

Banco Central de Chile  
Documentos de Trabajo

Central Bank of Chile  
Working Papers

N° 332

Septiembre 2005

***SPREADS SOBERANOS: ¿DIFERENCIAN LOS  
INVERSIONISTAS INTERNACIONALES ENTRE  
ECONOMÍAS EMERGENTES?***

Valentín Délano

Felipe Jaque

---

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: <http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc>. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: <http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper>. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).



**BANCO CENTRAL DE CHILE**

**CENTRAL BANK OF CHILE**

La serie Documentos de Trabajo es una publicación del Banco Central de Chile que divulga los trabajos de investigación económica realizados por profesionales de esta institución o encargados por ella a terceros. El objetivo de la serie es aportar al debate temas relevantes y presentar nuevos enfoques en el análisis de los mismos. La difusión de los Documentos de Trabajo sólo intenta facilitar el intercambio de ideas y dar a conocer investigaciones, con carácter preliminar, para su discusión y comentarios.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros del Consejo del Banco Central de Chile. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo como también los análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son de exclusiva responsabilidad de su o sus autores y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

The Working Papers series of the Central Bank of Chile disseminates economic research conducted by Central Bank staff or third parties under the sponsorship of the Bank. The purpose of the series is to contribute to the discussion of relevant issues and develop new analytical or empirical approaches in their analyses. The only aim of the Working Papers is to disseminate preliminary research for its discussion and comments.

Publication of Working Papers is not subject to previous approval by the members of the Board of the Central Bank. The views and conclusions presented in the papers are exclusively those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of Chile or of the Board members.

Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile  
Working Papers of the Central Bank of Chile  
Agustinas 1180  
Teléfono: (56-2) 6702475; Fax: (56-2) 6702231

**SPREADS SOBERANOS: ¿DIFERENCIAN LOS  
INVERSIONISTAS INTERNACIONALES ENTRE  
ECONOMÍAS EMERGENTES?**

**Valentín Délano**  
Gerencia de Análisis Internacional  
Banco Central de Chile

**Felipe Jaque**  
Gerencia de Análisis Internacional  
Banco Central de Chile

**Resumen**

Este trabajo busca examinar el comportamiento de los inversionistas globales respecto de los activos de economías emergentes, controlando por su categoría de riesgo. Así, es de interés revisar si estos agentes diferencian entre economías con grado de inversión y sin esta categoría, cada vez que enfrentan shocks en los mercados financieros. En particular, se investiga el tratamiento que dan a Chile en comparación con otras economías con similar clasificación de riesgo y de América Latina. De esta forma, este trabajo busca analizar las principales hipótesis sobre diferenciación por categorías de riesgo y contagio intrarregional por parte de los inversionistas, en base al comportamiento de las correlaciones y la evolución de la volatilidad de los premios por riesgo soberano de una muestra representativa de economías emergentes. Los principales resultados del trabajo señalan que durante períodos de calma en los mercados, no se observa una clara diferenciación por parte de los inversionistas. No obstante, bajo períodos de tensión en los mercados, se observa cierta preferencia de estos por activos de economías con mejor calidad de riesgo.

**Abstract**

This paper examines the global investors' behavior related to emerging markets assets, controlling by credit rating. Hence, a particular interest is set on reviewing whether these global agents do differentiate between investment grade and non-investment grade emerging economies once they face shocks to international financial markets. It is interesting to explore how these investors look at Chile in comparison to other emerging economies both ranked in a similar credit rating notch and neighbor ones. Thus, this study aim at analyzing the main hypotheses raised on investment differentiation by credit rating and inter-regional contagion based upon the performance of the sovereign spread volatility of emerging markets economies. The main results support the hypothesis that a clear differentiation from global investors about emerging markets cannot be observed during tranquil periods. However, a higher preference can be observed for better credit rating assets under periods of turbulence in the international financial markets.

---

Se agradecen los comentarios de los asistentes al Taller Interno de la División Internacional del Banco Central de Chile y de un árbitro anónimo. En particular, fueron de gran utilidad las discusiones mantenidas con Esteban Jadresic, Sergio Godoy y Sergio Lehmann. Obviamente, cualquier error contenido en este trabajo es de exclusiva responsabilidad de los autores.

E-mails: [vdelano@bcentral.cl](mailto:vdelano@bcentral.cl); [fjaque@bcentral.cl](mailto:fjaque@bcentral.cl).

## 1. Introducción

Las fluctuaciones en las condiciones financieras internacionales, particularmente de las tasas de interés y las condiciones de liquidez, son relevantes al momento de evaluar el cambio en el precio de los activos financieros de nuestro país, resumidos en el *spread* soberano chileno. Por la relevancia de esta variable, resulta importante analizar su evolución y, en particular, comparar sus variaciones con otros premios soberanos de países y grupos de interés. Así, son comparadores adecuados un grupo de economías de América Latina y aquellos que se derivan de la distinción entre economías con y sin grado de inversión, esto es, que posean una clasificación de riesgo mayor o igual a BBB-, según las categorías definidas por Standard&Poor's.

Es ampliamente aceptado que bajo escenarios de calma en los mercados financieros, es posible realizar un análisis agregado para las economías emergentes, diferenciando los casos en que estas sean afectadas por eventos idiosincráticos. No obstante, cuando existen períodos de alta volatilidad en los mercados, en particular, por cambios en las preferencias por retorno de parte de los inversionistas, esta clase de análisis pierde significancia. Por ejemplo, Kaminsky y Reinhart (2000) establecen que existe un mayor comovimiento dentro de una región, o bien, entre activos con similar clasificación de riesgo (igual clase) ante eventos de mayor volatilidad o crisis financiera. La magnitud y probabilidad de ocurrencia de este comovimiento o “contagio” dependerá de la liquidez de los inversionistas externos afectados por el evento.

Considerando lo anterior, este trabajo busca estudiar el comportamiento de los inversionistas globales respecto de los activos de economías emergentes de distinta categorías de riesgo, centrándose en particular en el tratamiento de Chile. Esto se lleva a cabo a través del análisis de las correlaciones del *spread* soberano chileno respecto de índices de *spread* compuestos por una parte importante de las economías de América Latina, una muestra de economías no latinoamericanas con grado de inversión y un grupo de economías no latinoamericanas sin grado de inversión. Un segundo ejercicio, estudia el comportamiento de la volatilidad del premio por riesgo chileno ante cambios en la volatilidad de los grupos de interés.

La estructura de este trabajo es como sigue: la sección 2 presenta los datos y la metodología empleada en el estudio; la sección 3 presenta un modelo que ofrece un marco

de referencia para el análisis de correlaciones y volatilidades y los principales resultados de los ejercicios; la sección 4 revisa resultados controlando por eventos de crisis financieras; y la sección 5 concluye.

## 2. Metodología de análisis y datos

Este estudio se realizará en tres etapas. En una primera parte, se exploran las correlaciones entre el *spread* chileno y los grupos de interés. Posteriormente, se desarrolla un modelo simple de correlación que incorpora la modelación de los *spreads* como series de tiempo, así como también el grado de interdependencia entre ellos. Este modelo permite explicar las correlaciones observadas en base a los *shocks* heterocedásticos de las series. Finalmente, se estudia el comovimiento de la volatilidad del *spread* soberano de Chile respecto de los grupos de interés en los períodos de alta volatilidad mediante la modelaciones GARCH (1,1) y TGARCH (1,1).

El análisis de correlaciones incorpora el cálculo de las correlaciones simples de Pearson y su significancia, a través del test de Spearman, de forma de establecer el grado de linealidad de las relaciones y su significancia estadística.

Para determinar el grado de comovimiento de la volatilidad del *spread* chileno, respecto de los distintos grupos de economías, se sigue la metodología presentada en Edwards (1998)<sup>2</sup>. Para ello, se estiman modelaciones AR(1) para todas las series de interés ( $y_t$ ):

$$y_t = a + by_{t-1} + v_t . \quad (1)$$

Con los residuos de la ecuación (1) se modela su volatilidad ( $h_t$ ) considerando especificaciones TGARCH (1,1):

$$h_t^2 = \omega + \kappa \varepsilon_{t-1}^2 + \psi \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1} + \alpha h_{t-1}^2 + \xi_t , \quad (2)$$

---

<sup>2</sup> Si bien diversos estudios han detectado la presencia de raíz unitaria en las series de *spreads* soberanos, como Délano y Selaive (2005), es posible atribuir tal resultado a los distintos quiebres que muestran las series a causa de las crisis financieras internacionales. De esta forma, en este trabajo se considera el nivel del *spread* como variable dependiente, suponiendo que no se elimina el problema de integración de esta al diferenciarla. Asimismo, los resultados para los análisis de la varianza del *spread* no se modifican de manera significativa al utilizar primeras diferencias en vez de niveles de la variable.

con  $D_{t-1}$  una variable *dummy* que es igual a uno si  $v_{t-1} < 0$ <sup>3</sup>. La ecuación (2) determina si la volatilidad de los residuos responde asimétricamente a la naturaleza del *shock*. Es decir, permite establecer si el impacto de noticias positivas  $v_{t-1} < 0$  en la volatilidad es diferente de aquel generado por noticias negativas  $v_{t-1} > 0$ .

Una vez determinadas las series que responden a una formulación GARCH ( $\psi=0$ ) o TGARCH ( $\psi \neq 0$ ), se estiman las series de volatilidad condicional de los índices grupales y se agregan a la modelación de la variable de interés para Chile, generándose de esta manera tres formulaciones.

Adicionalmente, debido a la ocurrencia de una serie de crisis financieras o períodos de alta volatilidad en economías emergentes durante el período muestral, como son el *default* sobre la deuda pública rusa, la devaluación del real brasileño, turbulencias previas a la elección presidencial de Lula en Brasil y el *default* de Argentina, se determina su impacto sobre la volatilidad del *spread* soberano chileno. Esto se realiza a través del cálculo de las varianzas condicionales de la variable de interés para Argentina, Brasil y Rusia restringiendo la muestra a la ventana de la crisis y, posteriormente realizando la modelación de la variable en cuestión para Chile.

Para homogeneizar las muestras a utilizar para el estudio de *spreads*, se emplea la muestra de economías del EMBI Global, índice de deuda soberana de JP Morgan Chase, las cuales se clasificarán en 3 submuestras disjuntas: la primera considera economías de América Latina, LATIN; las dos siguientes, economías con y sin categoría de grado de inversión, INV y NINV, respectivamente (cuadro 1). Posteriormente, se emplean series diarias de los componentes del EMBI Global para el período comprendido entre el 31/dic/1997 y el 18/jun/2004, las que son reponderadas utilizando los coeficientes del EMBI Global al 16/jun/04, para la construcción de índices grupales (cuadro 2)<sup>4</sup>. Debido a que la serie del EMBI Global Chile comienza en mayo de 1999, se construye una *proxy* para la serie desde fines de 1997, en base a la serie de *spread* corporativo chileno<sup>5</sup>.

---

<sup>3</sup> Adicionalmente, se impone que  $[(\kappa+\psi)/2 + \tau] < 1$ ,  $\omega > 0$ ,  $(\kappa+\psi)/2 \geq 0$  y  $\tau > 0$ , para asegurar la convergencia de la estimación y que la volatilidad sea siempre positiva.

<sup>4</sup> Últimas ponderaciones disponibles para el índice EMBI Global al momento de realizarse el estudio. Cabe mencionar que la fuente modifica estas ponderaciones en una frecuencia predeterminada.

### 3. Estimaciones y resultados

#### 3.1 Correlación entre *spreads* soberanos y nivel de significancia

Una primera aproximación para determinar si los movimientos en el *spread* soberano chileno responden a factores regionales, o bien a aquellos ligados a su condición de economía con grado de inversión, es el estudio de las correlaciones entre las variables. Para ello se determina el nivel de las correlaciones y su significancia, considerando ventanas de 20, 40 y 60 días hábiles para el logaritmo de las series LATIN, INV y NINV, en el período comprendido entre el 31/dic/1997 y 18/jun/2004. Cabe destacar que la significancia de la correlación se estimó a través de un test de Spearman, que por su naturaleza no-parámetrica resulta robusto ante las distintas distribuciones estadísticas de las series.

En el cuadro 3, se muestra el promedio del nivel de las correlaciones de Pearson y el porcentaje de veces en que estas resultaron significativas (Spearman), para cada una de las ventanas escogidas. Al observar el nivel de las correlaciones, se aprecia que este aumenta en la medida que crece el tamaño de la ventana, al igual que su significancia, lo que se debe, en parte, a la ganancia de grados de libertad. Si bien se podría aumentar el tamaño de la ventana para maximizar su significancia estadística, emerge el problema que se perdería parte del efecto de contagio al incorporar en las desviaciones estándar un mayor número de grados de libertad. También se encuentra que el *spread* chileno está más correlacionado con las economías con grado de inversión (0,4 a 0,6) y con economías de América Latina (0,3 a 0,5), que con aquellas sin grado de inversión (0,2 a 0,3), siendo estos estadísticos significativos en un gran porcentaje para la muestra.

Al graficar las magnitudes de las correlaciones en el tiempo, es fácil detectar la presencia de ciclos (períodos) en que el *spread* soberano chileno se correlaciona con todos los grupos de interés, lo que sugiere la existencia de factores de naturaleza global que están influenciando el desempeño de todos los *spreads*<sup>6</sup>. También se observan períodos con un

---

<sup>5</sup> La correlación entre la serie de *spread* soberano y corporativo supera el 95%. Así, la construcción de la serie de *spread* soberano previa a 1999 se basa en una regresión simple entre ambas variables, lo que permite completar la serie del *spread* chileno para el período 1997-98.

<sup>6</sup> Naudón (2004), encuentra que factores de mercado como la volatilidad implícita de instrumentos de mercados financieros desarrollados y la liquidez de estos explican parte importante de los movimientos del

menor grado (o ninguna) correlación que estarían marcados por la presencia de elementos idiosincráticos. En el gráfico 1, se muestran las correlaciones móviles para ventanas de 60 días desde enero 1998 hasta junio 2004, donde se aprecia el grado de comovimiento entre todos los grupos, el que da señales de no linealidad en la relación.

Un factor importante que se debe considerar es que la muestra LATIN considera economías con y sin grado de inversión, hecho que podría explicar parte del comovimiento observado, dada la categoría de economía con grado de inversión de Chile. Así, el mayor comovimiento del *spread* soberano chileno con el índice de América Latina se puede comprender como el efecto combinado de las distintas clasificaciones de riesgo que tienen las economías que componen el índice, más aquellos efectos derivados de factores regionales que podrían afectar la evolución del *spread* soberano chileno.

Una explicación alternativa para la presencia de ciclos en las correlaciones de *spreads* se debe a *shocks* heterocedásticos que sufren cada una de las series. Rigobon (2001) y Loretan y English (2000), entre otros, han destacado la importancia de los episodios de mayor (menor) volatilidad en los incrementos (descensos) observados en las correlaciones, los que no tendrían relación con el “comovimiento fundamental o basal” entre las variables. A continuación se desarrolla un modelo que ilustra la idea.

### 3.2 Modelo de correlación y volatilidad<sup>7</sup>

Supongamos que se tienen dos variables  $y_t$  y  $x_t$ , que se pueden asociar con el *spread* de Chile y el de un agregado de países de importancia como LATIN, y que es posible modelarlas como AR(1), donde  $x_t$  explica parte del movimiento de  $y_t$ , pero no a la inversa:

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha + \beta y_{t-1} + \gamma x_t + \varepsilon_t \\ x_t &= \delta + \rho x_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (3)$$

Además, se supone que se tiene una gran cantidad de datos para que las estimaciones de los parámetros de estos modelos arrojen estimaciones consistentes y errores bien comportados, los que no están correlacionados y siguen distribuciones normales:

---

*spread* soberano chileno. Por su parte, Délano y Selaive (2005) encuentran que los factores comunes explican gran parte de la volatilidad del *spread* entre 1998 a 2004.

<sup>7</sup> El desarrollo de este modelo se encuentra en Anexos, sección I.



$$\begin{aligned}
\varepsilon_t &\longrightarrow N(0, \sigma_\varepsilon^2) \\
\mu_t &\longrightarrow N(0, \sigma_\mu^2). \\
E(\varepsilon_t, \mu_t) &= 0
\end{aligned} \tag{4}$$

Reemplazando la ecuación para  $x_t$  en la ecuación para  $y_t$  y desarrollando se llega a:

$$Corr(x_t, y_t) = \frac{\gamma \sqrt{(1-\beta)(1-\rho^2)}}{\sqrt{\gamma^2 \rho^2 + 2\beta\gamma^2 \rho + (1-\rho^2)\gamma^2 + (1-\rho^2) \left( \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\mu^2} \right)}}. \tag{5}$$

Esta ecuación establece que *shocks* que aumentan (disminuyen) la varianza del error ( $\sigma_\mu^2$ ) sobre la variable  $x_t$ , llevan a observar un aumento (o disminución) en la correlación, debido al traspaso de estos *shocks* sobre la variable  $y_t$ . Este traspaso es capturado por el parámetro  $\gamma$  y la persistencia en el tiempo dentro de la misma serie es explicada por el parámetro  $\beta$ . Asimismo, *shocks* idiosincráticos sobre  $y_t$ , que lleven a aumentar (disminuir)  $\sigma_\varepsilon^2$ , podrían significar una disminución (aumento) en la correlación observada. Por último, es posible apreciar que cambios en el signo de la correlación sólo son consistentes con un cambio marcado en los parámetros del modelo, es decir, sobre  $\gamma$ , lo que podría estar asociado a procesos como el *decoupling*, donde una economía con fundamentos sanos diverge de una menos sólida, reduciendo así la correlación entre la valoración de los activos de cada una.

Siguiendo el razonamiento anterior, es posible establecer una línea interesante de investigación futura que sería estimar la correlación basal de las series de *spread* controlando por la heterocedasticidad de las series. Si bien dicho enfoque de primeros momentos de las series resulta atractivo para determinar la “verdadera” estructura de la correlación, el objetivo de este estudio se centra en analizar el comovimiento de los *shocks* heterocedásticos entre las series, por lo que se focaliza en el estudio de los segundos momentos de la distribución.

### 3.3 Análisis de la volatilidad del *spread* chileno y *spreads* de grupos seleccionados

Como resultado de la formulación de modelos TGARCH para el logaritmo de las series de *spread*, se encuentra evidencia de asimetría en la respuesta de la volatilidad de las series INV, NINV y LATIN, pero no así para la serie de la volatilidad del *spread* chileno, la que exhibe una respuesta simétrica para *shocks* positivos como negativos. Este resultado difiere de los encontrados en estudios previos, como Jaque y Rojas (2003), debido en parte a la inclusión de una mayor cantidad de datos y, en particular, a que el último tramo de la muestra se encuentra en un período de alta liquidez en los mercados financieros y un entorno generalizado de bajos niveles de *spreads*. Esto apoyaría los resultados de respuestas simétricas.

De esta forma, la evidencia de simetría podría significar que las economías son lo suficientemente estables como para que los agentes no sobreaccionen ante determinadas noticias negativas, estableciendo expectativas basadas sobre los fundamentos de la economía. Esto no ocurriría, por ejemplo, con economías con clasificación menor a grado de inversión, con alguna probabilidad que cambios en los esquemas políticos lleven a cambios drásticos en las políticas económicas. A este respecto, cabría esperar que una mejora en la clasificación de riesgo debería estar acompañada de mayor evidencia de simetría en la serie. De todas maneras, como se mencionó, un contexto de alta liquidez en los mercados globales, que sea aprovechado por economías emergentes para disminuir su exposición externa, mejorando el perfil de pagos, podría llevar a un comportamiento más simétrico en términos de la respuesta a *shocks*.

Resulta esperado el comportamiento asimétrico de las series LATIN y NINV, debido a que son muestras constituidas por economías, en general, con menor calidad en sus fundamentos y que han sufrido crisis de importancia, por ejemplo, Brasil y México para la muestra LATIN y Rusia y Turquía en NINV. El resultado para la muestra INV, se podría explicar porque está constituida por economías de menor clasificación de riesgo dentro de la escala de grado de inversión. Obviamente, la inclusión de economías con mejor clasificación de riesgo ayudaría a disminuir la significación estadística de la asimetría.

Otra parte interesante del análisis corresponde a determinar si la volatilidad del *spread* chileno puede ser explicado, en alguna medida, por las volatilidades de los *spreads* ponderados de las muestras LATIN, INV y NINV. Esto se realizó a través de un modelo GARCH para la volatilidad del *spread* chileno aumentado con las varianzas condicionales de los grupos de referencia, obtenidas a través de modelos TGARCH debido a la presencia de asimetría, como se observa en el cuadro 4. Los resultados para las estimaciones del *spread* chileno se presentan en el cuadro 5.

El primer resultado interesante que emerge para todo el período muestral es que la volatilidad del *spread* soberano chileno está influida directa y significativamente por la volatilidad de las economías de la región, al arrojar la regresión un parámetro igual a 0.088. Este hecho valida la hipótesis de la existencia de períodos de contagio en volatilidad para el *spread* soberano chileno con el índice regional.

Una posible explicación es que importantes economías de la región que sufren alguna turbulencia en sus mercados y precios financieros, llevan, en una primera etapa, a que los inversionistas internacionales no distingan entre los distintos activos de la región y liquiden posiciones. También esto puede ser producto de pérdidas de rentabilidad en portafolios regionales, que lleva a los fondos de inversión a liquidar aquellos activos más líquidos, de mejor precio y clasificación de riesgo, como los títulos de deuda chilenos. Así se busca obtener la liquidez necesaria para hacer frente a las pérdidas o salidas de fondos por parte de los inversionistas individuales.

Posteriormente, una vez que los agentes han evaluado los probables efectos y el cambio en el riesgo de sus portafolios, vuelven a invertir en la región, pero rebalanceando sus carteras por riesgo y retorno, retornando la inversión hacia aquellos activos más seguros.

Por otro lado, la volatilidad de los grupos de economías con grado de inversión no resultaron significativas, como se esperaba, señalando que los *clusters* de volatilidad más relevantes del *spread* soberano chileno no se generan por la volatilidad de las economías con categoría de grado de inversión. Una potencial explicación para esto es que estas economías son las que tienen mejores fundamentos económicos y, por lo tanto, se esperaría que su *spread* se comportara sin presentar mayores cambios en su volatilidad a través del tiempo.

Por último, era esperado el hecho que las volatilidades de las economías sin grado de inversión no resultaran significativas para explicar la variabilidad del *spread* chileno, debido a que no son activos sustitutos ni complementarios y por los escasos vínculos comerciales y financieros que tiene Chile con las economías de la muestra. Si bien los resultados anteriores responden, en promedio, al comportamiento de las series en el período muestral, resulta de interés determinar el impacto que tuvieron las crisis financieras internacionales y períodos de alta volatilidad acontecidas dentro de la muestra en estudio, sobre las volatilidades de los *spreads* de las economías consideradas, y en particular, para el caso del *spread* chileno.

#### **4. Episodios de crisis financieras y de alta volatilidad**

En el período comprendido entre el 31/dic/1997 y el 18/jun/2004 muestra episodios de alta volatilidad y efectos de crisis financieras como lo fueron: (i) el *default* de la deuda rusa, (ii) la devaluación del real brasileño, (iii) el *default* de la deuda argentina y (iv) turbulencias previas a la elección presidencial de Lula en Brasil. Para determinar el impacto de las anteriores crisis y eventos de alta volatilidad, se estimó como el período de desarrollo del evento un intervalo de +/- 6 meses desde el momento de ocurrencia de este. Así, el *default* de la deuda rusa se desarrolló entre 2/2/1998 y 26/2/1999; la devaluación del real brasileño, entre 1/6/1998 y 30/6/1999; el *default* de la deuda argentina, entre 1/5/2001 y 31/5/2002 y finalmente, la elección presidencial de Lula, entre 1/4/2002 y 30/4/2003<sup>8</sup>.

En primer lugar, como se mencionó en la sección anterior, existe una tendencia a mostrar efectos asimétricos en la volatilidad del *spread* para aquellas economías sin grado de inversión. Por su parte, las economías con grado de inversión muestran en el margen una tendencia a presentar efectos simétricos. Esta evidencia concuerda con la hipótesis que, en general, economías con mejores fundamentos, mejor calidad de instituciones y mejor

---

<sup>8</sup> Para efectos de las estimaciones para eventos de crisis, se consideró una ventana de tiempo tal que evitara para la mayoría de los casos el traslape de los períodos analizados. Si bien no se llevaron a cabo mediciones explícitas del nivel de interdependencia que mostraban las variables para los períodos de calma, los resultados presentados en el cuadro 7 indican que esta es relativamente baja en dichos períodos. Este análisis, no obstante, sólo se realizó para el *spread* chileno y en efecto se observa alguna interdependencia con las economías de la región para períodos de calma.

manejo económico son capaces de absorber y sortear de mejor manera los *shocks* adversos a los que pueden estar sujetos.

A continuación se analiza cada crisis o período de volatilidad por separado, modelando cada serie de *spread* con o sin efecto asimétrico, según corresponda, y calculando el aporte de la volatilidad del país en crisis en la volatilidad del país en cuestión como una forma de escalar el efecto. Para ello, se consideraron las medias de las volatilidades en los períodos de crisis. Los resultados se presentan en el cuadro 6.

Los resultados muestran varios hechos interesantes. En primer término, las crisis acontecidas en el período muestral afectaron a economías con y sin grado de inversión. Una hipótesis posible es que el aporte de la volatilidad del país en crisis a la volatilidad del país receptor podría ser mayor (menor), a menor (mayor) cobertura de los inversionistas respecto de pérdidas ante una eventual crisis. Asimismo, los efectos parecen depender de si el *default* de la deuda se realizó respecto de la deuda interna o externa. Así, por ejemplo, el *default* de la deuda argentina afectó al resto de las economías emergentes, explicando en promedio un 11% del incremento en la volatilidad de sus premios soberanos, reflejando el hecho que los inversionistas internacionales ya habían inmunizado parte significativa de sus carteras. El *default* de la deuda interna rusa, por su parte, explicó en promedio un 18% del alza en las volatilidades del resto de las economías, efecto bastante acotado, debido a que la deuda estaba en su mayoría en manos de residentes.

En segundo término, al revisar el período en torno a la elección presidencial de Lula, se desprende que esta explicó en promedio un 32% del alza en las volatilidades de los premios soberanos, lo que probablemente hubiera sido menor si no hubiese sido antecedida por el *default* de la deuda argentina. En este sentido, en un escenario hipotético de *default* de Brasil, se habría generado un problema de financiamiento significativo para los organismos multilaterales, que habían prestado gran cantidad de recursos a las economías emergentes, y para los acreedores privados, ya que hubiese involucrado deuda emitida por US\$300 billones, un gran porcentaje de la deuda transada de economías emergentes. Esto hubiese generado implicancias severas sobre la liquidez de los portafolios de los inversionistas globales.

En línea con lo anterior, la devaluación del real tuvo efectos significativos sobre las volatilidades de los premios soberanos de las restantes economías emergentes, explicando en promedio un 58% del incremento de estas<sup>9</sup>.

Por su parte, analizando el impacto de los distintos eventos para el caso de Chile, se observa que, tanto la crisis de la deuda rusa como la devaluación del real brasileño, arrojaron un parámetro significativo, pero de baja magnitud. Por otro lado, el *default* de Argentina no generó ningún efecto sobre la volatilidad del *spread* soberano chileno. No obstante, las turbulencias financieras antes de la elección presidencial de Lula generó un efecto importante en la volatilidad del *spread* chileno, explicando más de un 80% del aumento de la volatilidad de este en dicho período. Parte de este último efecto puede ser explicado por el régimen de tipo de cambio flotante prevaleciente desde fines de 1999 en nuestra economía, así como también la apertura total de la cuenta de capitales. Ambas medidas están en la línea de una mayor integración a los mercados financieros globales, con la consecuente mayor volatilidad que esto puede generar, no obstante los beneficios asociados a las mejores condiciones de acceso a financiamiento externo que involucran estas políticas.

Finalmente, si se revisa el grupo de economías que mostraron mayores efectos de las crisis financieras en este estudio, en su mayoría corresponden a economías con grado de inversión, como se muestra en el cuadro 7. En efecto, las economías afectadas una mayor cantidad de veces en el período bajo análisis (por 3 o 4 crisis) corresponden a Croacia, Chile, Filipinas, Malasia y Tailandia. De estas, sólo Filipinas no posee grado de inversión. Una hipótesis para explicar esta evidencia es que los inversionistas prefieren liquidar posiciones en activos de economías con mejor clasificación de riesgo, de forma de cubrir las pérdidas en sus carteras y la salida de agentes individuales de los fondos de inversión, dado que estos presentan una mayor liquidez y están mejor valorados.

---

<sup>9</sup> Cabe destacar que el período de la devaluación de Brasil coincide, en parte, con el período de la devaluación Rusa. No obstante, cuando se incluyó la volatilidad de Rusia en el ejercicio esta no resultó significativa, manteniéndose la significancia de la volatilidad del *spread* de Brasil.

## 5. Comentarios finales

El presente trabajo busca estudiar el comportamiento de los inversionistas globales respecto de los activos de economías emergentes de distintas categorías de riesgo, centrándose en particular en el tratamiento de Chile. Esto se lleva a cabo a través del análisis de las correlaciones del *spread* soberano chileno respecto de índices de *spread* compuestos por una parte importante de las economías de América Latina, una muestra de economías no latinoamericanas con grado de inversión y un grupo de economías no latinoamericanas sin grado de inversión. Un segundo ejercicio, estudia el comportamiento de la volatilidad del premio por riesgo chileno ante cambios en la volatilidad de los grupos de interés.

Las principales conclusiones de este estudio se pueden resumir en los siguientes puntos. El *spread* soberano chileno muestra una mayor correlación promedio respecto de un índice que incluye economías no latinoamericanas con grado de inversión, y en segundo lugar, respecto de aquel que incluye economías de América Latina. Considerando ventanas de 60 días, estas correlaciones resultaron ser 0,6 y 0,5, respectivamente. Respecto de un índice que incluye sólo economías no latinoamericanas sin grado de inversión, esta resultó ser 0,3.

Los resultados anteriores podrían apoyar la hipótesis de un tratamiento diferenciado por parte de los inversionistas internacionales sobre los activos de economías emergentes, respecto a la calidad de riesgo. No obstante, no es posible descartar del todo un tratamiento regional de parte de los mismos.

A su vez, se observa cierta variabilidad en los resultados de las medidas de correlación simple a lo largo de la muestra, registrándose períodos de alta correlación seguidos de períodos de baja o negativa correlación. Una explicación para este fenómeno podría asociarse a que la correlación entre el *spread* soberano chileno y alguno de los *spreads* grupales se vea afectada por *shocks* sobre la volatilidad de estos últimos. En efecto, el modelo propuesto muestra que esto resultaría en una mayor correlación observada, sin necesidad de cambios en la dinámica de los factores que explican los movimientos de los *spreads*. Sin embargo, los cambios de signo en la correlación sólo pueden ser consistentes con un cambio importante de los parámetros de los determinantes del *spread*.

Existe alguna evidencia respecto del efecto de la volatilidad del índice regional de América Latina sobre la volatilidad del *spread* soberano chileno, que no se verifica cuando se emplean los otros dos subíndices.

Por otro lado, al modelar los *spreads* soberanos de las economías de la muestra, se encuentra evidencia de una mayor asimetría para las economías sin grado de inversión, que indica una respuesta distinta del *spread* dependiendo de si las noticias son “malas” o “buenas”. Una posible explicación sería la menor calidad de los fundamentos e instituciones para hacer frente a *shocks* adversos.

Por su parte, al estudiar los episodios de crisis o de alta volatilidad dentro del período muestral, se aprecia que estos afectaron a economías con y sin grado de inversión. Sin embargo, cuando se revisan los casos de economías que se vieron afectadas una mayor cantidad de veces en el período muestral (por 3 o 4 crisis), estos corresponden a Croacia, Chile, Filipinas, Malasia y Tailandia. Con la excepción de Filipinas, estas economías poseen grado de inversión, lo que apoyaría la hipótesis que los inversionistas internacionales buscan liquidar aquellos activos de mayor valoración y liquidez, cada vez que enfrentan alguna crisis financiera de importancia.

Respecto de la volatilidad del *spread* chileno y los efectos de las crisis revisadas en este trabajo, cabe mencionar que esta se vio marginalmente afectada por el *default* de Rusia y la devaluación del real. Por su parte, el *default* de la deuda argentina no presentó ningún efecto. Sin embargo, la elección de Lula en Brasil afectó de manera importante la volatilidad del *spread* chileno.

Finalmente, futuras líneas de investigación deberían abordar un tratamiento más exhaustivo de las correlaciones buscando determinar su nivel controlando por la heterocedasticidad de las series de *spreads*. Por su parte, se debería avanzar en analizar los comovimientos de las volatilidades en períodos de calma en los mercados internacionales, los cuales se han extendido en el último tiempo.



## Referencias

Déllano, V y J. Selaive (2005). “*Spreads Soberanos: Una Aproximación Factorial.*” Documento de Trabajo N°309, Banco Central de Chile.

Edwards, S. (1998). “Interest Rate Volatility, Capital Controls and Contagion.” NBER. Working Paper N° 6756.

Kaminsky, G. and C. Reinhart (2000). “On Crises, Contagion and Confusion.” *Journal of International Economics*, Vol. 51, pp. 145-168.

Loretan, M. and W. English (2000). "Evaluating Correlation Breakdowns During Periods of Market Volatility." Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance. Working Paper No. 658.

Jaque, F. y A. Rojas (2003). “Determinants of the Chilean Sovereign *Spread*: Is it Purely Fundamentals?”. *Money Affairs*, Vol. XVI, N. 2, July-December 2003, CEMLA.

Jaque, F. y A. Naudon (2004). “Factores en la Dinámica del Premio Soberano Chileno.” Informe de Estabilidad Financiera. Banco Central de Chile, segundo semestre.

Rigobon, R. (2001). “Contagion: How to Measure It?.” NBER. Working Paper N° 8118.

## Anexos

### I. Modelo de *spreads* y volatilidad

Sea el siguiente modelo de ecuaciones simultáneas para las variables  $Y_t$  y  $X_t$ ,

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha + \beta y_{t-1} + \gamma X_t + \varepsilon_t, \\ X_t &= \delta + \rho X_{t-1} + \mu_t, \end{aligned} \quad |\beta| < 1 \text{ y } |\rho| < 1, \quad (1)$$

tal que sus parámetros son obtenidos consistentemente por medio de regresiones de mínimos cuadrados ordinarios de forma que sus errores no estén correlacionados y sigan distribuciones normales:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &\longrightarrow N(0, \sigma_\varepsilon^2) \\ \mu_t &\longrightarrow N(0, \sigma_\mu^2). \\ E(\varepsilon_t, \mu_t) &= 0 \end{aligned} \quad (2)$$

Si se aplica el operador de la varianza a la ecuación que describe el movimiento de  $X_t$ , se llega fácilmente a:

$$\text{Var}(X_t) = \frac{\sigma_\mu^2}{(1 - \rho^2)}, \quad |\rho| < 1. \quad (3)$$

Por otra parte, si se reemplaza la ecuación para  $X_t$  en la ecuación que describe la dinámica de  $Y_t$  y se aplica el operador de varianza se tiene que:

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y_t) &= \text{Var}(\alpha + \beta Y_{t-1} + \gamma \delta + \gamma \rho X_{t-1} + \gamma \mu_t + \varepsilon_t) \\ \Rightarrow \text{Var}(Y_t) &= \text{Var}(\beta Y_{t-1}) + \text{Var}(\gamma \rho X_{t-1}) + 2\text{Cov}(\beta Y_{t-1}, \gamma \rho X_{t-1}) + \gamma^2 \sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2. \end{aligned} \quad (4)$$

Pero,  $\gamma = \frac{\text{Cov}(Y_t, X_t)}{\text{Var}(X_t)}$ , y si se considera  $t$  suficientemente grande, se puede escribir (4)

como:

$$\text{Var}(Y_t) = \frac{\gamma^2 \rho^2 \text{Var}(X_t) + 2\beta \gamma^2 \rho \text{Var}(X_t) + \gamma^2 \sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2}{(1 - \beta)}. \quad (5)$$

Por otro lado, se sabe que:

$$\text{Corr}(Y_t, X_t) = \frac{\text{Cov}(Y_t, X_t)}{\sqrt{\text{Var}(Y_t)\text{Var}(X_t)}} = \frac{\gamma}{\sqrt{\text{Var}(Y_t)}}. \quad (6)$$

Reemplazando (2) y (4) en (5) y reordenando se llega a:

$$\text{Corr}(X_t, Y_t) = \frac{\gamma \sqrt{(1-\beta)(1-\rho^2)}}{\sqrt{\gamma^2 \rho^2 + 2\beta\gamma^2 \rho + (1-\rho^2)\gamma^2 + (1-\rho^2) \left( \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\mu^2} \right)}} \quad (6)$$

## II. Cuadros y gráficos

**Cuadro 1:** Muestra de economías por grupo de referencia

<b>América Latina</b>	<b>Con Grado de Inversión</b>	<b>Sin Grado de Inversión</b>
<i>LATIN</i>	<i>INV</i>	<i>NINV</i>
Argentina	China	Filipinas
Brasil	Malasia	Bulgaria
Colombia	Tailandia	Rusia
Ecuador	Croacia	Turquía
México	Hungría	Ucrania
Perú	Polonia	
Uruguay		
Venezuela		

**Cuadro 2:** Muestra de economías utilizada y clasificación de riesgo según Standard&Poor's

	Investment	Non-investment	% Part. EMBIG (16/06/04)	% Part. EMBIG* (16/06/04)
<b><i>América Latina</i></b>				
Argentina		X	1.9	2.1
Brasil		X	19.1	21.5
Colombia		X	3.6	4.0
Ecuador		X	1.3	1.5
México	X		18.4	20.7
Perú		X	2.4	2.7
Uruguay		X	0.8	0.9
Venezuela		X	4.9	5.5
<b><i>Asia Emergente</i></b>				
China	X		1.4	1.6
Filipinas		X	4.9	5.5
Malasia	X		4.0	4.5
Tailandia	X		0.3	0.3
<b><i>Europa Emergente</i></b>				
Bulgaria		X	1.6	1.8
Croacia	X		0.2	0.2
Hungría	X		0.3	0.3
Polonia	X		1.4	1.6
Rusia		X	15.3	17.2
Turquía		X	6.1	6.9
Ucrania		X	1.1	1.2
<b>Total participación</b>			<b>89.0</b>	<b>100.0</b>

(\*): Participaciones considerando la muestra de países utilizada.

**Cuadro 3:** Correlaciones de las series diarias del *spread* de Chile respecto de grupos de referencia (31/dic/1997 –18/jun/2004)

		Ventana (días hábiles)		
		20	40	60
LATIN	Pearson	0.3	0.4	0.5
	<i>Spearman</i> (%)	52.0	65.0	79.6
INV	Pearson	0.4	0.5	0.6
	<i>Spearman</i> (%)	53.6	68.4	79.5
NINV	Pearson	0.2	0.3	0.3
	<i>Spearman</i> (%)	45.1	56.8	73.1

**Cuadro 4:** Asimetría en la volatilidad de series de *spread* (31/dic/1997 –18/jun/2004)

País	Grado	Asimetría	Part.EMBIG	Clasificación S & P
Chile	INV	NO	1.8	A
China	INV	NO	1.4	BBB+
Croacia	INV	NO	0.2	BBB-
Ecuador	NINV	NO	1.3	CCC+
Filipinas	NINV	NO	4.9	BB
Hungría	INV	NO	0.3	A-
Polonia	INV	NO	1.4	BBB+
Rusia	NINV	NO	15.3	BB+
Tailandia	INV	NO	0.3	BBB
Ucrania	NINV	NO	1.1	B
Argentina	NINV	SI	1.9	SD
Brasil	NINV	SI	19.1	B+
Bulgaria	NINV	SI	1.6	BBB-
Colombia	NINV	SI	3.6	BB
Malasia	INV	SI	4	A-
México	INV	SI	18.4	BBB-
Perú	NINV	SI	2.4	BB-
Turquía	NINV	SI	6.1	B+
Venezuela	NINV	SI	4.9	B-
Uruguay	NINV	-- (1)	0.8	B-

(1) No admite modelación GARCH.

**Cuadro 5:** Estimaciones GARCH para la volatilidad del *spread* soberano chileno  
(31/dic/1997 –18/jun/2004)

	(1)	(2)	(3)
C	0.0003 [17.8737]	0.0004 [15.2583]	0.0004 [18.4381]
Resid(-1)^2	0.2405 [15.7056]	0.2436 [14.0903]	0.2445 [16.2785]
GARCH (-1)	0.4533 [19.7613]	0.4579 [18.7650]	0.4529 [19.6429]
<b>Volatilidades</b>			
LATIN	0.0877 [6.8931]		
INV		-0.0042 [-0.2363]	
NINV			-0.0042 [-0.7381]
R2	0.9851	0.9851	0.9851
Obs	1666	1666	1666

Nota: En paréntesis cuadrado los estadísticos t.

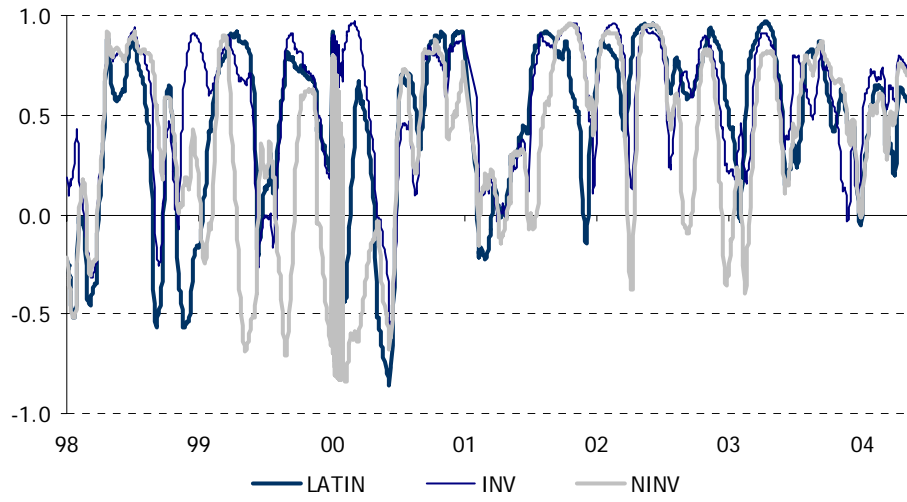
**Cuadro 6:** Importancia de la volatilidad del *spread* de la economía en crisis sobre otras economías

País	Parámetro volatilidad país en crisis	Est. T	A porte prom . (%)	Grado
<b>1) Default de la deuda rusa</b>				
Malasia	0.019	18.886	4	IN V
<b>Chile</b>	<b>0.004</b>	<b>18.054</b>	<b>1</b>	<b>IN V</b>
Croacia	0.159	5.195	20	IN V
Turquía	0.256	3.879	43	N IN V
Ecuador	0.382	2.796	45	N IN V
Tailandia	0.062	2.780	6	IN V
Filipinas	0.030	2.582	5	N IN V
Venezuela	0.227	2.381	25	N IN V
Perú	0.072	2.133	17	N IN V
<i>Promedio</i>			18	
<i>Desv Est.</i>			17	
<b>2) Devaluación del Real en Brasil</b>				
China	0.456	7.863	49	IN V
Colombia	0.401	4.833	43	N IN V
Filipinas	0.503	4.743	63	N IN V
<b>Chile</b>	<b>0.007</b>	<b>4.482</b>	<b>1</b>	<b>IN V</b>
Polonia	1.258	4.280	117	IN V
Perú	0.890	4.245	140	N IN V
Turquía	0.374	3.360	44	N IN V
Croacia	0.763	3.178	60	IN V
Malasia	0.108	2.276	20	IN V
Ecuador	0.697	2.016	46	N IN V
<i>Promedio</i>			58	
<i>Desv Est.</i>			42	
<b>3) Default de la deuda argentina</b>				
Tailandia	0.864	5.398	12	IN V
Hungría	0.823	4.398	5	IN V
Malasia	0.067	3.426	17	IN V
Bulgaria	0.022	2.201	7	N IN V
China	0.178	2.193	15	IN V
<i>Promedio</i>			11	
<i>Desv Est.</i>			5	
<b>4) Elección presidencial de Lula</b>				
Malasia	0.117	6.926	24	IN V
<b>Chile</b>	<b>0.726</b>	<b>3.276</b>	<b>82</b>	<b>IN V</b>
Ucrania	0.449	3.084	40	N IN V
Bulgaria	0.144	2.534	34	N IN V
Croacia	0.070	2.375	5	IN V
Filipinas	0.228	2.255	35	N IN V
Tailandia	0.082	2.190	4	IN V
<i>Promedio</i>			32	
<i>Desv Est.</i>			26	

**Cuadro 7:** Economías afectadas por 3 o 4 crisis

País	Asimetría	Grado	Clasificación S&P	Part. EMBIG
Croacia	NO	INV	BBB-	0.2
Chile	NO	INV	A	1.8
Filipinas	NO	NINV	BB	4.9
Malasia	SI	INV	A-	4.0
Tailandia	NO	INV	BBB	0.3

**Gráfico 1:** Correlaciones móviles del *spread* de Chile con LATIN, INV y NINV para ventanas de 60 días





**Documentos de Trabajo  
Banco Central de Chile**

**Working Papers  
Central Bank of Chile**

NÚMEROS ANTERIORES

PAST ISSUES

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: [www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc](http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc). Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: [www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper](http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper). Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

DTBC-331 Septiembre 2005  
**Business Cycle Dynamics and Shock Resilience in Chile**  
Helmut Franken, Guillermo Le Fort, y Eric Parrado

DTBC-330 Septiembre 2005  
**Sovereign Debt, Volatility and Insurance**  
Kenneth Kletzer

DTBC-329 Septiembre 2005  
**Contingent Reserves Management: an Applied Framework**  
Ricardo Caballero y Stavros Panageas

DTBC-328 Septiembre 2005  
**Why are Capital Flows so much more Volatile in Emerging than In Developed Countries?**  
Fernando A. Broner y Roberto Rigobon

DTBC-327 Septiembre 2005  
**Probability Of Insolvency**  
Marcelo Reyes y Eugenio Saavedra

DTBC-326 Agosto 2005  
**Exchange Rate Interventions and Insurance: is “Fear of Floating” a Cause for Concern?**  
Francisco Gallego y Geraint Jones

DTBC-325 Agosto 2005  
**Is the Fx Derivatives Market Effective and Efficient in Reducing Currency Risk?**  
Esteban Jadresic y Jorge Selaive

DTBC-324	Julio 2005
<b>No Estaba Muerta, ... : la Teoría Cuantitativa y la Relación Entre Dinero e Inflación</b>	
Rómulo Chumacero y Jorge Hermann	
DTBC-323	Mayo 2005
<b>Mixed Tactical Asset Allocation</b>	
Alejandro Corvalán	
DTBC-322	Mayo 2005
<b>International Borrowing, Capital Controls and the Exchange Rate: Lessons from Chile</b>	
Kevin Cowan y José De Gregorio	
DTBC-321	Mayo 2005
<b>Policy Responses to External Shocks: the Experiences of Australia, Brazil and Chile</b>	
Luis Felipe Céspedes, Ilan Goldfajn, Phil Lowe, y Rodrigo Valdés	
DTBC-320	Mayo 2005
<b>La Curva de Salarios en Chile</b>	
Pablo García y Paulina Granados	
DTBC-319	Mayo 2005
<b>El Dinero Como Indicador de Actividad e Inflación en Chile – ¿Ya No?</b>	
Tobias Broer	
DTBC-318	Mayo 2005
<b>Financial Frictions and Real Devaluations</b>	
Luis Felipe Céspedes	
DTBC-317	Abril 2005
<b>Institutions, Economic Policies and Growth: Lessons from the Chilean Experience</b>	
Vittorio Corbo, Leonardo Hernández, y Fernando Parro	
DTBC-316	Abril 2005
<b>Factores Macroeconómicos en Retornos Accionarios Chilenos</b>	
Rodrigo Fuentes, Jorge Gregoire, y Salvador Zurita	
DTBC-315	Abril 2005
<b>Real Exchange Rate Misalignments and Economic Performance</b>	
Álvaro Aguirre y César Calderón	