca hacer esta investigación , a pesar de ser acotado, da luces sobre ciertos aspectos como la liquidez y los riesgos soberanos, los cuales ciertamente tienen un efecto en los precios de los bonos. De los resultados de este trabajo se extrae la validez del modelo CAPM aplicado a bonos soberanos, algo bastante útil en la discusión de *asset pricing* actual y, además, se permite estudiar el componente “refugio” de los países en período de crisis.

Sin dudas aún existen cosas por explorar, pero los resultados aquí obtenidos buscan ser una primera aproximación para el mejor entendimiento de los rendimientos de los bonos de gobierno, en un contexto económico mundial de bastante incertidumbre, y en el que la determinación de precios se hace cada vez más difícil.

Extensiones de esta investigación podrían ir en la línea de agregar países en desarrollo, de buscar medidas extra de costos de liquidez y de riesgo soberano, e incluso ampliando aún más el período temporal. Sin dudas lo anterior serviría para darle mayor robustez a lo aquí encontrado, y ser un insumo para la discusión de precios de renta fija que está bastante en discusión estos días, dada la importancia de los mercados financieros en la actualidad.

## 7. Referencias

- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of financial Economics*, 17(2), 223-249.
- Amihud, Y., Mendelson, H., & Lauterbach, B. (1997). Market microstructure and securities values: Evidence from the Tel Aviv Stock Exchange. *Journal of Financial Economics*, 45(3), 365-390.
- Arrow, K., 1971. *Essay in the Theory of Risk-Bearing*. Markham Publishing Co., Chicago.
- Beck, R. (2001). Do country fundamentals explain emerging market bond spreads?.
- Berkman, H., & Eleswarapu, V. R. (1998). Short-term traders and liquidity:: a test using Bombay Stock Exchange data1We thank Yakov Amihud, Jerry Bowman, JB Chay, Dan Dhaliwal, Ajay Shah, Mike Sher, SP Kothari (referee), and Bill Schwert (editor) for their helpful comments and suggestions. Paper presented at the WFA and the APFA/PACAP Conferences. 1. *Journal of financial Economics*, 47(3), 339-355.
- Biais, B., & Faugeron-Crouzet, A. M. (2002). IPO auctions: English, Dutch,... French, and internet. *Journal of Financial Intermediation*, 11(1), 9-36.
- Brennan, M. J., Chordia, T., & Subrahmanyam, A. (1998). Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 49(3), 345-373.
- Campbell, J. Y. (1993). Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data. *The American Economic Review*, 487-512.
- Chordia, T., Roll, R., & Subrahmanyam, A. (2000). Commonality in liquidity. *Journal of financial economics*, 56(1), 3-28.
- Codogno, L., Favero, C., & Missale, A. (2003). Yield spreads on EMU government bonds. *Economic Policy*, 18(37), 503-532.
- Cooper, S. K., Groth, J. C., & Avera, W. E. (1985). Liquidity, exchange listing, and common stock performance. *Journal of Economics and Business*, 37(1), 19-33.
- Cox, J. C., Ingersoll Jr, J. E., & Ross, S. A. (1985). A theory of the term structure of interest rates. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 385-407.
- Datar, V. T., Naik, N. Y., & Radcliffe, R. (1998). Liquidity and stock returns: An alternative test. *Journal of Financial Markets*, 1(2), 203-219.
- Duffie, D., Pedersen, L. H., & Singleton, K. J. (2003). Modeling sovereign yield spreads: A case study of Russian debt. *The journal of finance*, 58(1), 119-159.
- Edwards, S. (1986). The pricing of bonds and bank loans in international markets: An empirical analysis of developing countries' foreign borrowing. *European Economic Review*, 30(3), 565-589.
- Eichengreen, B., & Mody, A. (1998). Interest rates in the north and capital flows to the south: is there a missing link?. *International finance*, 1(1), 35-57.

- Elsby, Michael W. L., Hobijn Bart, Sahin Aysegul, Valletta Robert G., Stevenson Betsey, and Langan Andrew. “The Labor Market in the Great Recession—An Update to September 2011 [with Comment and Discussion].” *Brookings Papers on Economic Activity* (2011): 353-84.
- Fama, E. F., Fisher, L., Jensen, M. C., & Roll, R. (1969). The adjustment of stock prices to new information. *International economic review*, 10(1), 1-21.
- Favero, C., Pagano, M., & Von Thadden, E. L. (2010). How does liquidity affect government bond yields?.
- Ferrucci, G. (2003). Empirical determinants of emerging market economies’ sovereign bond spreads.
- Galariotis, E. C., & Giouvris, E. (2009). Systematic liquidity and excess returns: evidence from the London Stock Exchange. *Review of Accounting and Finance*, 8(3), 279-307.
- Geyer, A., Kossmeier, S., & Pichler, S. (2004). Measuring systematic risk in EMU government yield spreads. *Review of Finance*, 8(2), 171-197.
- Gibson, R., & Mougeot, N. (2004). The pricing of systematic liquidity risk: Empirical evidence from the US stock market. *Journal of banking & finance*, 28(1), 157-178.
- Goyenko, R. Y., Holden, C. W., & Trzcinka, C. A. (2009). Do liquidity measures measure liquidity?. *Journal of financial Economics*, 92(2), 153-181.
- Grinblatt, M., & Keloharju, M. (2001). What makes investors trade?. *The Journal of Finance*, 56(2), 589-616.
- Gruber, J. W., & Kamin, S. B. (2012). Fiscal positions and government bond yields in OECD countries. *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(8), 1563-1587.
- Harris, L. (2003). Trading and exchanges. *Market microstructure for practitioners*. New.
- Hasbrouck, J., & Seppi, D. J. (2001). Common factors in prices, order flows, and liquidity. *Journal of financial Economics*, 59(3), 383-411.
- Hilscher, J., & Nosbusch, Y. (2004). Determinants of sovereign risk. Department of Economics, Harvard University, mimeo.
- Huberman, G., & Halka, D. (2001). Systematic liquidity. *Journal of Financial Research*, 24(2), 161-178.
- Ireland, P. N. (2011), “A New Keynesian Perspective on the Great Recession.” *Journal of Money, Credit and Banking*, 43: 31–54.
- Jacoby, G., & Zheng, S. X. (2010). Ownership dispersion and market liquidity. *International Review of Financial Analysis*, 19(2), 81-88.
- Lintner, J. (1965a). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The review of economics and statistics*, 13-37.
- Lintner, J. (1965b). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *The Journal of Finance*, 20(4), 587-615.

- Lucas, R. E. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of economic theory*, 4(2), 103-124.
- Madhavan, A. (2000). Market microstructure: A survey. *Journal of financial markets*, 3(3), 205-258.
- Martinez, M. A., Nieto, B., Rubio, G., & Tapia, M. (2005). Asset pricing and systematic liquidity risk: An empirical investigation of the Spanish stock market. *International Review of Economics & Finance*, 14(1), 81-103.
- Mian, Atif & Amir Sufi(2015), “House of Debt: How They and You Caused the Great Recession, and How We Can Prevent It from Happening Again” University of Chicago Press.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 768-783.
- O'hara, M. (1995). Market microstructure theory (Vol. 108). Cambridge, MA: Blackwell.
- Pastor, L., & Stambaugh, R. F. (2001). Liquidity risk and expected stock returns (No. w8462). National Bureau of Economic Research.
- Sarr, Abdourahmane and Lybek, Tonny, Measuring Liquidity in Financial Markets (December 2002). IMF Working Paper, Vol. , pp. 1-64, 2002. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=880932>
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, 19(3), 425-442.
- Treynor, J. L. (1961). Market value, time, and risk. *Time, and Risk* (August 8, 1961).
- Treynor, J. L. (1962). Toward a theory of market value of risky assets. Unpublished manuscript, 6.
- Tversky, A., & Kahneman, D. (1975). Judgment under uncertainty: Heuristics and biases. In *Utility, probability, and human decision making* (pp. 141-162). Springer Netherlands.
- Von Hagen, J., Schuknecht, L., & Wolswijk, G. (2011). Government bond risk premiums in the EU revisited: The impact of the financial crisis. *European Journal of Political Economy*, 27(1), 36-43.
- Wang, J., & Chen, L. (2012). Liquidity-adjusted conditional capital asset pricing model. *Economic Modelling*, 29(2), 361-368.
- Zellner, A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American statistical Association*, 57(298), 348-368.

## 8. Anexos

### Anexo 1: Gráficos de tasas de devaluación

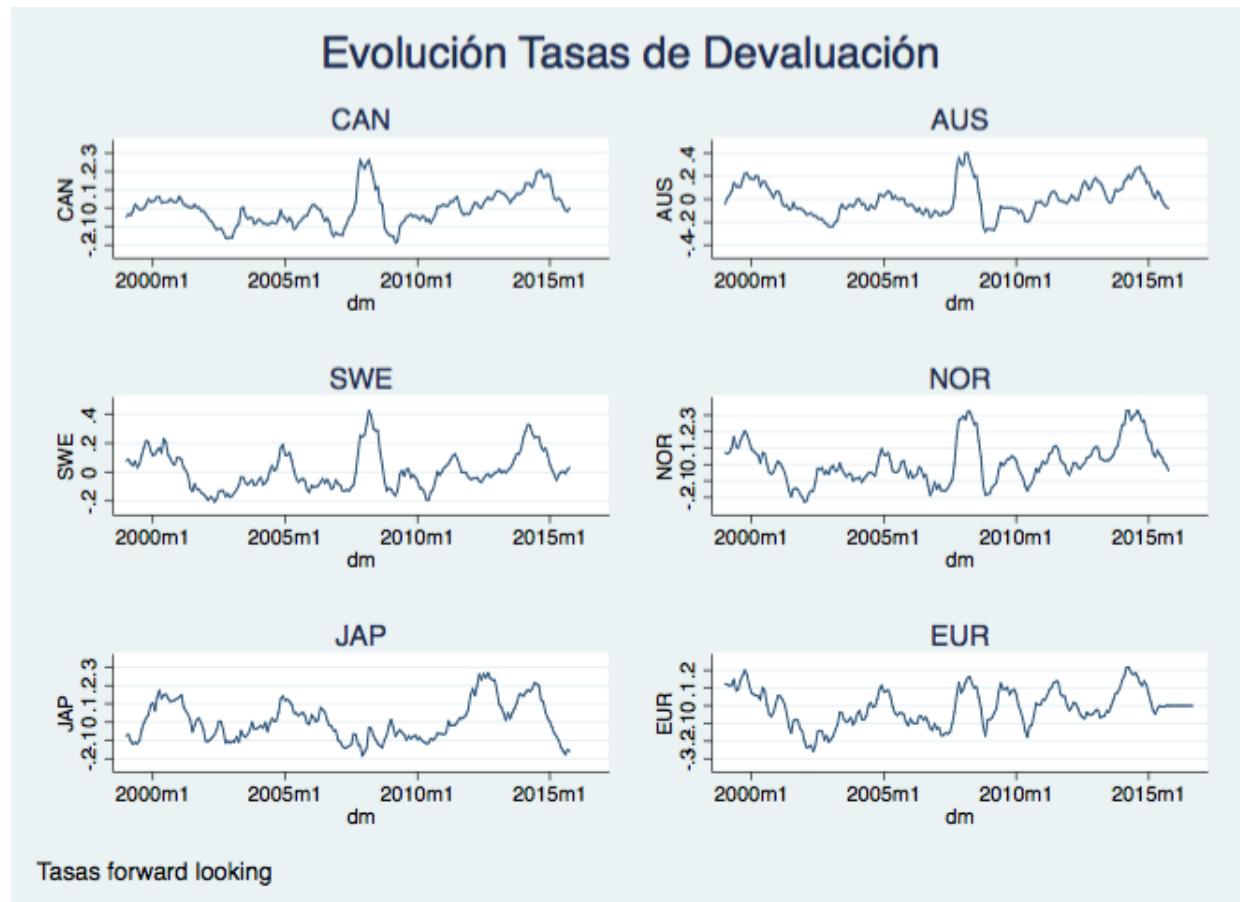


Figura 1: Tasas de Devaluación de Monedas

## Anexo 2: Gráficos de volumen

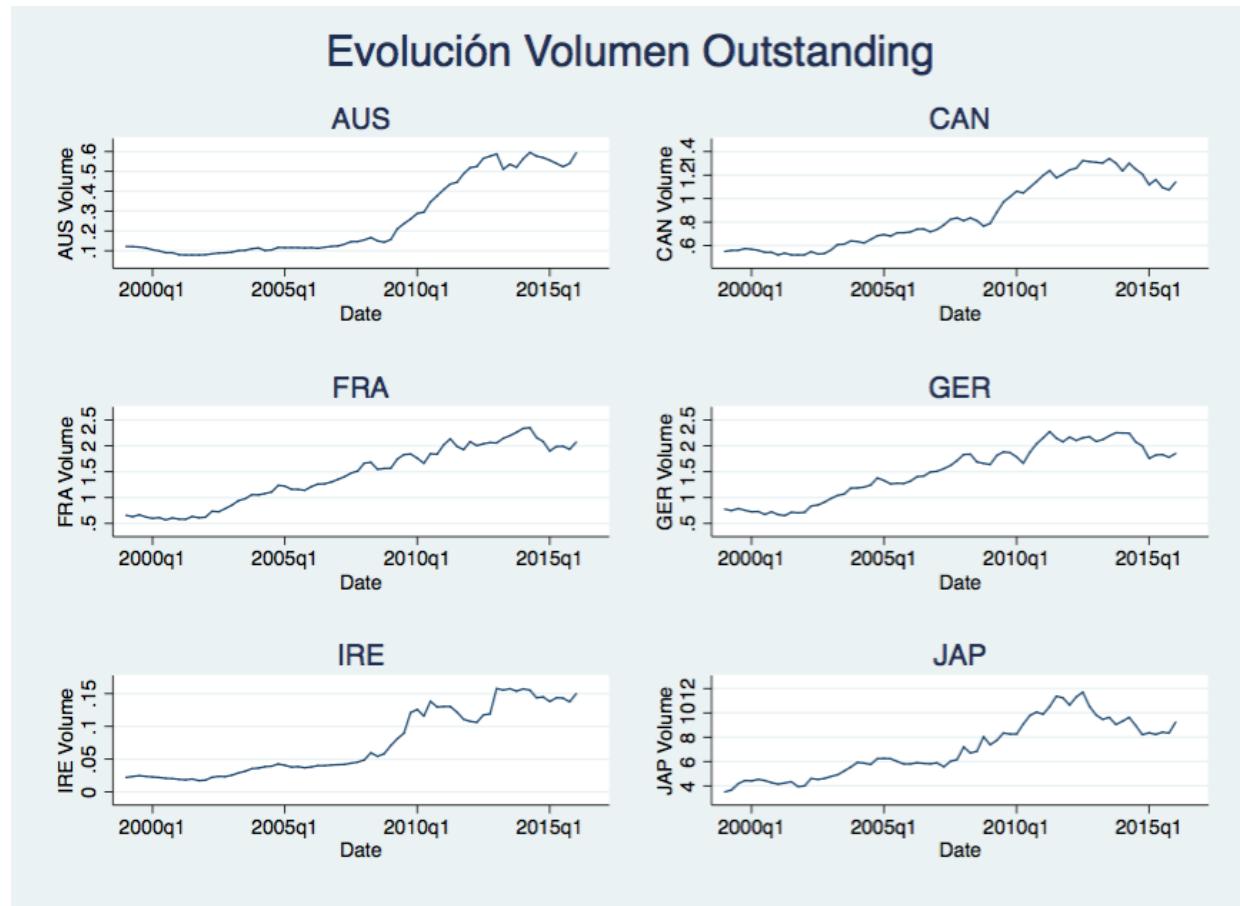


Figura 2: Evolución de volumen transado por país

## Evolución Volumen Outstanding

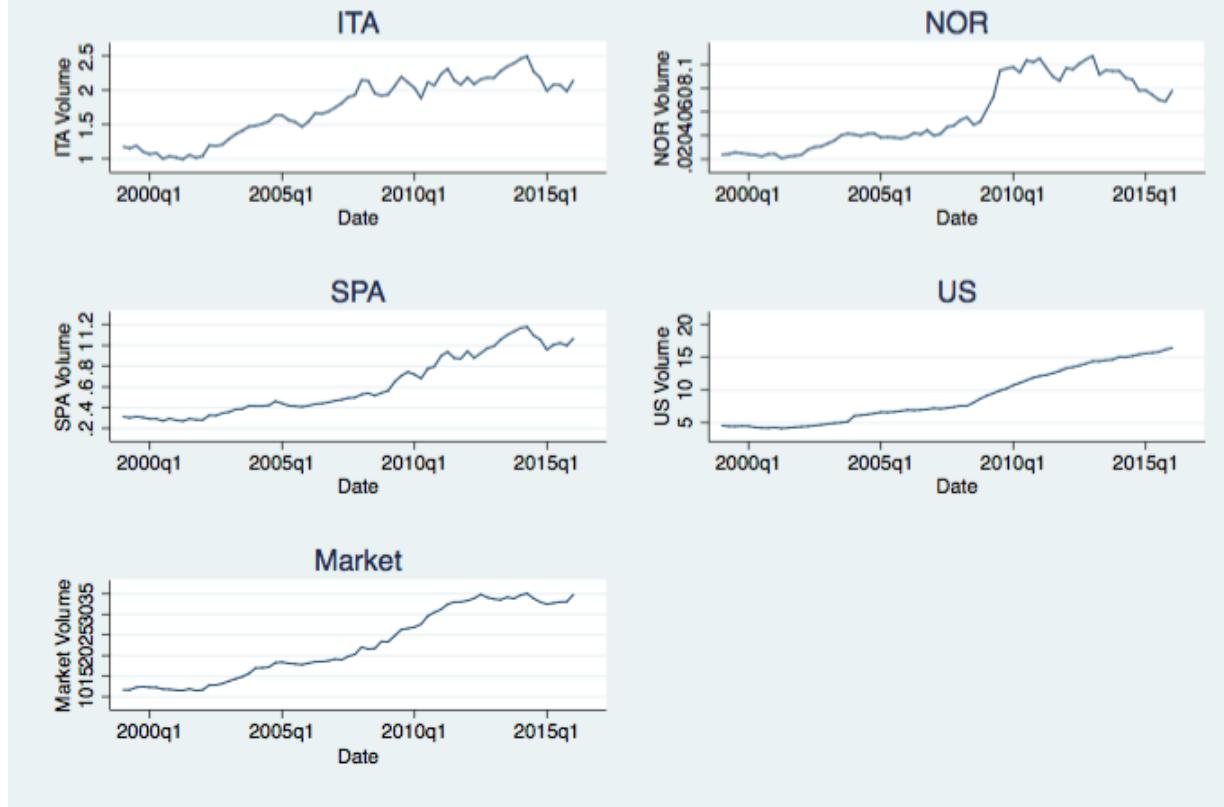


Figura 3: Evolución de volumen transado por país

### Anexo 3: Gráficos de diferenciales de tasas de rendimiento

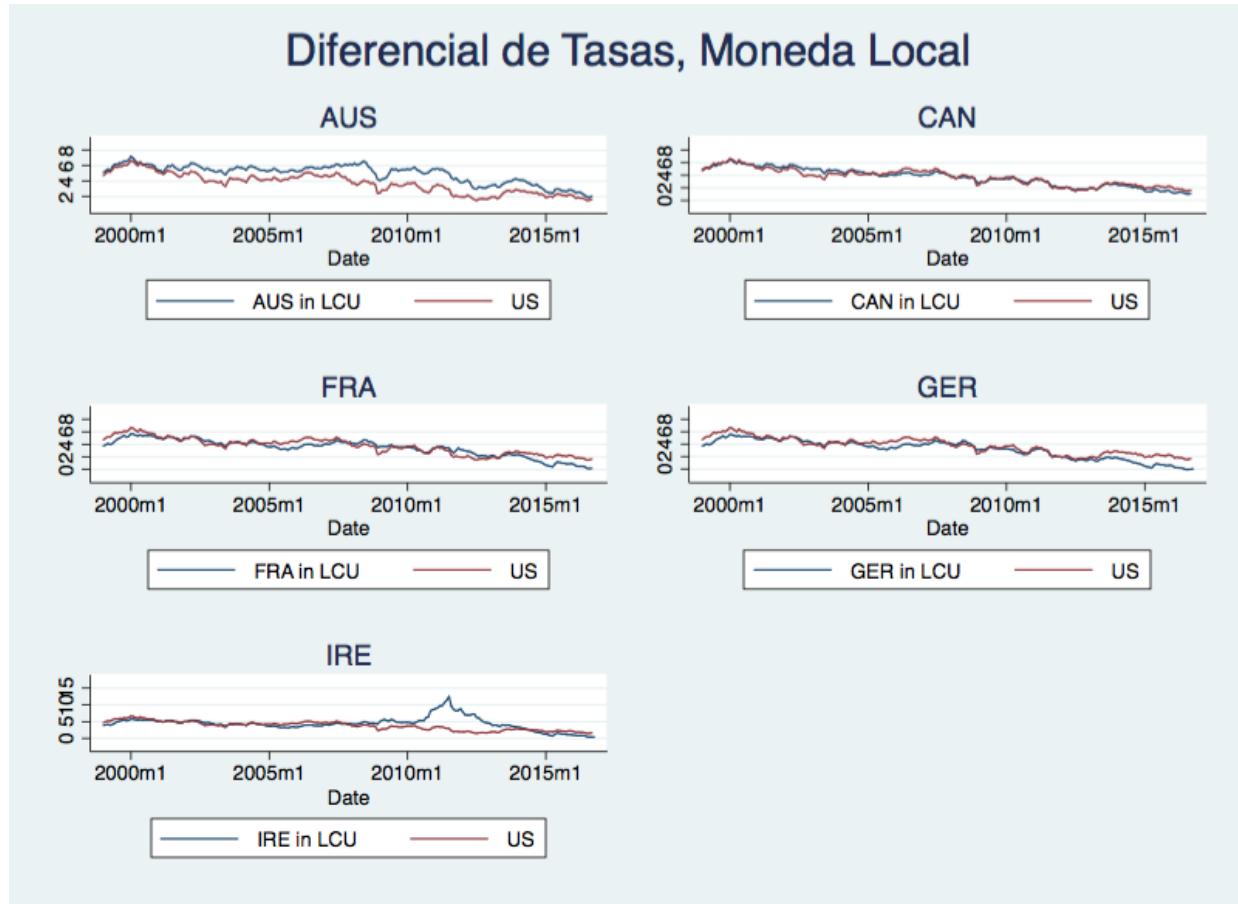


Figura 4: Gráfico de diferencial de tasas

## Diferencial de Tasas, Moneda Local

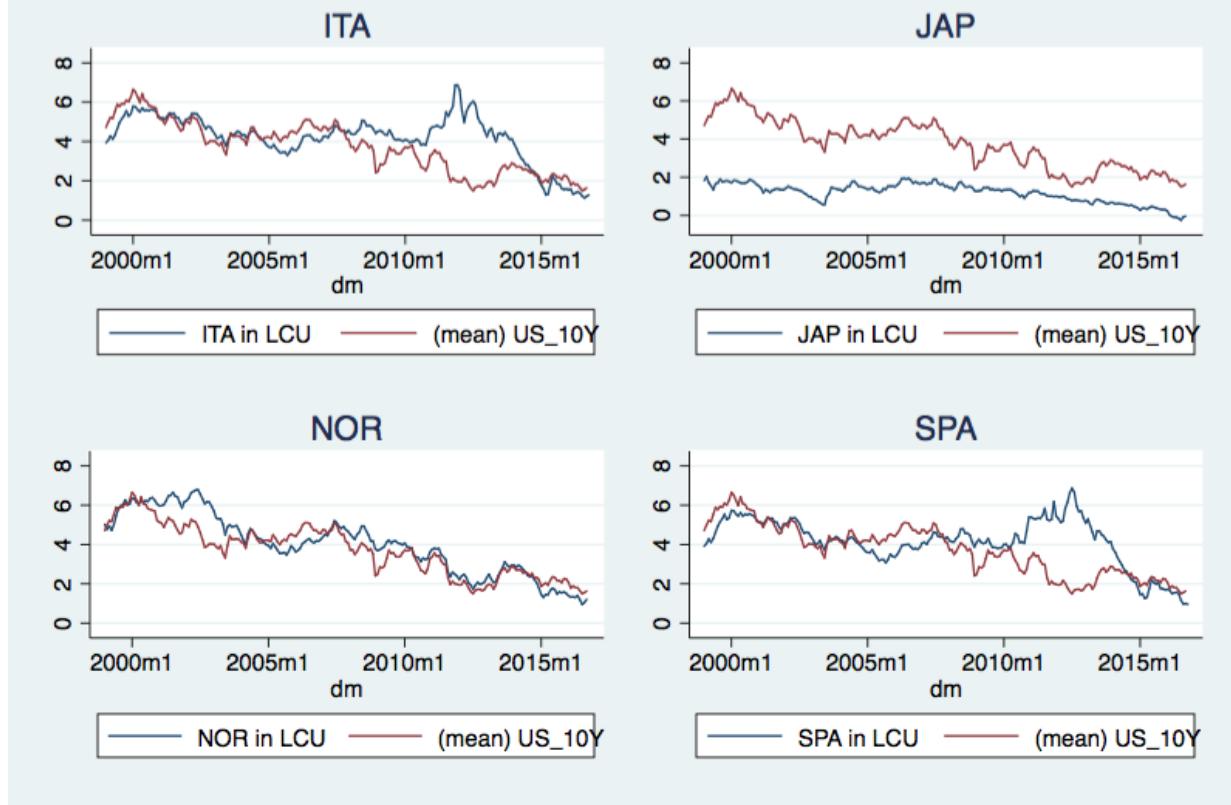


Figura 5: Gráfico de diferencial de tasas

## Diferencial de Tasas, Moneda US Dólar

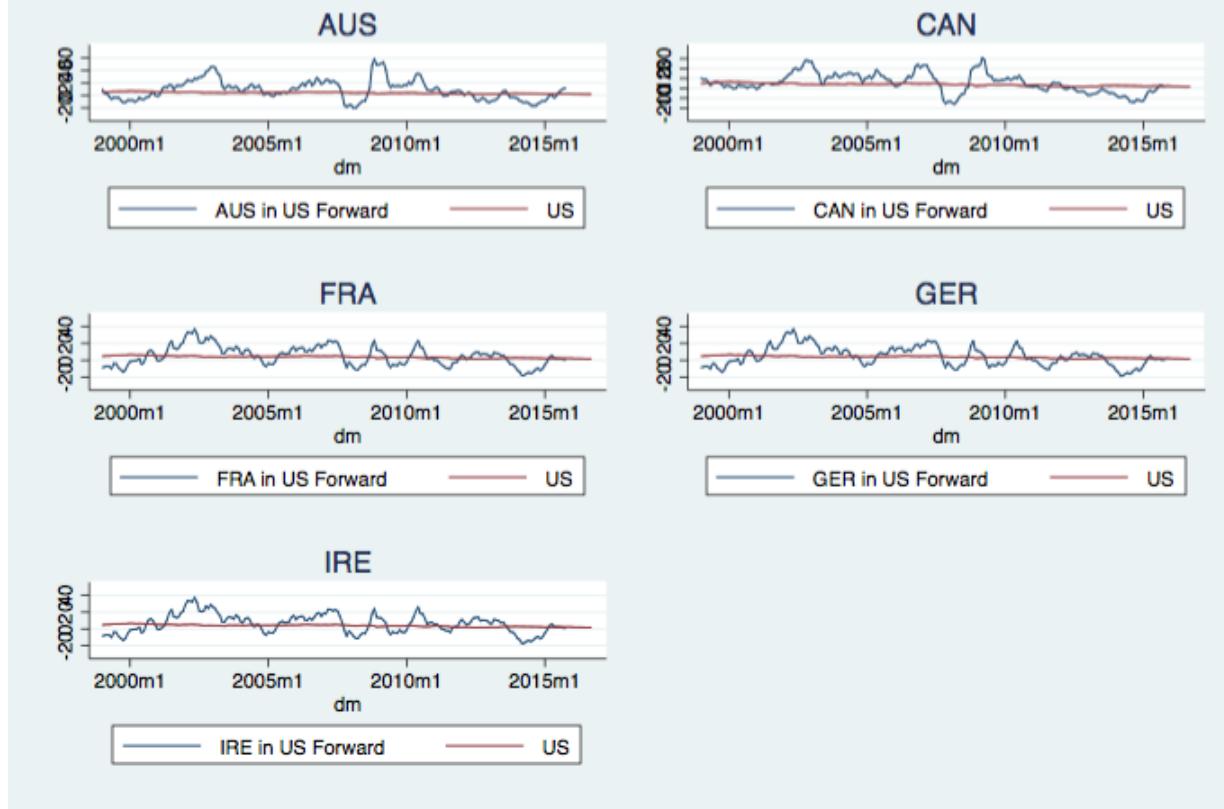


Figura 6: Gráfico de diferencial de tasas

## Diferencial de Tasas, Moneda US Dólar

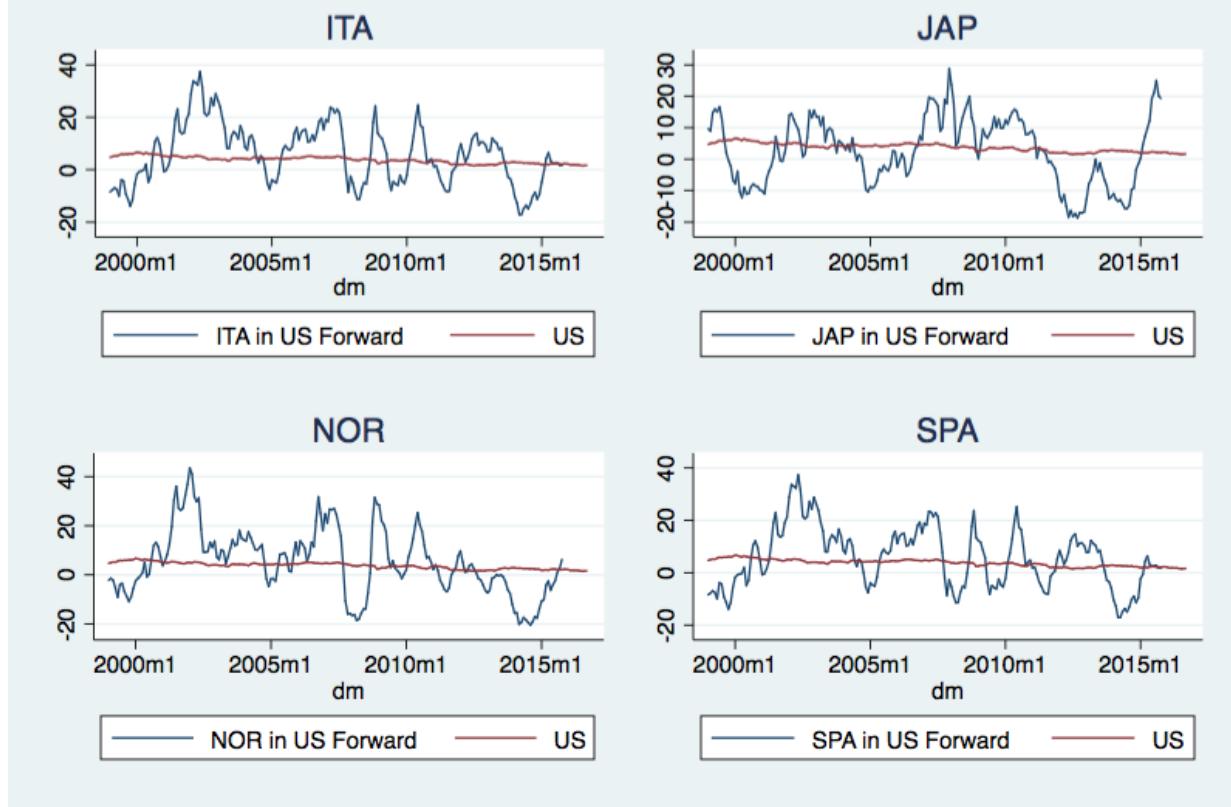


Figura 7: Gráfico de diferencial de tasas

## Diferencial de Tasas, Moneda US Dólar

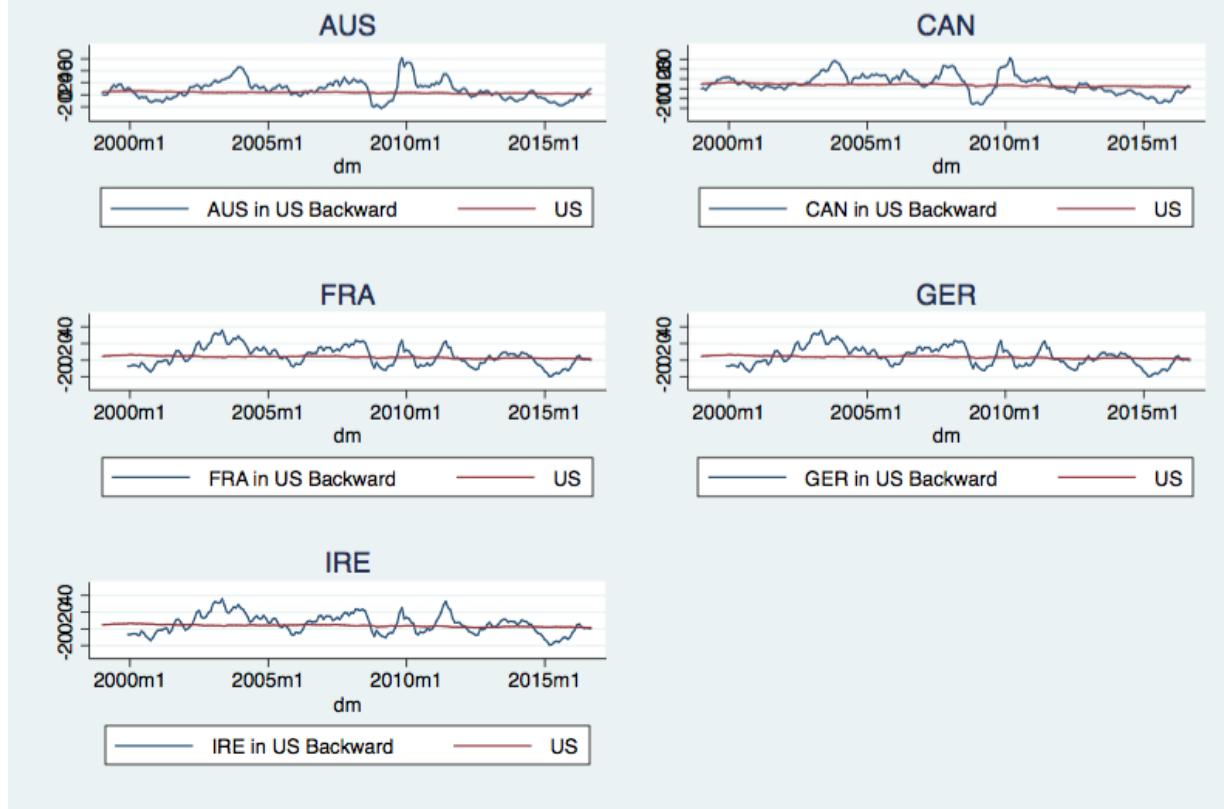


Figura 8: Gráfico de diferencial de tasas

## Diferencial de Tasas, Moneda US Dólar

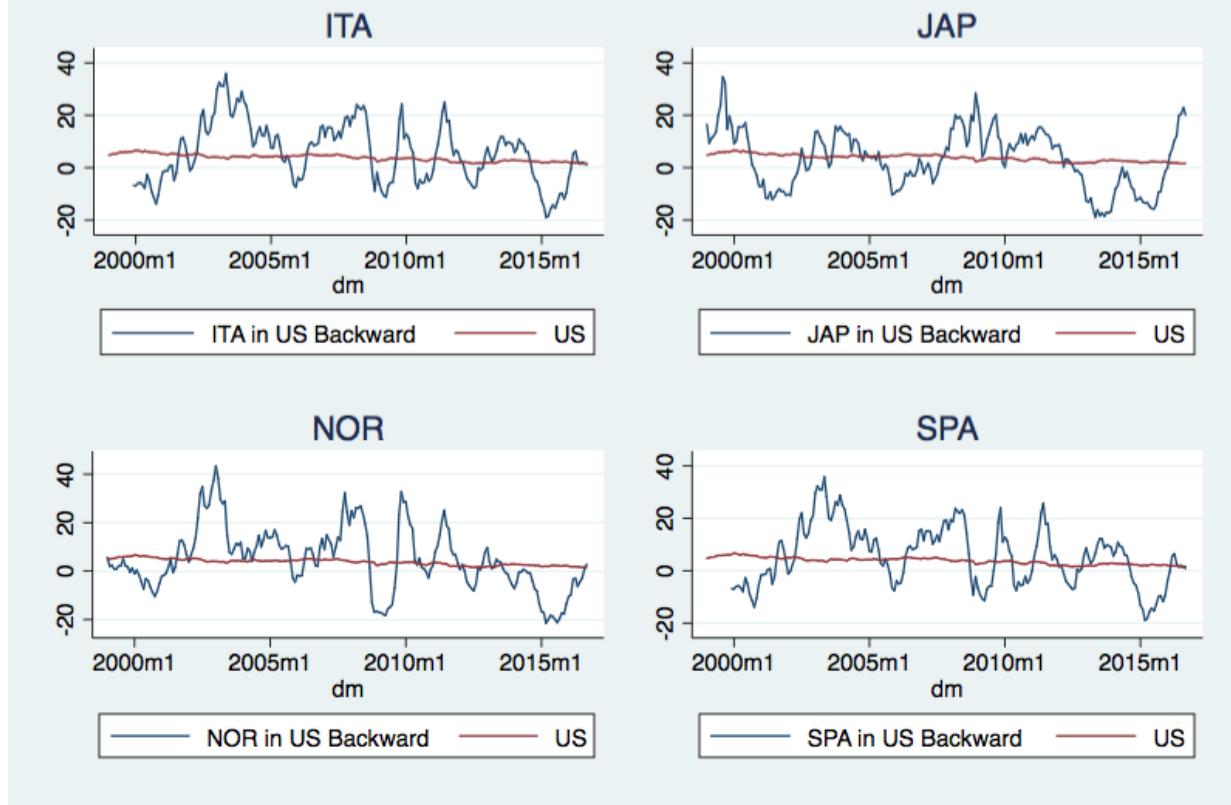


Figura 9: Gráfico de diferencial de tasas

## Anexo 4: Gráficos de riesgo soberano

Figura 10: Gráfico de riesgo soberano por país

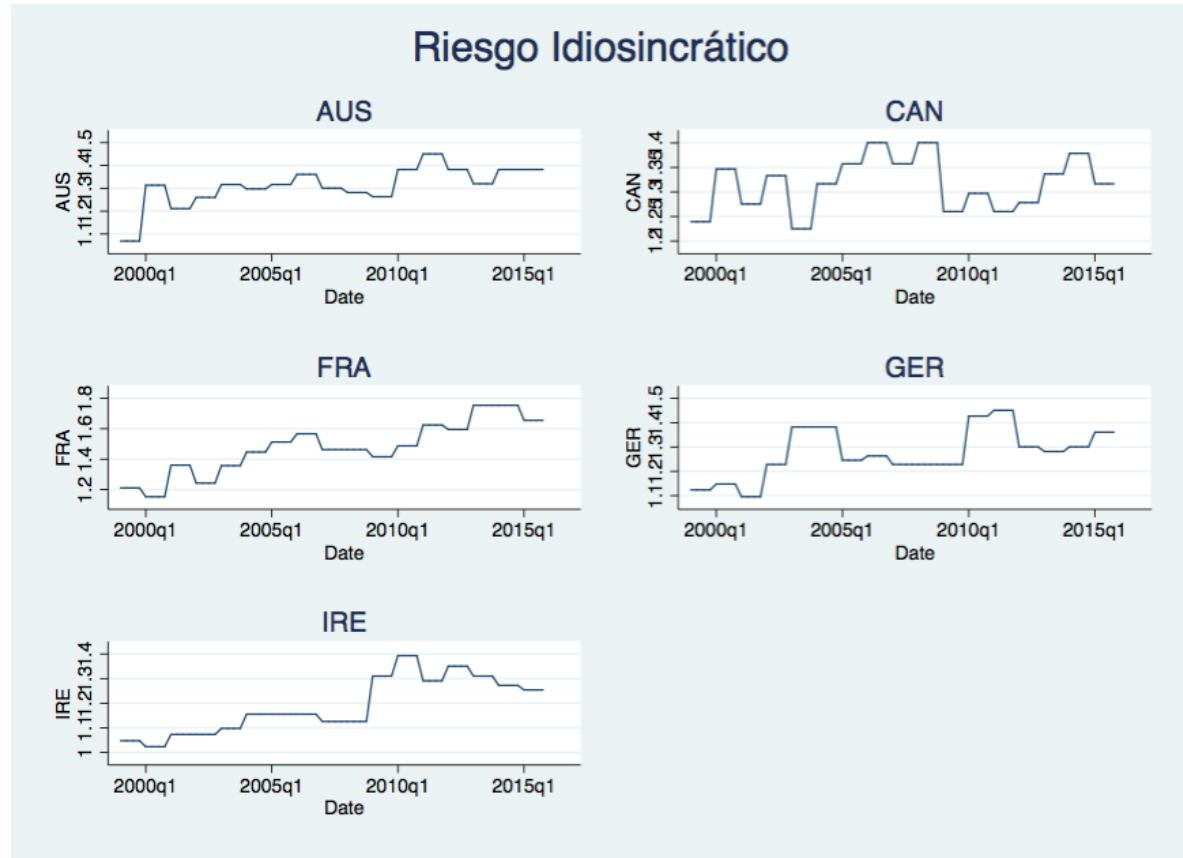
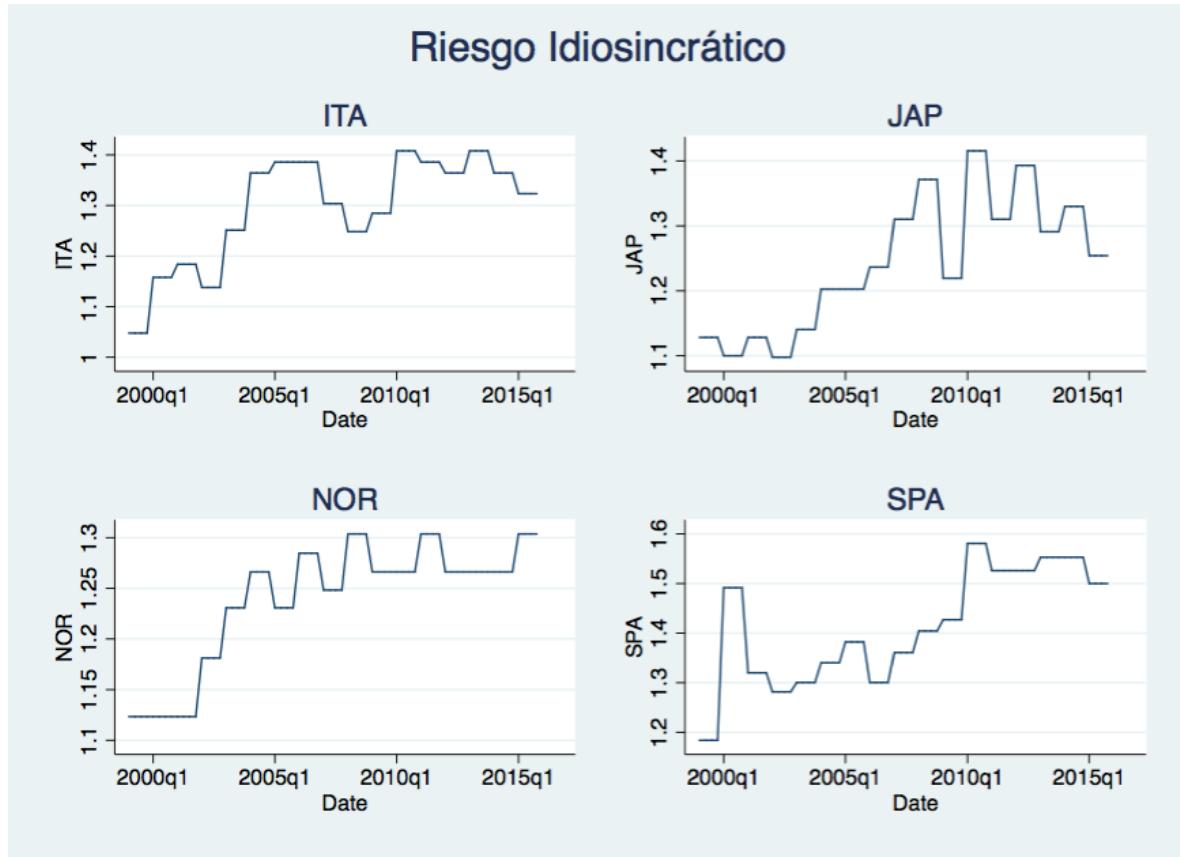


Figura 11: Gráfico de Riesgos Idiosincráticos



## Anexo 5: Coeficientes de efectos fijos de regresiones principales

Cuadro 6.1: Efectos fijos en moneda local

Panel A: Moneda local			
	(2)	(3)	(4)
	Efectos fijos	Efectos fijos	Efectos fijos
CAN	-1.200*** (0.0133)	-1.198*** (0.0141)	-1.197*** (0.0144)
FRA	-1.845*** (0.285)	-1.459*** (0.00771)	-1.458*** (0.00768)
GER	-1.612*** (0.0904)	-1.734*** (0.00678)	-1.733*** (0.00664)
ITA	-0.665*** (0.0547)	-0.749*** (0.0153)	-0.748*** (0.0153)
IRE	-0.386* (0.173)	-0.684*** (0.0453)	-0.689*** (0.0459)
JAP	-3.687*** (0.156)	-3.895*** (0.0337)	-3.894*** (0.0339)
NOR	-1.017*** (0.0956)	-1.196*** (0.0546)	-1.201*** (0.0553)
SPA	-1.026*** (0.174)	-0.795*** (0.0146)	-0.794*** (0.0145)
Febrero			-0.0634* (0.0315)
Marzo			-0.00486 (0.0409)
Abril			0.0222 (0.0344)
Mayo			-0.0109 (0.0463)
Junio			-0.0181 (0.0349)
Julio			0.0821 (0.0749)
Agosto			-0.0185 (0.0245)
Septiembre			0.152** (0.0572)
Octubre			0.0913* (0.0454)
Noviembre			0.0773* (0.0381)
Diciembre			0.00778 (0.0367)

Errores estándar en paréntesis

\*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

Cuadro 6.2: Efectos fijos en US dólar

Panel B: Moneda US dólar			
	(2)	(3)	(4)
	Efectos fijos	Efectos fijos	Efectos fijos
CAN	-2.119*** (0.185)	-2.119*** (0.186)	-2.116*** (0.189)
FRA	-2.569*** (0.618)	-2.392*** (0.186)	-2.389*** (0.189)
GER	-2.597*** (0.198)	-2.644*** (0.189)	-2.641*** (0.191)
ITA	-1.590*** (0.183)	-1.614*** (0.193)	-1.612*** (0.196)
IRE	-3.322*** (0.663)	-3.447*** (0.448)	-3.453*** (0.454)
JAP	-4.896*** (0.272)	-4.979*** (0.206)	-4.976*** (0.209)
NOR	-4.284*** (0.567)	-4.352*** (0.475)	-4.359*** (0.482)
SPA	-1.895*** (0.407)	-1.784*** (0.153)	-1.782*** (0.155)
Febrero			0.0175 (0.127)
Marzo			0.0431 (0.148)
Abril			0.0674 (0.186)
Mayo			-0.478 (0.291)
Junio			-0.503 (0.328)
Julio			-0.441* (0.222)
Agosto			-0.558* (0.253)
Septiembre			-0.276 (0.212)
Octubre			-0.327* (0.167)
Noviembre			0.410*** (0.121)
Diciembre			0.322** (0.106)

Errores estándar en paréntesis

\*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

Cuadro 7.1: Efectos fijos incluyendo período de crisis

AUS	0
CAN	-15.25***
FRA	-4.65***
GER	-7.23***
ITA	-6.25***
IRE	14.47***
JAP	5.28***
NOR	-6.50***
SPA	6.58***
2000	-0.0655***
2001	0.191***
2002	0.831***
2003	0.899***
2004	0.910***
2005	0.629***
2006	0.408***
2007	0.942***
2008	1.933***
2009	1.652***
2010	1.701***
2011	1.619***
2012	1.107***
2013	0.864***
2014	0.626***
2015	0.107**
Observaciones	1854
<i>R</i> <sup>2</sup> Ajustado	0.949

\*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$

El número que acompaña a los países en el cuadro anterior representa la suma del efecto fijo país más el efecto que tuvo cada año en ese país en particular.

#### **Anexo 6: Sección complementaria, estudio en sistemas de ecuaciones, usando metodología SUR**

Una vez hecho el estudio de panel, se hará un estudio de sistemas de ecuaciones, utilizando la metodología *SUR* -*seemingly unrelated regressions*- con el fin de analizar país por país el efecto de las variables relevantes en el exceso de rendimiento. Esta metodología fue propuesta inicialmente por Zellner (1962), y si bien está pensada para un sistema de ecuaciones, en

la que cada ecuación puede tener sus propias variables dependientes, la metodología explota el hecho de que pueden haber shocks sistémicos que afectan a todas las ecuaciones, y que no están capturados por una variable explicativa del modelo. Así, la técnica *SUR* admite la noción de shocks no observables que afectan a todos los países, y por lo mismo, le otorga una gran utilidad a esta metodología para ser incorporada en este estudio.

Tomando en consideración lo anterior, acá nuevamente se tendrán nueve ecuaciones, las cuales ahora estarán separadas -por lo que se tendrán coeficientes distintos para cada país-. Respecto a la ecuación a estimar, en específico, se mantiene la misma ecuación que en la estimación en panel, solo que ahora se estimarán parámetros para cada uno de los nueve países..

En cuanto a los resultados esperados -que se verán en la sección siguiente-, se esperaría ver un coeficiente de costo de liquidez significativo y positivo para aquellos países menos seguros, en contraposición a un costo de liquidez no significativo en los países en que la prima de liquidez no juega un rol preponderante. Esta analogía debería repetirse para el riesgo soberano, y para los betas de mercado y de liquidez de mercado. Cabe mencionar que en un estudio de este tipo es difícil comparar entre países, pues cada país tiene magnitudes de variables explicativas distintas, lo que hace que comparar magnitudes entre países no sea lo óptimo.

Cuadro 9: Determinantes del diferencial de tasas por país, usando moneda local

	AUS	CAN	FRA	GER	IRE	ITA	JAP	NOR	SPA
Iliquidez	-0.0610{**} (-2.35)	0.174 (1.21)	-0.550{***} (-2.66)	-0.519{*} (-1.95)	0.110{***} (5.68)	0.689{**} (2.43)	-2.265{***} (-3.22)	-0.0213{***} (-2.79)	0.366{***}
Iliquidez de Mercado	15.713865{**} (2.27)	13.503114{**} (2.36)	16.6414549{***} (3.24)	29.710123{***} (3.84)	-8.247730 (-0.41)	5.623840 (0.67)	-6.576019{**} (-2.11)	25.118004{***} (3.19)	6.381305 (0.63)
Exceso de Rend. de Mercado	0.809{***} (11.40)	0.0799 (1.48)	1.267{***} (22.60)	0.518{***} (6.23)	2.780{***} (10.71)	2.399{***} (24.99)	1.707{***} (44.69)	0.881{***} (9.55)	2.360{***} (20.81)
Riesgo soberano	0.669{**} (2.15)	-2.755{***} (-9.62)	-2.009{***} (-15.65)	-0.797{***} (-3.89)	2.997{***} (3.12)	-1.219{***} (-4.67)	0.475{***} (3.73)	-7.582{***} (-16.10)	0.575{**} (2.15)
Constante	1.026{**} (2.34)	3.587{***} (9.47)	3.755{***} (17.02)	0.838{***} (2.88)	-0.857 (-0.65)	3.986{***} (10.51)	-1.696{***} (-9.59)	10.36{***} (16.61)	1.459{***} (3.43)
r2	0.475	0.267	0.697	0.152	0.592	0.766	0.942	0.334	0.728
chi2	206.6	116.9	569.3	52.57	310.3	714.0	3437.1	280.7	568.5
p	1.43e-43	2.42e-24	6.69e-122	1.05e-10	6.47e-66	3.28e-153	0	1.58e-59	1.00e-121

53

Estadístico t en paréntesis

\*  $p<0.1$ , \*\*  $p<0.05$ , \*\*\*  $p<0.01$

Cuadro 10: Determinantes del diferencial de tasas por país, usando moneda US dólar

	AUS	CAN	FRA	GER	IRE	ITA	JAP	NOR	SPA
Exceso de Rend. de Mercado	2.193{***} (15.29)	1.083{***} (10.59)	1.669{***} (17.55)	1.685{***} (17.88)	1.636{***} (16.95)	1.633{***} (16.61)	1.637{***} (20.33)	1.672{***} (13.49)	1.647{***} (16.49)
Iliquidez de Mercado	-8.560981 (-0.86)	0.105276 (0.02)	6.274310 (0.97)	6.832134 (1.06)	4.549255 (0.68)	4.963337 (0.73)	-7.895884 (-1.36)	0.847363 (0.09)	5.340384 (0.78)
Iliquidez	0.0629{***} (3.58)	0.404{***} (3.15)	0.129{**} (2.31)	0.150{**} (2.26)	0.00534{**} (2.34)	0.181{*} (2.34)	0.975{*} (1.67)	0.0175{***} (1.85)	0.0374 (3.07)
Riesgo soberano	13.49{**} (2.25)	-19.02{***} (-3.00)	-0.0920 (-0.39)	-1.512{***} (-3.39)	8.896{***} (8.94)	3.217{***} (4.57)	0.847 (0.56)	-21.74{***} (-2.69)	4.269{***} (8.44)
Constante	-14.20{*} (-1.74)	25.54{***} (3.05)	0.618 (0.78)	2.090{**} (2.29)	-8.989{***} (-6.26)	-2.824{**} (-2.37)	-2.146 (-1.05)	26.99{***} (2.62)	-4.654{***} (-4.43)
r2	0.572	0.427	0.621	0.630	0.593	0.591	0.667	0.535	0.583
chi2	276.2	156.6	341.0	363.9	383.4	319.3	429.3	235.1	353.9
p	1.45e-58	7.92e-33	1.54e-72	1.71e-77	1.06e-81	7.59e-68	1.32e-91	1.06e-49	2.58e-75

Estadístico t en paréntesis

\*  $p<0,1$ , \*\*  $p<0,05$ , \*\*\*  $p<0,01$

## Interpretación de Estimación SUR

En la estimación en moneda común, el coeficiente de iliquidez es negativo para varios países, siendo más negativo para Japón, y luego Alemania. Este último resultado sugiere que estos dos activos, al verse con mayor iliquidez, disminuyen su exceso de rendimiento respecto a Estados Unidos, lo que podría interpretarse como que son más seguros que el resto, al menos al compararlos con Estados Unidos. Una vez más, se concluye que estos dos países no ven afectados sus excesos de rendimientos al tener mayor iliquidez. En el caso de Japón, en particular, se refuerza la idea de un activo “seguro” o “refugio”. En el caso de moneda común, *forward looking*, se ve que todos los países tienen coeficientes positivos, y la mayoría son significativos, lo que a su vez refuerza lo ya encontrado en el estudio de panel, que concluía la existencia de la prima por liquidez. En síntesis, solo al ver este componente, se empieza a vislumbrar el país de Japón como un país que se comporta distinto al resto, siendo un posible “refugio”.

El componente de iliquidez de mercado se interpreta como el efecto que tiene la iliquidez de todo el mercado, en el exceso de rendimiento de un país en particular. Dentro de los hechos interesantes a recalcar, se ve que Japón, en los modelos de moneda corriente y moneda común *forward looking*, tiene un coeficiente negativo, a diferencia de los otros países. Lo anterior se puede interpretar como que el país oriental disminuye su exceso de rendimiento ante mayor iliquidez de mercado, o dicho de otra forma, sube de precio su bono cuando hay mayor iliquidez en el sistema. Esto, nuevamente, refuerza la idea de Japón como bono “refugio”.

En el caso del exceso de rendimiento de mercado sobre el bono estadounidense, vemos que los coeficientes son positivos y significativos para los cuatro modelos. Esto sugiere que los países se mueven en su conjunto de forma parecida, y que cuando al mercado le va bien, a cada país en particular también. Se podría decir esta variable explicativa es la que menos difiere entre modelos, al menos en términos de signo y significancia.

Por último, el componente de riesgo país muestra variaciones al comparar modelos. Se ve que afecta negativamente a algunos países, mientras que en nosotros los afecta positivamente. Respecto a este regresor en particular, hay que considerar que se tienen observaciones anuales, por lo que el poder estadístico que provee es menor a las otras variables. En este sentido y solo mirando este componente, es difícil poder concluir que un país es más refugio que otro.