



---

## NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Esta sección tiene por objetivo divulgar artículos breves escritos por economistas del Banco Central de Chile sobre temas relevantes para la conducción de las políticas económicas en general y monetarias en particular. Las notas de investigación, de manera frecuente, aunque no exclusiva, responden a solicitudes de las autoridades del Banco.

---

# ROL DE INVERSIONISTAS INSTITUCIONALES DOMÉSTICOS SOBRE LA VOLATILIDAD DE TASAS SOBERANAS DE ECONOMÍAS EMERGENTES\*

Nicolás Álvarez H.\*\*  
Antonio Fernandois S.\*\*  
Andrés Sagner T.\*\*

## I. INTRODUCCIÓN

En los últimos dos años, diversos episodios de tensión en los mercados financieros internacionales, generados en parte por la mayor incertidumbre política y global asociada a la guerra comercial entre Estados Unidos y China, se han materializado en un aumento sustancial de la volatilidad de varios activos financieros. En el caso de economías emergentes (EME), este fenómeno se concretó en un aumento de la volatilidad de los premios por riesgo, tipos de cambio y tasas de interés soberanas de largo plazo.

Chile no estuvo exento de este fenómeno. En efecto, la volatilidad del tipo de cambio escaló a la par e incluso por sobre otras EME y países exportadores de materias primas; evolución que es coherente con el marco de flexibilidad cambiaria imperante en el país, en el cual las variaciones del tipo de cambio se transforman en una primera línea de defensa para absorber *shocks* externos (Albagli et al., 2019). Sin embargo, en el caso de la volatilidad de las tasas de interés soberanas de largo plazo, el nivel registrado es persistentemente más bajo en relación con una muestra amplia de países. De este modo, Chile se ubicó en la zona inferior de la distribución de volatilidad de tasas de interés

---

\* Agradecemos los valiosos comentarios y sugerencias de Rodrigo Alfaro, los editores y un árbitro anónimo en la elaboración de este documento. Las opiniones expresadas son exclusivas de los autores y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Chile o de su Consejo. Todos los errores que persisten son nuestros.

\*\* Gerencia de Estabilidad Financiera, Banco Central de Chile. Correos electrónicos: [nalvarez@bcentral.cl](mailto:nalvarez@bcentral.cl); [afernandois@bcentral.cl](mailto:afernandois@bcentral.cl); [asagner@bcentral.cl](mailto:asagner@bcentral.cl)

soberanas, incluso durante el episodio de mayor volatilidad global ocurrido en la segunda mitad de 2018 (gráfico 1).

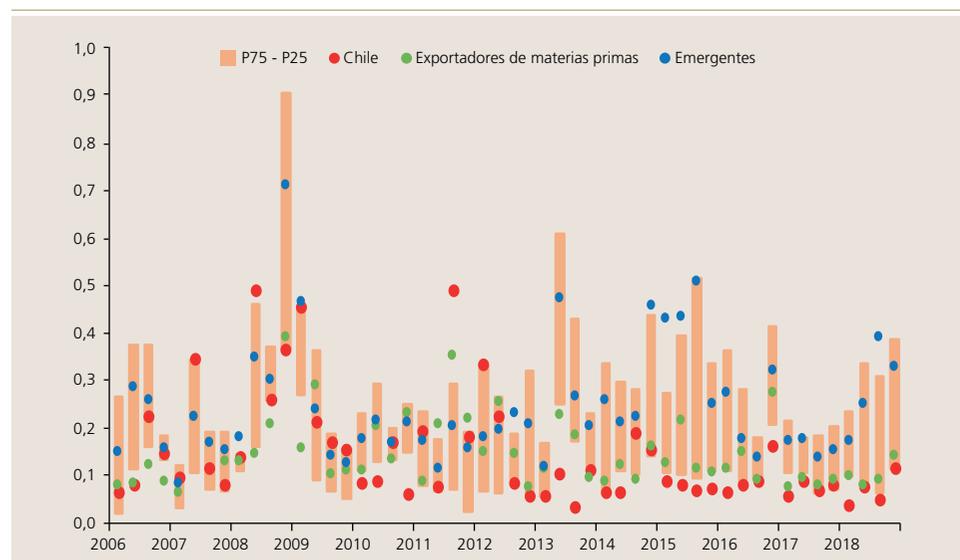
En este documento testeamos la hipótesis de que la incidencia de inversionistas domésticos no bancarios (IDNB) en el mercado de deuda soberana nacional podría jugar un rol como amortiguador de *shocks* externos sobre la variabilidad de las tasas de interés soberanas de largo plazo. En general, este tipo de inversionistas suelen ser de carácter institucional, con horizontes de inversión de largo plazo (por ejemplo, fondos de pensiones), y con un comportamiento del tipo *buy & hold* en el manejo de sus portafolios. Así, la mayor participación de estos agentes en el mercado de deuda soberana local podría reducir la volatilidad de las tasas de interés, sobre todo en el caso de Chile, donde la participación de los fondos de pensiones en el mercado de bonos soberanos de más de diez años plazo oscila entre 80 y 90%.

Utilizando datos mensuales del período comprendido entre marzo de 2004 y diciembre de 2017 para una muestra de 14 economías emergentes, estimamos una regresión de datos de panel en la cual la volatilidad de las tasas de interés soberanas a diez años es función de la volatilidad de la tasa de interés de largo plazo internacional, la volatilidad del tipo de cambio y la volatilidad de una medida de riesgo país, así como de las correlaciones entre dichas variables y la participación de IDNB en el mercado de deuda local. La ecuación estimada se basa en una aproximación lineal de la relación entre dichas volatilidades y correlaciones, ambas variantes en el tiempo, la que a su vez se obtiene de una versión extendida del modelo de paridad descubierta de tasas de interés.

### Gráfico 1

#### Volatilidad de tasas de interés soberanas

(porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.



Nuestros resultados proveen evidencia a favor de la hipótesis mencionada anteriormente. En efecto, las estimaciones de panel sugieren que, para el promedio de las economías emergentes consideradas, un incremento de 10 puntos porcentuales en la participación de IDNB en el mercado local de bonos soberanos implicaría una disminución en la volatilidad de las tasas de interés soberanas cercana a 6,6% de la volatilidad promedio histórica. Para el caso de Chile, la volatilidad de la tasa del BCP a diez años, que se ha mantenido en niveles reducidos durante los últimos diez años, es coherente con una participación de los inversionistas institucionales en el mercado de deuda soberana que es de las más altas registradas en el grupo de países analizados. Así, el comportamiento e incidencia de los fondos de pensiones en Chile habrían actuado como un amortiguador de *shocks* externos, como por ejemplo las fluctuaciones de la tasa soberana a diez años de Estados Unidos, el tipo de cambio y el EMBI, sobre el mercado de deuda de largo plazo nacional. Finalmente, nuestros resultados también muestran que el rol estabilizador de los fondos de pensiones en Chile habría tomado un mayor protagonismo desde 2010, fecha desde la cual la participación promedio de inversionistas institucionales aumentó desde 60% hasta niveles entre 80 y 90%, y cuyas fluctuaciones coincidieron con la dinámica de los flujos de portafolio de renta fija hacia economías emergentes y la volatilidad implícita en la tasa del T-Note a diez años.

Este trabajo se enmarca dentro de la literatura empírica que ha estudiado los determinantes de las tasas de interés soberanas en economías emergentes. En este sentido, Baldacci y Kumar (2010) utilizan un panel compuesto por 31 economías avanzadas y emergentes, y encuentran que factores locales como la tasa de política monetaria, la tasa de inflación, el balance fiscal, la deuda general de gobierno y el crecimiento del PIB son, en general, determinantes estadísticamente significativos de las tasas de interés soberanas de largo plazo. Piljak (2013) extiende este análisis para economías emergentes únicamente al considerar factores globales que afectan sus tasas de interés soberanas y, si bien encuentra que los factores macroeconómicos domésticos determinan en gran parte el nivel de las tasas soberanas, una medida de incertidumbre global como el VIX tiene un poder explicativo relevante sobre el rendimiento de los bonos soberanos a largo plazo; resultado que es coincidente con los hallazgos de Jaramillo y Weber (2013). Como extensión a este último punto, Miyajima et al. (2015) encuentran que el rendimiento de los bonos soberanos en economías emergentes, si bien se han vuelto relativamente más resistentes a *shocks* externos de aversión al riesgo, ellos se han visto también afectados por los bajos rendimientos del T-Note a diez años observados durante los últimos años.

Sin embargo, el estudio de los determinantes de la volatilidad de las tasas soberanas de largo plazo es, por el contrario, más bien escaso. Ming (1998) encuentra que la liquidez del mercado de bonos soberanos local y variables macroeconómicas fundamentales afectan de forma significativa la volatilidad de las tasas de interés soberanas. No obstante, el rol de los inversionistas institucionales en la determinación de esta variable ha sido inicialmente analizado de forma más bien cualitativa (BM y FMI, 2001), debido principalmente a la falta de datos para llevar a cabo un estudio más acabado (Burger y Warnock,

2007; Daniel, 2008). En un intento por llenar este vacío de la literatura, Peiris (2010) estima el impacto de la participación de inversionistas extranjeros en el mercado de deuda soberana local sobre la volatilidad de las tasas soberanas de largo plazo para diez economías emergentes en la última década<sup>1</sup>. Sus resultados indican que, en general, esta variable tiende a ser un determinante no significativo en la mayoría de los casos, aunque una mayor participación de inversionistas extranjeros incrementa de forma significativa la volatilidad de las tasas soberanas en Corea, al mismo tiempo que la reduce en otras economías como Malasia, México y Turquía. Así, nuestro estudio contribuye a esta literatura al analizar el rol de los inversionistas institucionales locales en la determinación de la volatilidad de las tasas de interés soberanas de largo plazo domésticas al incorporar una *proxy* para la participación de inversionistas domésticos no bancarios construida a partir de los datos de Arslanalp y Tsuda (2014), junto a otros determinantes dados por el modelo de paridad descubierta de tasas de interés. Según nuestro conocimiento, este es uno de los primeros estudios que abordan esta pregunta para una muestra de economías emergentes.

El resto del documento se encuentra organizado de la siguiente forma. En la sección II describimos la derivación del modelo econométrico empleado y los datos utilizados en su estimación. La sección III presenta los principales resultados obtenidos, y la sección IV concluye. Los detalles técnicos de la derivación del modelo econométrico se encuentran en el Apéndice del documento.

## II. METODOLOGÍA

### 1. Modelo econométrico

Nuestras estimaciones se motivan sobre la base del modelo de paridad descubierta de tasas de interés. En su versión lineal, este modelo indica que el diferencial entre la tasa de interés de un determinado país  $r_{i,t}$  y la tasa de interés internacional  $r_t^*$  es igual a las expectativas de depreciación del tipo de cambio  $e_{i,t}$  más un premio por riesgo  $\xi_{i,t}$ . De este modo

$$r_{i,t} - r_t^* = e_{i,t} + \xi_{i,t}, \quad i \in I. \quad (1)$$

En la ecuación anterior, la literatura relacionada indica que el premio por riesgo considera típicamente el riesgo cambiario bajo el supuesto que los mercados son eficientes y los agentes son racionales<sup>2</sup>. Sin embargo, Chinn (2006) y Alper et al. (2009) indican que para el caso de economías emergentes, el premio por riesgo  $\xi_{i,t}$  es más bien general, en cuanto él debiera considerar también el riesgo de *default* y otros riesgos políticos. En este contexto, seguimos la estrategia

---

<sup>1</sup> Las economías consideradas son Brasil, Corea, Hungría, Indonesia, Malasia, México, Polonia, República Checa, Tailandia y Turquía.

<sup>2</sup> Bajo estos supuestos, el tipo de cambio forward a un determinado plazo es igual al tipo de cambio esperado más una prima por riesgo cambiario.



Cuadro 1

## Comparación de momentos

País	Fecha Inicial	$\sigma^e$		$\sigma^r$		$\rho^{r,e}$		$\rho^{r,y}$		$\rho^{e,y}$	
		Prom.	t  - stat	Prom.	t  - stat	Prom.	t  - stat	Prom.	t  - stat	Prom.	t  - stat
Brasil	Feb-04	1,50	5,32	0,13	2,27	-0,12	1,98	-0,38	0,43	0,52	5,79
Chile	Sep-05	1,15	0,51	0,06	16,90	-0,04	0,03	-0,30	1,57	0,26	1,84
Colombia	Jan-10	1,32	2,89	0,13	2,33	-0,06	0,61	-0,37	0,28	0,50	5,01
Hungría	Mar-07	1,55	5,79	0,13	1,90	0,00	0,78	-0,34	0,72	0,18	4,15
India	Mar-04	0,76	7,66	0,07	9,50	-0,03	0,11	-0,24	1,91	0,29	0,70
Indonesia	Mar-04	0,82	5,06	0,16	0,55	-0,03	0,15	-0,49	3,36	0,36	0,67
Malasia	Jan-10	0,66	11,7	0,07	10,8	0,00	0,76	-0,27	2,56	0,24	2,65
México	Mar-11	1,11	0,33	0,10	6,29	-0,06	0,66	-0,40	1,07	0,48	4,53
Perú	Mar-06	0,48	20,3	0,12	4,03	0,00	0,84	-0,42	1,52	0,31	0,60
Polonia	Mar-04	1,53	5,61	0,08	10,3	0,00	0,69	-0,33	0,89	0,15	5,03
Rusia	Apr-10	1,23	1,27	0,15	0,07	-0,06	0,56	-0,44	2,07	0,37	1,02
Turquía	Jan-10	1,38	3,62	0,15	0,02	-0,02	0,37	-0,37	0,21	0,56	7,55
Ucrania	Jan-12	1,15	0,15	0,55	5,80	-0,03	0,12	-0,28	2,05	0,10	5,96

Fuente: Elaboración propia.

Comparación entre el momento promedio de cada país y el respectivo momento promedio muestral de todos los países. Valores en negrita indican que las diferencias entre los momentos individuales y el promedio muestral no son estadísticamente distintas al 5% de significancia. Los datos empleados en estos cálculos corresponden a los descritos en el cuadro 2 y abarcan el período Marzo 2004 a Diciembre 2017.

Por último, y como una forma de evaluar nuestra hipótesis de trabajo acerca de los efectos potenciales que poseen los inversionistas domésticos no bancarios sobre la volatilidad de las tasas de interés, incorporamos la participación de estos agentes en el mercado de deuda soberana local ( $s_{i,t}$ ) como un determinante adicional del nivel de  $\sigma_{i,t}^r$ . Además, asumimos que el error de aproximación  $u_{i,t}$  posee un efecto fijo  $\eta_i$  que captura tanto la heterogeneidad a nivel de país no explicada por los otros regresores, como los desvíos de las volatilidades y correlaciones individuales de sus respectivos valores de largo plazo que se asumieron igual entre países, y un error aleatorio  $\varepsilon_{i,t}$  homocedástico. Así, el modelo a estimar corresponde a uno de datos de panel que posee la siguiente estructura

$$\sigma_{i,t}^r = \alpha + \sum_j \beta_j \sigma_{i,t}^j + \sum_j \sum_{k \neq j} \delta_{jk} \rho_{i,t}^{j,k} + \lambda s_{i,t} + \eta_i + \varepsilon_{i,t}, \quad j \in \{r^*, e, \gamma\}, \quad i \in I \quad (5)$$

donde  $\lambda$  es un parámetro que captura el efecto promedio de la participación de IDNB en el mercado de deuda local sobre la volatilidad de las tasas de interés soberanas de largo plazo en economías emergentes.

## 2. Datos

En la estimación del modelo (5), utilizamos datos en frecuencia mensual del período comprendido entre marzo de 2004 y diciembre de 2017 para 14 economías emergentes: Brasil, Chile, China, Colombia, Hungría, India, Indonesia, Malasia, México, Perú, Polonia, Rusia, Turquía y Ucrania. El detalle de las variables consideradas y sus respectivas fuentes se encuentra en el cuadro 2.

Cuadro 2

## Variables y fuentes de información

Variable	Descripción	Frecuencia	Fuente	Ajuste
$r_{i,t}$	Tasa de interés soberana a 10 años	Diaria	BCCh, BB	Desviación estándar mensual.
$r_t^*$	Tasa de interés T-Note a 10 años	Diaria	BB	Desviación estándar mensual.
$E_{i,t}$	Tipo de cambio spot	Diaria	BB	Desviación estándar mensual de $\ln E_{i,t}$ y $e_{i,t}$ . Las expectativas de depreciación del tipo de cambio se calcularon como $e_{i,t} = \ln(E_{i,t} - \bar{E}_{i,t})$ , donde $\bar{E}_{i,t}$ es el promedio móvil de 10 años de $E_{i,t}$ .
$\gamma_{i,t}$	EMBI	Diaria	BB	Desviación estándar mensual de $\ln(\gamma_{i,t})$ .
$fe_{i,t}$	Financiamiento externo	Diaria	BCCh, BB	Desviación estándar mensual de la suma entre $r_{i,t}$ y $r_t^*$ .
$s_{i,t}$	Participación de inversionistas domésticos no bancarios en bonos soberanos locales	Trimestral	Arslanalp y Tsuda (2014), BCCh, DCV	Interpolación mensual, excepto para el caso de Chile que se encuentra en frecuencia mensual.

Fuente: Elaboración propia.

BCCh: Banco Central de Chile; BB: Bloomberg; DCV: Depósito Central de Valores.

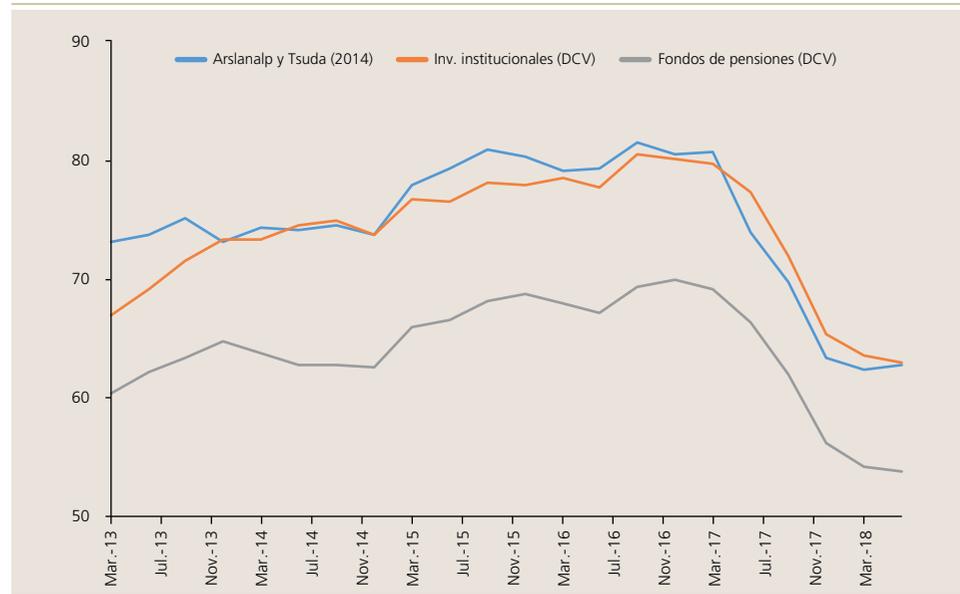
La participación de inversionistas domésticos no bancarios (IDNB) en el mercado de deuda soberana local  $s_{i,t}$  para todas las economías mencionadas, excepto Chile, se obtiene de Arslanalp y Tsuda (2014). En su documento, los autores realizan un seguimiento a la base de inversionistas en bonos soberanos de 24 países emergentes mediante la compilación de diversas fuentes de datos como el FMI, el BIS y el Banco Mundial, entre otras. Los datos, disponibles en la página web del FMI<sup>5</sup>, se encuentran en frecuencia trimestral a partir del año 2014 y contienen información acerca de la deuda total emitida, detallada además por moneda de denominación, si el inversionista es extranjero o doméstico, y el tipo de inversionista (bancario, no bancario, o bancos centrales). A partir de estos datos, estimamos la participación de IDNB en bonos soberanos locales asumiendo que su participación en el total de la deuda emitida en moneda local y extranjera se mantiene también en el mercado de deuda soberana local. Para el caso de Chile, notamos que esta aproximación es muy cercana a la obtenida por medio de fuentes de información locales, como los registros que mantienen la Comisión para el Mercado Financiero, el Depósito Central de Valores, y la Superintendencia de Pensiones (gráfico 2). En efecto, la serie de participación de los Fondos de Pensiones (FP), Fondos Mutuos (FM) y Compañías de Seguros de Vida (CSV) o, alternativamente, inversionistas institucionales, en el mercado de deuda soberana local es similar a la serie estimada a partir de los datos de Arslanalp y Tsuda (2014), tanto en tendencia como en nivel, y donde los FP explican gran parte de esta última dimensión. Por otra parte, dado que la participación de IDNB se encuentra disponible en frecuencia trimestral, interpolamos linealmente para aproximar los valores no observados de esta variable en los meses de cada trimestre.

5 <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Tracking-Global-Demand-for-Emerging-Market-Sovereign-Debt-41399>.

Gráfico 2

## Comparación medidas de participación IDNB en Chile

(porcentaje de bonos soberanos)



Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 3

## Comparación de medias

(series mensuales y trimestrales)

País	Base Mensual			Base Trimestral	t  - stat
	N	$\mu M$	$\sigma M$	$\mu T$	
Brasil	145	0,361	0,004	0,362	0,20
Chile	166	0,660			
China	166	0,107	0,001	0,106	0,27
Colombia	97	0,588	0,007	0,588	0,06
Hungría	166	0,397	0,005	0,397	0,03
India	166	0,621	0,004	0,621	0,01
Indonesia	166	0,150	0,005	0,149	0,08
Malasia	166	0,553	0,010	0,553	0,02
México	166	0,643	0,009	0,643	0,08
Perú	166	0,482	0,009	0,482	0,07
Polonia	166	0,415	0,009	0,414	0,06
Rusia	166	0,406	0,005	0,404	0,30
Turquía	166	0,167	0,006	0,168	0,16
Ucrania	130	0,076	0,004	0,076	0,13

Fuente: Elaboración propia.

$\mu M$  y  $\sigma M$  denotan el promedio y desviación estándar, respectivamente, de las series mensuales, que fueron calculados utilizando  $N$  observaciones.  $\mu T$  corresponde al promedio de las series trimestrales (excepto para Chile).

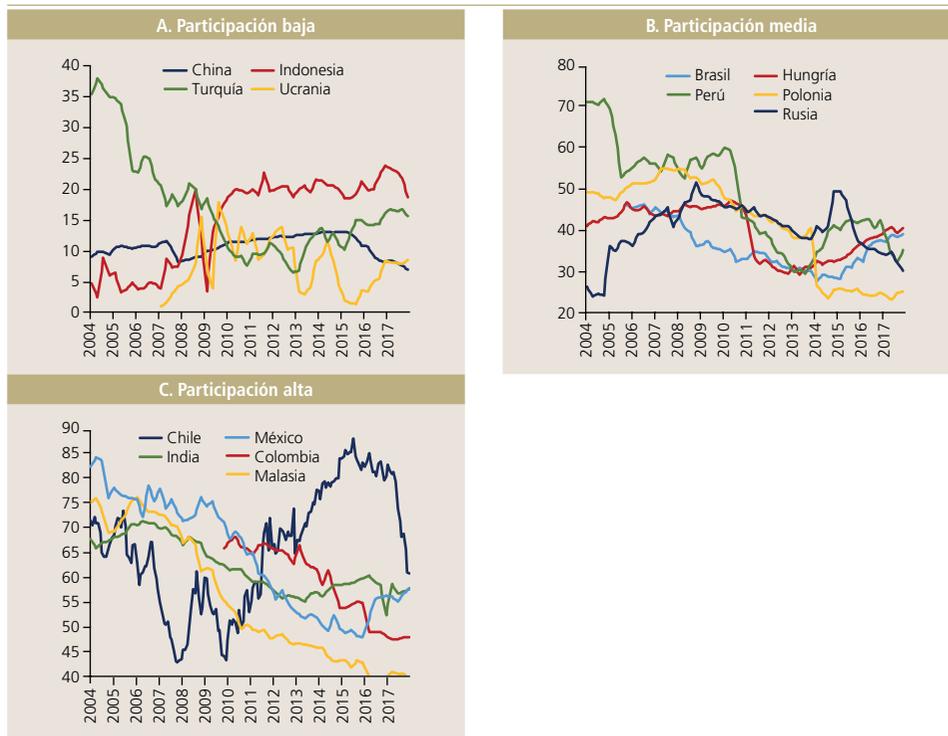


El cuadro 3 muestra la comparación entre el promedio de las series originales e interpoladas. De ella observamos que las diferencias entre los primeros momentos de ambas series no son estadísticamente significativas, es decir, la interpolación realizada no provoca alteraciones relevantes en el nivel de  $s_{i,t}$ . Para Chile, utilizamos la información de fuentes locales que ya se encuentran en frecuencia mensual. Con todo, de acuerdo al gráfico 3, la participación de IDNB en bonos soberanos domésticos es relativamente baja en China, Indonesia, Turquía y Ucrania (12% promedio); media en Brasil, Hungría, Perú, Polonia y Rusia (41% promedio); y relativamente alta en Chile, Colombia, India, Malasia y México (61% promedio). En el caso de Chile, la participación de IDNB se incrementó sostenidamente desde el año 2010, llegando incluso a niveles por sobre 80% entre 2015 y 2016. Como se mencionó anteriormente, los FP son el principal inversionista dentro de este grupo, del tipo *buy & hold*, y por tanto mantienen posiciones que son relativamente estables a través del tiempo. Así, en el caso de los bonos soberanos domésticos, los FP mantienen participaciones crecientes a lo largo de la curva de rendimiento, llegando a estar por sobre el 50% en los vencimientos de cinco a diez años, y en torno a 95% en los plazos de más de diez años (gráfico 4).

Gráfico 3

### Participación IDNB en bonos soberanos

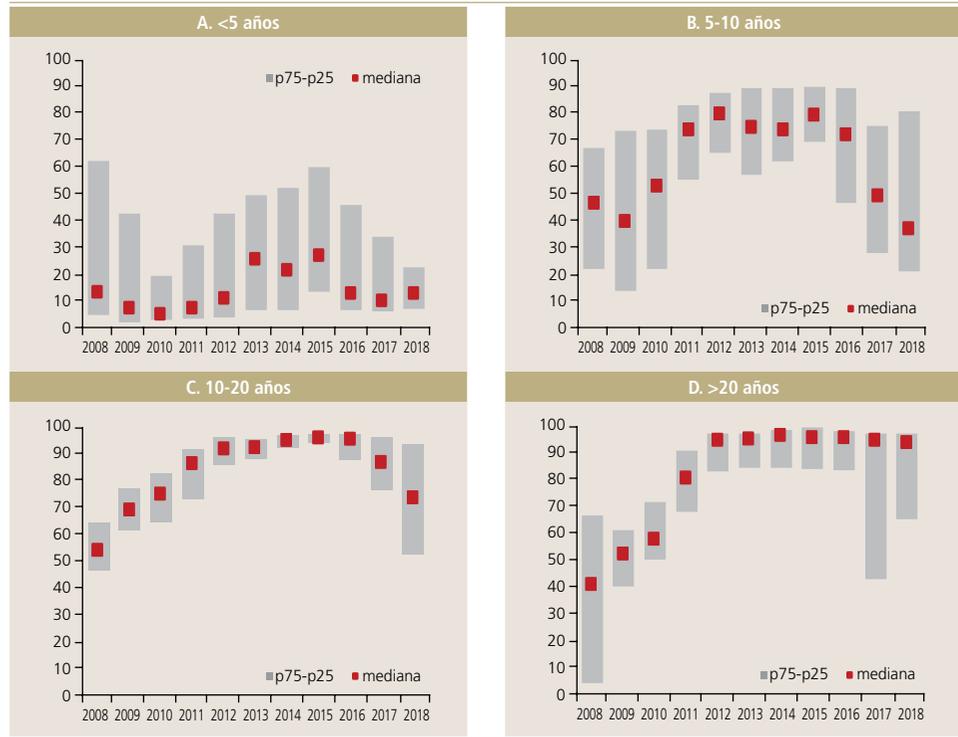
(porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 4

**Participación FP chilenos en bonos soberanos por madurez**  
(porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

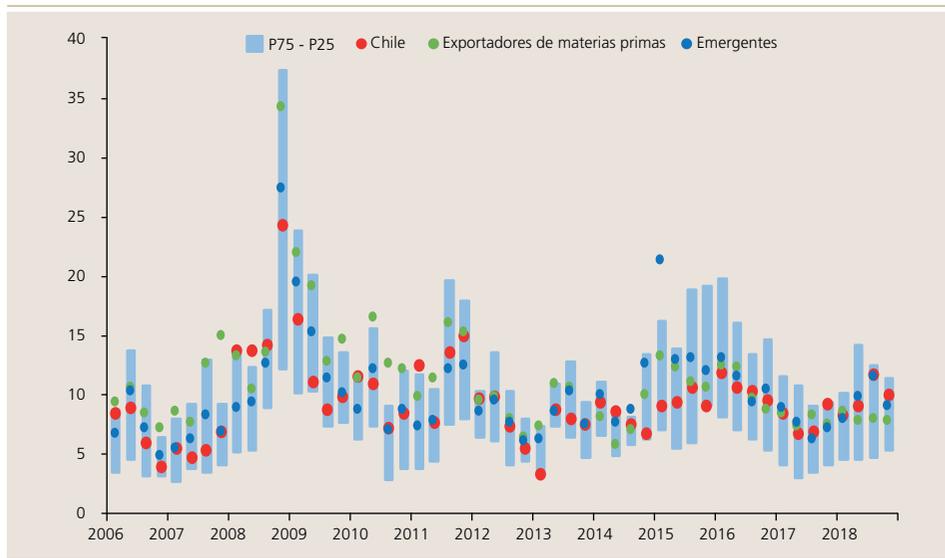
Por otra parte, la volatilidad de tasas de interés,  $\sigma_{i,t}^r$ , fue estimada mediante la desviación estándar mensual sobre el nivel diario de la tasas de interés soberanas domésticas a diez años. Asimismo, la volatilidad de la tasa de interés internacional,  $\sigma_i^{r*}$ , fue aproximada mediante la desviación estándar mensual sobre el nivel diario del T-Note a diez años. Para el caso de Chile, la volatilidad de la tasa de interés soberana se observa persistentemente baja comparada con una amplia muestra de EME, ubicándose por lo general en torno o por debajo del percentil 25 de la muestra (gráfico 1).

En cuanto a la volatilidad de las expectativas de depreciación del tipo de cambio,  $\sigma_{i,t}^e$ , ella fue construida como la desviación estándar mensual sobre la diferencia logarítmica entre el tipo de cambio spot y su promedio móvil de diez años. Alternativamente, consideramos también la volatilidad del tipo de cambio spot en nuestras estimaciones. Respecto de esta última, en general se observa que la volatilidad del tipo de cambio en Chile es similar a las de otras EME, mostrando niveles algo mayores en el último año y por sobre la volatilidad del tipo de cambio observada en otros países exportadores de materias primas (gráfico 5).

Gráfico 5

### Volatilidad del tipo de cambio

(porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

Por último, aproximamos el riesgo de cada país,  $\gamma_{i,t}$ , mediante el EMBI. La volatilidad de esta variable se estimó mediante la desviación estándar mensual del logaritmo natural del nivel diario del EMBI. En tanto, las correlaciones entre los determinantes de las tasas de interés se calcularon a partir de las correlaciones mensuales entre el nivel diario de dichas variables.

### III. RESULTADOS

El cuadro 4 detalla los resultados de nuestras regresiones de panel para cinco distintas especificaciones del modelo econométrico descrito en la expresión (5). En la primera especificación, regresionamos la volatilidad de las tasas de interés soberanas a diez años,  $\sigma_{i,t}^r$ , contra la volatilidad del tipo de cambio,  $\sigma_{i,t}^e$ , y la participación de IDNB en el mercado de deuda soberana local,  $s_{i,t}$ . Luego, en las especificaciones de las columnas (2) a (4) incorporamos secuencialmente la volatilidad del T-Note a diez años,  $\sigma_{i,t}^{r*}$ , la volatilidad del EMBI,  $\sigma_{i,t}^\gamma$ , y las correlaciones entre estos determinantes ( $\rho_{i,t}^{r*,\gamma}$ ,  $\rho_{i,t}^{r*,e}$ ,  $\rho_{i,t}^{e,\gamma}$ ). Finalmente, en la última especificación consideramos la volatilidad del financiamiento externo,  $\sigma_{i,t}^{fe}$ , la cual corresponde a la volatilidad del T-Note a diez años, más la volatilidad del EMBI, y la correlación entre ambas variables; junto con un efecto fijo temporal,  $\delta_t$ , como una forma de capturar los efectos de variables macroeconómicas globales que pudieran afectar a todas las EME de forma transversal.

Cuadro 4

## Resultados de regresiones de datos de panel

(muestra total)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$s_{i,t}$	-0,093 (0,0401)	<b>-0,119</b> (0,0398)	<b>-0,120</b> (0,0313)	<b>-0,010</b> (0,0307)	<b>-0,088</b> (0,0301)
$\sigma_{i,t}^e$	<b>0,092</b> (0,00338)	<b>0,087</b> (0,00344)	<b>0,025</b> (0,00329)	<b>0,022</b> (0,00323)	<b>0,020</b> (0,00345)
$\sigma_i^{r^*}$		<b>0,480</b> (0,0729)	<b>0,272</b> (0,0586)	<b>0,234</b> (0,0574)	
$\sigma_{i,t}^\gamma$			<b>0,459</b> (0,0137)	<b>0,468</b> (0,0134)	
$\sigma_{i,t}^{fe}$					<b>0,471</b> (0,0139)
$\rho_{i,t}^{r^*,\gamma}$				<b>0,044</b> (0,00487)	
$\rho_{i,t}^{r^*,e}$				<b>0,007</b> (0,0109)	
$\rho_{i,t}^{e,\gamma}$				-0,001 (0,0110)	
$\rho_{i,t}^{fe,e}$					0,020 -0,011
Constante	<b>0,071</b> (0,0163)	<b>0,046</b> (0,0165)	<b>0,071</b> (0,0126)	<b>0,085</b> (0,0124)	0,061 (0,0854)
Obs.	1.599	1.599	1.493	1.492	1.492
$\delta_t$	No	No	No	No	Sí
$R^2$	0,336	0,357	0,67	0,684	0,723

Fuente: Elaboración propia.

Valores en negrita indican significancia estadística al 5%. Errores estándar en paréntesis.

Los resultados mostrados en este cuadro apoyan nuestra hipótesis de trabajo, en el sentido de que una mayor (menor) participación de inversionistas nacionales no bancarios en el mercado de deuda soberana local reduciría (aumentaría) de forma estadísticamente significativa la volatilidad de las tasas de interés soberanas a largo plazo en las EME incluidas en nuestra muestra. En efecto, si consideramos los resultados de la especificación (5), que es aquella con el mejor ajuste en términos de  $R^2$ , un aumento de 10 puntos porcentuales en  $s_{i,t}$  reduciría marginalmente el nivel de  $\sigma_{i,t}^r$  en alrededor de 0,9%, en promedio, lo cual equivale a una reducción promedio de la volatilidad de las tasas soberanas de largo plazo cercana a 6,6% en términos históricos.

En cuanto a los demás determinantes considerados en nuestras estimaciones, todos ellos poseen efectos estadísticamente significativos sobre la volatilidad de las tasas de interés soberanas a diez años. Más precisamente, un aumento de 10% en la volatilidad del tipo de cambio y del financiamiento externo aumentaría marginalmente la volatilidad de las tasas soberanas en torno a 0,2% y 4,7%,



respectivamente. En este último caso, y de acuerdo a las especificaciones de las columnas (3) y (4), la mayor contribución a la volatilidad de tasas de interés soberanas provendría de variaciones en el EMBI, más que de la volatilidad de la tasa soberana de Estados Unidos a diez años. Estos resultados se mantienen al considerar un período temporal más reducido (enero de 2010 a diciembre de 2017) para así mitigar los potenciales efectos derivados de un panel más desbalanceado hacia el inicio de la muestra (cuadro 5).

Como una forma de cuantificar económicamente los efectos descritos en los párrafos anteriores, el gráfico 6 muestra la contribución promedio de cada determinante a la volatilidad de las tasas de interés soberanas de largo plazo locales para cada una de las 14 economías emergentes consideradas en la muestra.

Cuadro 5

## Resultados de regresiones de datos de panel

(muestra 2010.1 - 2017.12)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$s_{i,t}$	<b>-0,156</b> (0,0528)	<b>-0,181</b> (0,0525)	<b>-0,157</b> (0,0377)	<b>-0,124</b> (0,0367)	<b>-0,071</b> (0,0361)
$\sigma_{i,t}^e$	<b>0,088</b> (0,00353)	<b>0,085</b> (0,00354)	<b>0,023</b> (0,00319)	<b>0,021</b> (0,00309)	<b>0,022</b> (0,00326)
$\sigma_t^{r^*}$		<b>0,430</b> (0,0852)	<b>0,314</b> (0,0622)	<b>0,273</b> (0,0607)	
$\sigma_{i,t}^{\gamma}$			<b>0,430</b> (0,0127)	<b>0,439</b> (0,0123)	
$\sigma_{i,t}^{fe}$					<b>0,437</b> (0,0124)
$\rho_{i,t}^{r^*,\gamma}$				<b>0,042</b> (0,00463)	
$\rho_{i,t}^{r^*,e}$				0,001 (0,0105)	
$\rho_{i,t}^{e,\gamma}$				-0,01 (0,0107)	
$\rho_{i,t}^{fe,e}$					0,009 (0,0105)
Constante	<b>0,095</b> (0,0206)	<b>0,073</b> (0,0208)	<b>0,086</b> (0,0147)	<b>0,094</b> (0,0144)	0,047 (0,0278)
Obs.	1.219	1.219	1.185	1.185	1.185
$\delta_t$	No	No	No	No	Sí
$R^2$	0,401	0,412	0,713	0,735	0,765

Fuente: Elaboración propia.

Valores en negrita indican significancia estadística al 5%. Errores estándar en paréntesis.

Gráfico 6

### Contribuciones a la volatilidad de tasas de interés soberanas (porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

"Otros" corresponde a la constante, el efecto fijo y la correlación entre el tipo de cambio y el financiamiento externo.

Países considerados: CHL: Chile; IND: India; MYS: Malasia; MEX: México; COL: Colombia; PER: Perú; POL: Polonia; CHN: China; RUS: Rusia; HUN: Hungría; BRA: Brasil; IDN: Indonesia; TUR: Turquía; UKR: Ucrania.

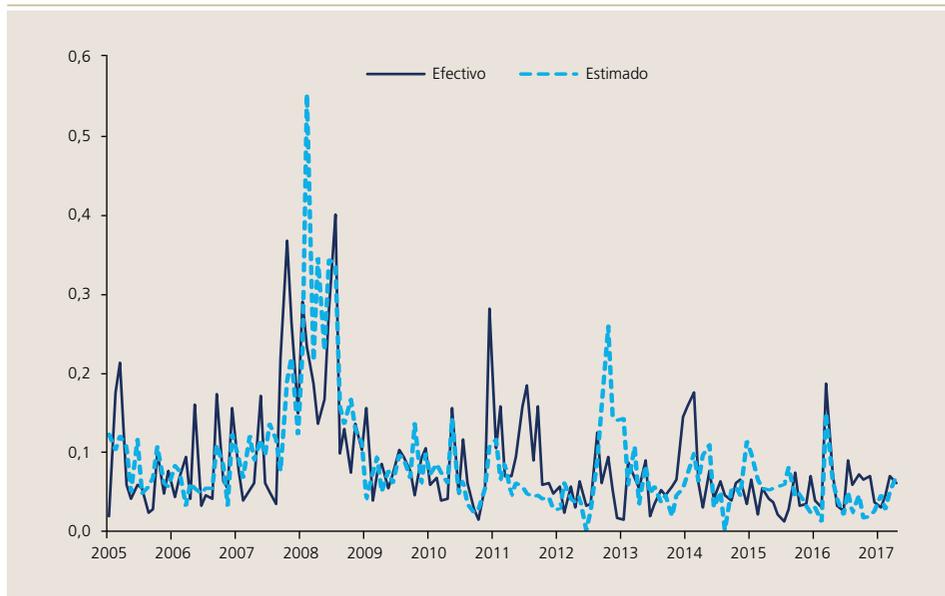
Las variables determinantes fueron agrupadas en cuatro categorías: (i) participación de IDNB en el mercado de deuda soberana local; (ii) volatilidad del tipo de cambio; (iii) volatilidad del financiamiento externo, y (iv) otros determinantes, los cuales corresponden a la constante, más el efecto fijo y la correlación entre el tipo de cambio y el financiamiento externo. De esta figura se puede observar que Chile presenta la mayor incidencia de IDNB sobre la volatilidad de su tasa de interés soberana, en comparación con las 14 economías emergentes consideradas en la muestra de análisis. En efecto, nuestros resultados sugieren que la alta incidencia de inversionistas institucionales en Chile más que compensa las presiones al alza sobre la volatilidad de las tasas soberanas debido a las fluctuaciones de variables externas como el tipo de cambio y el financiamiento externo, lo cual resaltaría el rol estabilizador de estos agentes ante *shocks* externos. Otros países con una alta incidencia de IDNB son India y Malasia, aunque su rol estabilizador es menor. Por el contrario, Ucrania, Turquía e Indonesia son aquellas economías cuya incidencia de IDNB es baja, o virtualmente nula, por lo que la volatilidad de sus tasas soberanas depende casi exclusivamente de las variaciones observadas en su tipo de cambio y su costo de financiamiento externo.

Para evaluar cómo ha variado en el tiempo el rol estabilizador de los inversionistas institucionales en Chile, calculamos el ratio estandarizado entre

la volatilidad de tasas soberanas predicha por la especificación (5) considerando que la participación de los IDNB es igual a cero en todos los períodos, y la volatilidad predicha por el modelo. Esta última posee un buen ajuste respecto de la volatilidad de tasas soberanas efectivamente observada en Chile, mientras las principales discrepancias entre ambas series se dan, generalmente, en períodos excepcionales como el inicio del programa de compra de activos por parte de la Fed (*Quantitative Easing*) en noviembre de 2008, o el *Taper Tantrum* de mayo de 2013 (gráfico 7). De este modo, un ratio positivo (negativo) es indicador de un mayor (menor) rol estabilizador de los inversionistas institucionales en términos de la volatilidad promedio de la tasa soberana doméstica durante los últimos 14 años. El gráfico 8 muestra la evolución de este ratio durante el período comprendido entre marzo de 2004 a diciembre de 2017. De esta figura se puede apreciar que el rol estabilizador de los inversionistas institucionales en Chile se mantuvo relativamente estable hasta fines de 2010, período en el cual la participación promedio de estos agentes en el mercado de deuda soberana local se mantuvo entre 55 y 60%. Luego de este lapso de tiempo, la participación de institucionales aumentó de forma significativa, alcanzando niveles entre 80 y 90%, mientras su rol estabilizador comenzó a experimentar fluctuaciones significativas, las cuales coincidieron, interesantemente, con la dinámica de los flujos de portafolio de renta fija hacia economías emergentes y, en menor medida, con la evolución de la volatilidad implícita asociada al T-Note a diez años (TYVIX).

### Gráfico 7

#### Estimación de la volatilidad de tasas de interés soberanas (porcentaje)

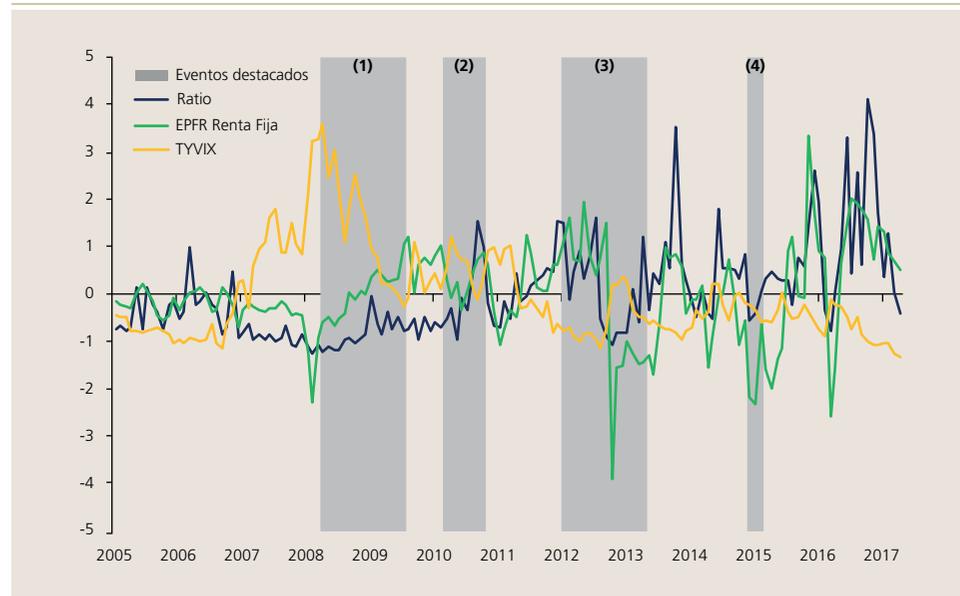


Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 8

**Ratio volatilidad sin IDNBs a volatilidad total**

(variables estandarizadas)



Fuente: Elaboración propia.

Eventos destacados: (1) *Quantitative Easing 1*; (2) *Quantitative Easing 2*; (3) *Quantitative Easing 3 y Taper Tantrum*; (4) *Crash bolsa China*. EPFR renta fija corresponde a los flujos de portafolio de renta fija mensuales hacia economías emergentes. TYVIX corresponde a una medida de volatilidad implícita para el retorno del T-Note a 10 años.

**IV. CONCLUSIONES**

En este documento testeamos el rol estabilizador de los inversionistas domésticos no bancarios (IDNB) sobre la volatilidad de las tasas de interés soberanas de largo plazo en economías emergentes. Intuitivamente, la naturaleza de dichos agentes, caracterizada por horizontes de inversión de largo plazo y manejo de sus portafolios del tipo *buy & hold*, implicaría que en aquellas economías en donde los inversionistas institucionales poseen una participación relevante en el mercado de deuda local, la volatilidad de las tasas de interés soberanas podría ser menor respecto de países donde la participación de estos inversionistas es menor.

Nuestros resultados, obtenidos a partir de regresiones de panel para 14 economías emergentes durante el período comprendido entre marzo de 2004 y diciembre de 2017, respaldan esta hipótesis. En efecto, nuestras estimaciones sugieren que, en promedio, un aumento de 10 puntos porcentuales en la participación de los IDNB en el mercado de deuda soberana local de largo plazo reduciría la volatilidad de las tasas soberanas en una proporción cercana a 6,6% respecto de la volatilidad promedio histórica.



El resultado anterior es, sin duda, relevante para el caso de Chile, donde los inversionistas institucionales como los fondos de pensiones, han mantenido una participación en el mercado de deuda soberana a más de diez años plazo de entre 80 y 90% desde el año 2011 en adelante. Así, en promedio, esta alta incidencia de inversionistas institucionales habría compensado los efectos de *shocks* externos sobre la volatilidad de las tasas soberanas chilenas, lo cual habría funcionado como un estabilizador que ha experimentado variaciones significativas en el último tiempo y que coinciden con la dinámica mostrada por los flujos de portafolio de renta fija a economías emergentes y la volatilidad implícita en la tasa soberana de Estados Unidos a diez años.

## REFERENCIAS

---

- Albagli, E., L. Ceballos, S. Claro, y D. Romero (2019). “Channels of US Monetary Policy Spillovers to International Bond Markets”. *Journal of Financial Economics*, por aparecer.
- Alper, C.E., O.P. Ardic y S. Fendoglu (2009). “The Economics of the Uncovered Interest Parity Condition for Emerging Markets”. *Journal of Economic Surveys* 23(1): 115–38.
- Arslanalp, S. y T. Tsuda (2014). “Tracking Global Demand for Emerging Market Sovereign Debt” IMF Working Paper 14/39.
- Baldacci, E. y M.S. Kumar (2010). “Fiscal Deficits, Public Debt and Sovereign Bond Yields”. IMF Working Paper 10/184.
- Banco Mundial y Fondo Monetario Internacional (2001). *Developing Government Bond Markets: A Handbook*.
- Burger, J.D. y F.E. Warnock (2007). “Foreign Participation in Local Currency Bond Markets”. *Review of Financial Economics* 16: 291–304.
- Chinn, M.D. (2006). “The (Partial) Rehabilitation of Interest Rate Parity in the Floating Rate Era: Longer Horizons, Alternative Expectations, and Emerging Markets”. *Journal of International Money and Finance* 25(1): 7–21.
- Daniel, L. (2008). “Foreign Investors’ Participation in Emerging Market Economies’ Domestic Bond Markets”. *Quarterly Selection of Articles*: 61–77, Banque de France.
- Ferreira, A.L. (2009). “Is it Risk? An Automated Approach to Explain the Ex- ante UIP Deviations of Brazil”. *Cuadernos de Economía* 46(133): 51–66.
- Jaramillo, L. y A. Weber (2013). “Bond Yields In Emerging Economies: It Matters What State You Are In”. *Emerging Markets Review* 17: 169–85.
- Ming, H.G. (1998). “Determinants of Emerging Market Bond Spread”. Policy Research Working Paper 1899, Banco Mundial.
- Miyajima, K., M. Mohanty y T. Chan (2015). “Emerging Market Local Currency Bonds: Diversification and Stability”. *Emerging Markets Review* 22: 126–39.
- Peiris, S.J. (2010). “Foreign Participation in Emerging Markets’ Local Currency Bond Markets”. IMF Working Paper 10/88.
- Piljak, V. (2013). “Bond Markets Co-Movement Dynamics and Macroeconomic Factors: Evidence from Emerging and Frontier Markets”. *Emerging Markets Review* 17: 29–43.

## APÉNDICE

### VOLATILIDAD DE TASAS DE INTERÉS

Utilizando el modelo extendido de paridad descubierta de tasas de interés (2) junto con la matriz de covarianzas de los determinantes  $x_{i,t}$  dada por la expresión (3), la volatilidad de la tasa de interés,  $\sigma_{i,t}^r$ , se encuentra establecida por

$$\sigma_{i,t}^r = \sqrt{\iota' \Sigma_{i,t}^x \iota}, \quad i \in I \quad (\text{A1})$$

donde  $\iota$  es un vector de unos de dimensión  $3 \times 1$ . Nótese que  $\sigma_{i,t}^r$  es una función no lineal de las volatilidades de los determinantes  $\sigma_{i,t}^j, j \in \{r^*, e, \gamma\}$ , y sus respectivas correlaciones  $\rho_{i,t}^{j,k}, j \neq k$ .

Por lo anterior, aproximamos linealmente la expresión (A1) utilizando una expansión de Taylor de primer orden en torno al valor de largo plazo de dichas variables, el cual asumimos por simplicidad que es igual entre países. De este modo, si definimos el vector  $\tilde{x}_{i,t} \equiv [\sigma_{i,t}^{r^*}, \sigma_{i,t}^e, \sigma_{i,t}^\gamma, \rho_{i,t}^{r^*,e}, \rho_{i,t}^{e,\gamma}]'$  como el vector que contiene las volatilidades y correlaciones entre los determinantes de la tasa de interés del país  $i$ , entonces su valor de largo plazo corresponde a  $\bar{x} \equiv [\bar{\sigma}^{r^*}, \bar{\sigma}^e, \bar{\sigma}^\gamma, \bar{\rho}^{r^*,e}, \bar{\rho}^{e,\gamma}]'$ , el cual es igual para todo  $i \in I$ . Respecto del valor de largo plazo de  $\sigma_{i,t}^r$ , este se obtiene de (A1) como  $\bar{\sigma}^r = \sqrt{\iota' \bar{\Sigma}^x \iota}$ , donde  $\bar{\Sigma}^x$  corresponde a la matriz de covarianzas de los determinantes evaluada en  $\bar{x}$  (matriz de covarianzas de largo plazo).

Finalmente, definimos  $\nabla(\tilde{x}_{i,t}) \equiv \partial \sigma_{i,t}^r / \partial \tilde{x}_{i,t}$  como el vector gradiente de la volatilidad de la tasa de interés.

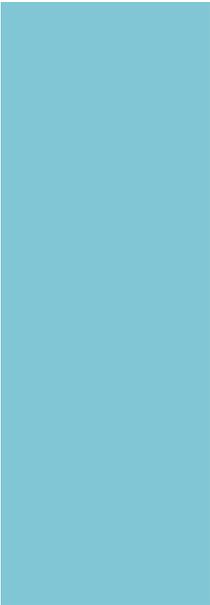
Utilizando los elementos anteriores, la expansión de Taylor de primer orden de  $\sigma_{i,t}^r$  en torno a  $\bar{x}$  se encuentra dada por

$$\begin{aligned} \sigma_{i,t}^r &= \bar{\sigma}^r + (\tilde{x}_{i,t} - \bar{x})' \nabla(\bar{x}) + o_p(\|\tilde{x}_{i,t} - \bar{x}\|) \\ &= \alpha + \tilde{x}_{i,t}' \theta + o_p(\|\tilde{x}_{i,t} - \bar{x}\|) \end{aligned} \quad (\text{A2})$$

donde

$$\alpha = - \left( \frac{\bar{\rho}^{r^*,e} \cdot \bar{\sigma}^{r^*} \cdot \bar{\sigma}^e + \bar{\rho}^{r^*,\gamma} \cdot \bar{\sigma}^{r^*} \cdot \bar{\sigma}^\gamma + \bar{\rho}^{e,\gamma} \cdot \bar{\sigma}^e \cdot \bar{\sigma}^\gamma}{\bar{\sigma}^r} \right)$$

y



$$\theta = \frac{1}{\bar{\sigma}^r} \cdot \left[ \begin{array}{l} \left. \begin{array}{l} \bar{\sigma}^{r^*} + \bar{\rho}^{r^*,e} \cdot \bar{\sigma}^e + \bar{\rho}^{r^*,\gamma} \cdot \bar{\sigma}^\gamma \\ \bar{\sigma}^e + \bar{\rho}^{r^*,e} \cdot \bar{\sigma}^{r^*} + \bar{\rho}^{e,\gamma} \cdot \bar{\sigma}^\gamma \\ \bar{\sigma}^\gamma + \bar{\rho}^{r^*,\gamma} \cdot \bar{\sigma}^{r^*} + \bar{\rho}^{e,\gamma} \cdot \bar{\sigma}^e \end{array} \right\} \beta \\ \left. \begin{array}{l} \bar{\sigma}^{r^*} \cdot \bar{\sigma}^e \\ \bar{\sigma}^{r^*} \cdot \bar{\sigma}^\gamma \\ \bar{\sigma}^e \cdot \bar{\sigma}^\gamma \end{array} \right\} \delta \end{array} \right]$$

De este modo, obviando los términos de error de aproximación, la expresión (A2) puede reformularse de la siguiente forma

$$\sigma_{i,t}^r = \alpha + \sum_j \beta_j \sigma_{i,t}^j + \sum_j \sum_{k \neq j} \delta_{jk} \rho_{i,t}^{j,k} + u_{i,t}, \quad j \in \{r^*, e, \gamma\}, i \in I$$

donde  $u_{i,t} \equiv o_p(\|\tilde{x}_{i,t} - \bar{x}\|)$  es un error de aproximación. La expresión anterior coincide con la ecuación (4) presentada en el texto.