



SPREADS SOBERANOS Y EFECTO CONTAGIO

Seminario de Título Ingeniería Comercial,
Mención Economía

INTEGRANTES:

Alvaro Garcia Marín

Valentina Paredes Haz

Profesor Guía: Klaus Schmidt-Hebbel

Santiago, Chile

2006

Spreads Soberanos y Efecto Contagio

Alvaro Garcia Marín

Valentina Paredes Haz

Profesor Guía: Klaus Schmidt-Hebbel

Resumen

Este trabajo investiga la existencia de efecto contagio en Chile utilizando datos de spreads de deuda soberana para el período 1999-2006. Por medio de un modelo de umbral se entrega evidencia que rechaza la hipótesis de contagio desde Brasil hacia Chile para el período considerado, siendo la trayectoria del spread soberano de Brasil el único spread de la región significativo en la estimación de los fundamentales del spread soberano chileno. No obstante lo anterior, se encuentra un alto grado de interdependencia de la serie chilena con las series del resto de los países de la región, lo cual puede ser explicado por la creciente integración comercial y financiera en la cual se ha embarcado Chile en los últimos años.

Índice

1. Introduccion	4
2. Efecto Contagio y revisión de literatura	6
3. Descripción de los datos y metodologia	8
4. Resultados	12
5. Conclusiones	19

Índice de figuras

1. EMBI Chile-EMBI México: 1999-2005	5
2. Treshold: Variable latente EMBI Brasil	17
3. EMBI Chile-EMBI Argentina: 1999-2005	22
4. EMBI Chile-EMBI Brasil: 1999-2005	22
5. EMBI Chile-EMBI México: 1999-2005	23
6. EMBI Chile-EMBI Global: 1999-2005	23
7. Tests de raiz unitaria para spreads chilenos	25
8. Impulso Respuesta Embi Chile-Embi Brasil	27
9. Impulso Respuesta Embi Chile-Embi Argentina	27
10. Impulso Respuesta Embi Chile-Embi Global	28

Índice de cuadros

1. Correlaciones EMBI Mensuales, período 1999-2005	24
2. Test de Causalidad a la Granger	25
3. Estimación VAR y VAR-X	26
4. Especificaciones	28
5. Estimación Treshold Model, Coeficientes EMBI Brasil	29

1. Introducción

El riesgo que significa para los inversionistas la compra de bonos soberanos de gobiernos se traduce en la práctica en diferenciales de tasas de interés en sus colocaciones. A la diferencia entre el costo que los inversionistas exigen a los bonos del tesoro de Estados Unidos y el exigido a los bonos de Chile se le denomina spreads soberano. La existencia de spreads soberanos pueden ser explicada básicamente por la percepción de riesgo que tengan los inversionistas con respecto a la deudas de gobiernos.

En un mundo de información asimétrica en que los inversionistas no pueden distinguir perfectamente la calidad de las deudas, se le exigirá un mayor retorno a deudas de economías que sean percibidas como más riesgosas. Esta percepción de riesgo puede estar apoyada en la calidad de los fundamentales relacionados con solvencia, sustentabilidad y probabilidad de default de la deuda, o puede estar reflejando simplemente la imposibilidad de los inversionistas de distinguir una economía de otra. Además el retorno exigido puede depender de la liquidez internacional, ya que en situaciones de poca liquidez los inversionistas pueden preferir deudas de países con mejores fundamentales, y así exigir un retorno mayor a la deuda de países con malos fundamentales que en situaciones de alta liquidez internacional. Por lo tanto, la trayectoria de los spreads soberanos debería seguir tanto a los fundamentales de la economía como a variables que reflejen liquidez internacional y percepción de riesgo que los inversionistas tienen en una región o grupo de países en particular.

La imposibilidad por parte de los inversionistas de diferenciar en algunos casos a una economía de otra presenta una pregunta interesante: ¿Puede un shock experimentado en una economía A propagarse a una economía B incluso si no existen razones fundamentales para que este shock se propague en B? Esta pregunta a generado un importante grado de interés en la literatura en las últimas dos décadas, sobre todo después de experiencias como la crisis asiática, el default de la deuda Argentina y Rusa, o la devaluación del Real Brasileiro. Sin embargo, dar un respuesta a esta pregunta no está exento de dificultades. A modo de ejemplo, en la figura 1 se presentan las series Emerging Market Bond Index (EMBI) para Chile y México. A pesar de que Chile presenta un nivel sustancialmente menor al de México, se aprecia un alto grado de comovimiento entre las series intensificado entre Mayo-2001 y Mayo-2003. Este alto comovimiento puede ser explicado tanto

por (a) Contagio de un shock generado desde uno de los dos países hacia el otro, como por (b) Empeoramiento simultaneo y no relacionado de los fundamentales en ambos países, o por (c) Un shock generado en un tercer país se está propagando a ambos países en el mismo sentido. ¿En cuáles casos podemos hablar de contagio y en cuáles sólo de interdependencia entre los mercados de los países?

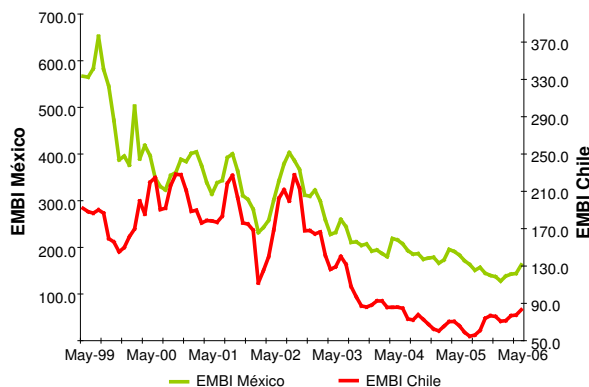


Figura 1: EMBI Chile-EMBI México: 1999-2005

En este paper se intenta determinar si Chile ha experimentado contagio desde otros países de la región por medio del nivel del spread de la deuda soberana del gobierno. La definición de contagio utilizada es la proporcionada por Forbes y Rigobon (2001), según la cual un país es afectado por contagio si es que se experimenta un incremento significativo en la relación entre mercados después de un shock específico en un país o grupo de países en particular, incluso después de controlar por los fundamentales de los países. Esta definición no considera como contagio a situaciones en que un shock generado en un país es transmitido a otra nación sin provocar un cambio significativo en la relación entre mercados.

La metodología utilizada para determinar la existencia de contagio es inédita en la literatura, y considera un modelo de umbral tomando como variable latente a EMBI de Brasil. Los principales resultados indican que Chile no ha estado afecto a contagio desde Brasil ni desde el resto de los países de la región. No obstante, ha experimentado un alto grado de interdependencia, el cual puede ser explicado por la creciente integración financiera y comercial que ha venido experimentando Chile en los últimos años. El resultado encontrado está en línea con estudios que recalcan que la bondad de los fundamentales de la economía chilena lo hace un lugar más atractivo para los inversionistas que sus símiles regionales como lugar

de destino de sus inversiones, incluso bajo situaciones de crisis internacionales.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma: en la siguiente sección se revisan definiciones de contagio y resultados para Chile encontrados en la literatura, la sección 3 revisa la metodología utilizada para responder si Chile ha estado afecto a contagio, mientras que en la sección 4 se presentan los principales resultados. Por último, la sección 5 concluye.

2. Efecto Contagio y revisión de literatura

A pesar de que existe consenso que, por ejemplo, durante la crisis asiática hubo contagio, incluso hoy puede ser muy difícil concordar sobre cuáles países lo experimentaron. No existe realmente en la literatura un consenso amplio sobre lo que significa contagio entre mercados. Este término, asociado tradicionalmente a flujos de capitales desde y hacia países, ha sido entendido por algunos economistas como el comovimiento de capitales entre países que no es posible explicar por movimientos de los fundamentales. De acuerdo a esta definición, tal como se muestra en Valdés (1997), una forma de investigar la presencia de efecto contagio es testear si es que las correlaciones de a pares entre las variables de análisis de los mercados de interés son significativamente distintas de cero. Este procedimiento se debería realizar utilizando tanto los datos originales como controlando por los fundamentales¹, de tal forma que el comovimiento observado no sea explicado por éstos. Bajo esta definición, si en dos mercados altamente conectadas bajo todos los estados de la naturaleza (debido por ejemplo, a relaciones directas a través de flujos comerciales o financieros, a estructura de mercado similares, a cercanía geográfica, o incluso a historias similares), un shock negativo en uno de ellos es traspasado rápidamente al otro entonces existe contagio.

Sin embargo, en este estudio seguiremos una definición alternativa de contagio propuesta por Forbes y Rigobon (2001) (denominada originalmente como “cambio de contagio”). Estos autores definen *contagio* como el incremento significativo en la relación entre mercados después de un shock específico en un país o en un grupo de países en particular. De acuerdo a esta visión, si dos mercados exhiben un alto grado de comovimiento durante períodos de estabilidad, incluso si los mercados

¹Entre los fundamentales se deberían incluir todas aquellas variables que afectan la solvencia y la probabilidad de default de la deuda soberana de un país

continúan altamente correlacionados después de una crisis, no constituye contagio. Alternativamente, se define como *interdependencia* a la situación en que un shock de un país es transmitido a otra nación a pesar de no haber un significativo cambio en la relación entre ambos mercados, ya que los países presentan un alto grado de comovimiento bajo todos los estados de la naturaleza, probablemente producto de la relación comercial y financiera. En otras palabras, el “*contagio a la Valdés*” es “*interdependencia a la Forbes y Rigobón*”.

La evidencia de contagio en Chile es algo dispersa y pocos autores la han tratado de manera directa. Valdés (1997), utilizando precios de los mercados secundarios de deuda y ratings crediticios del período 1986-1994 para un grupo de países latinoamericanos, encuentra evidencia de contagio (entendido como comovimiento significativo), incluso después de controlar por fundamentales. Délano y Jaque (2005) realizan un análisis de correlaciones con ventanas móviles entre el spread soberano chileno y índices de spread para economías no latinoamericanas con grado de inversión, economías latinoamericanas con y sin grado de inversión y economías no latinoamericanas sin grado de inversión. Los autores encuentran que el spread chileno se correlaciona significativamente al menos en el 50% de los casos con los spreads de los tres grupos antes definidos, siendo la correlación mayor con el primer grupo que con el segundo y el tercero. Además, encuentran que el spread soberano chileno se ve afectado sólo marginalmente por shocks externos como la devaluación del real Brasileiro, y los default de la deuda Rusa y Argentina. Fuentes y Godoy (2005), utilizando un análisis de componentes principales, encuentran que existe una fuerte correlación regional entre los premios de economías emergentes, que va más allá de lo que puede ser explicado por fundamentales. Asimismo, encuentra que los spreads de los países con tasas de ahorro altas, endeudamiento bajo y buenas clasificaciones de riesgo son menos propensos a moverse en conjunto con los spreads de los países donde se han originado las crisis financieras. Por último, Hermann (2005) analiza el comportamiento del spread soberano chileno en torno a la crisis Brasileña del 2002², encontrando evidencia sustancial de que el comovimiento entre Brasil y Chile aumentó significativamente en el período crisis y post-crisis, utilizando para su análisis correlaciones condicionales e incondicionales y test de

²En este período sucedieron cuatro hechos relevantes en Brasil: fuerte depreciación del Real, escaso acceso al mercado de capitales extranjero, gran carga de la deuda del gobierno (60% del PIB) y cambio de gobierno (elección de Lula) lo cual incidió en que spread soberano Brasileiro pasara de 900 puntos base a 2200 pb. en menos de 3 meses

causalidad a la Granger.

Salvo el estudio de Hermann (2005), los trabajos antes mencionados trabajan (al menos implícitamente) con una definición de contagio definido como alto comovimiento del spread chileno con el del resto de los mercados de la región, encontrando todos ellos evidencia de “contagio”. En contraste, bajo la definición de contagio manejada en el presente trabajo, sólo Hermann (2005) habría encontrado evidencia de contagio hacia Chile, mientras que Valdés (1997), Fuentes y Godoy (2005) y Délano y Jaque (2005) habrían encontrado interdependencia de Chile con países de la región. La diferenciación entre contagio y interdependencia realizada en este paper es un tema sensible, pues debido a la creciente integración comercial y financiera en que se encuentra embarcado Chile y la gran mayoría de los países de la región es esperable que los mercados se comiencen a mover cada vez de forma más conjunta. En la siguiente sección se plantea la metodología propuesta para abordar la cuestión de si el spread soberano chileno ha estado afecto a contagio.

3. Descripción de los datos y metodología

Este trabajo utiliza datos del Emerging Market Bond Index Global (EMBI Global) para cuantificar el spread soberano, correspondientes al período Junio 1999-Junio 2006 para el conjunto de economías latinoamericanas que cuentan con series EMBI Global³. Los fundamentales que determinan la evolución del spread soberano chileno en tanto fueron obtenidos del Banco Central de Chile.

En primer lugar se estudia si es que existe interdependencia entre EMBI Chile y los spreads del resto de los países de la región, como parte de un ejercicio preliminar al estudio de contagio hacia Chile. De esta forma esperamos averiguar si es que la intuición gráfica entregada por las figuras 4, 5 y 6, las cuales muestran alto comovimiento de EMBI Chile con EMBI México, Brasil y Global se ve confirmada. La interdependencia se calcula de tres formas alternativas: (i) Se calculan las correlaciones entre las series y se computa el test de Spearman para determinar significancia estadística. En caso de que la correlación entre el spread Chileno y el de otro país sea positiva y significativa, puede estar sucediendo que los shocks de un país son transmitidos al otro, o que un shock proveniente de un tercer país

³Los países considerados, aparte de Chile son: Argentina, Brasil, Colombia, Ecuador, México, Perú, Uruguay y Venezuela

esta afectando a ambos países en el mismo sentido. (ii) Para diferenciar entre ambos efectos y determinar si es que existen relaciones de causalidad en el sentido estadístico entre los spreads soberanos de la región, se computan test de causalidad a la Granger. (iii) Por último, se realizan estimaciones VAR incluyendo y excluyendo proxies de la tasa de interés libre de riesgo. De esta forma es posible computar las funciones de impulso respuesta, las cuales permitirán averiguar como se propaga un shock en uno de los países hacia el resto de los países de la región.

En segundo lugar se estudia la existencia de contagio hacia Chile. La estrategia para determinar efecto contagio consiste en desarrollar un modelo de umbral que contiene como variable latente el spread soberano de los países de los cuales se crea que existe contagio hacia Chile. Los modelos de umbrales son modelos de cambio de régimen que determinan de forma endógena el valor umbral de la variable latente bajo el cual la naturaleza pasa de un regimen al otro. Tal como se explica en Hansen (2000), si definimos a “ q_t ” como el valor de la variable latente en t , a “ γ ” como el valor umbral de la variable latente bajo la cual el sistema cambia de regimen, y a “ $I_{\{\cdot\}}$ ” como la función indicador que toma el valor uno cuando se cumple la condición enunciada en el sub-índice, la regresión del modelo de umbral toma la siguiente forma:

$$y_t = \{x'_t\beta\}I_{q_t \geq \gamma} + \{x'_t\beta\}I_{q_t < \gamma} + u_t \quad (1)$$

$$\Leftrightarrow y_t = x_t(\gamma)' \theta + u_t \quad (2)$$

donde $\theta = (\beta', \delta')$. Dado el valor de γ , el estimador natural de $\hat{\theta}$ es el estimador de mínimos cuadrados ordinarios:

$$\hat{\theta}(\gamma) = \left[\sum x_t(\gamma)x_t(\gamma)' \right]^{-1} \left[\sum x_t(\gamma)y_t' \right] \quad (3)$$

mientras que el estimador del umbral se recupera como:

$$\hat{\gamma} = \operatorname{argmin} \hat{\sigma}^2(\gamma) \quad (4)$$

$$\hat{\sigma}^2(\gamma) = \frac{1}{T} \sum \hat{u}_t(\gamma)^2 \quad (5)$$

Para contrastar la existencia de umbral, así como para estimar el umbral y los parámetros de los modelos bajo los distintos regimenes, se utiliza el programa GAUSS de Bruce Hansen, descrito en Hansen (2000). La secuencia para determinar

la existencia de umbral es la siguiente: primero se toma a toda la muestra y se contrasta la existencia de umbral. En caso de existir umbral se testea nuevamente si existe otro valor umbral para cada una de las submuestras, y así sucesivamente hasta que no se pueda rechazar la no existencia de umbral. Es importante recalcar que el test es relativamente poco potente cuando el cambio de régimen se encuentra muy al principio o muy al final de la muestra.

La razón para utilizar un modelo de umbral para estudiar la existencia de contagio radica en que, una vez determinado el umbral es posible separar los datos muestrales entre aquellos datos pertenecientes al estado de la naturaleza en que la variable latente sobrepasa el umbral de aquellos datos en que la variable latente se encuentra bajo el umbral. Si definimos a la variable latente como el spread de alguna economía de la región, y al estimar el modelo de umbral encontramos que el spread soberano chileno se ve influenciado en mayor cuantía por el spread del otro país en períodos en que el nivel de este es “alto” que cuando se encuentra “bajo”, entonces existiría contagio a la Forbes y Rigobon.

Para la estimación del modelo de umbral es necesario determinar y estimar los fundamentales del spread soberano chileno, además de elegir cuál será la variable umbral que gobernará el cambio de régimen. Para la estimación de los fundamentales de el spread soberano chileno, la teoría nos dice que los spreads de los bonos soberanos debieran estar determinados por variables que reflejen la solvencia, liquidez y sustentabilidad de la cuenta corriente. El modelo estimado por OLS es del tipo:

$$\ln Spread = \theta_0 + \theta_1 \text{Fund. Macro} + \theta_2 \text{Solvencia} + \theta_3 \text{Var. Externas} + error(6)$$

Las variables utilizadas en la categoría de Fundamentales Macroeconómicos son Tasa de Inflación (Variaciones mensuales y anuales), Tipo de Cambio Real y Términos de Intercambio. En la categoría de Solvencia, se incluyeron variables que reflejaran la solidez financiera de la economía. Entre ellas: Variación a 12 meses del IMACEC como proxy del crecimiento del producto (Variaciones mensuales y anuales), Reservas Internacionales, Deuda, PIB, exportaciones, importaciones y razones entre ellas. En la categoría de Variables Externas se utilizaran spreads de países latinoamericanos sobre los cuales se sospeche que causan a Chile, y proxies

de tasa de interés libre de riesgo⁴, entre las que incluimos Tasa de Política Monetaria de Estados Unidos y tasa de Interés de los Bonos a 10 años de Estados Unidos. Adicionalmente se incluyen precio del cobre y del petróleo. Por último, se agrega una categoría adicional de Persistencia que incluye rezagos de la variable dependiente. Para elegir las especificaciones con las que nos quedamos finalmente, usamos la siguiente metodología: primero, elegimos una representación general basada en la teoría. Luego fuimos sacando las variables no significativas y reemplazándolas por otras que representarían los mismos grupos de fundamentales.

Finalmente, es importante destacar las razones por las cuales se decide trabajar con la metodología de modelos de umbral en desmedro de las otras metodologías presentadas en la literatura. La principal ventaja de estimar por medio de un modelo de umbral en lugar de utilizar correlaciones condicionales e incondicionales, o tests de causalidad a la Granger pre y post-crisis es que los momentos de “crisis”⁵ en nuestra metodología son determinados endógenamente, dejando de lado cualquier arbitrariedad en la elección del momento en que ocurre esta. Más aún, podemos comparar el efecto del spread soberano de países vecinos durante más de una crisis a lo largo del período muestral, entendida como todos aquellos momentos en que el spread supera el umbral estimado. Además, como se mencionó en la introducción, las correlaciones entre dos países pueden deberse a que los shocks de un país afectan al otro, o que ambos países se vean afectados por los shocks de un tercer país. El análisis de correlaciones no permite distinguir entre ambos mecanismos de propagación de shocks, mientras que el análisis de causalidad a la Granger realizado en la sección que sigue sí lo permite. Por lo tanto, un análisis conjunto de precedencia estadística - respuesta del spread soberano chileno ante shocks en otros spreads regionales y el modelo de umbral deberían entregar una idea bastante precisa sobre la existencia de contagio. Sin embargo, hay que reconocer que el modelo de umbral presenta una debilidad importante: hay que definir a priori cuál es la variable latente. La elección podría ser arbitraria si es que no se justifica correctamente.

⁴Arora y Cerisola (2001) estiman los determinantes de los spreads soberanos para un grupo de economías emergentes, poniendo especial atención a la tasa libre de riesgo y controlando por volatilidad del mercado, encontrando que la tasa de interés es relevante para explicar el comportamiento del spread soberano

⁵Entendiendo como crisis a sucesos en que el riesgo percibido por los inversionistas -y por tanto el spread- de un país en particular es alto debido a los malos fundamentales

4. Resultados

En esta sección se presentan los resultados de las estimaciones descritas en la sección anterior. Debido fundamentalmente a una cuestión de orden, se presentan separadamente aquellos resultados que detectan comovimiento e interdependencia de las series de aquellos destinados a determinar la existencia de contagio.

Comovimiento de las Series

Correlaciones y Test de Spearman

Se calcularon las correlaciones entre los ocho países para los que se dispone de series de spreads soberanos y la correlación de cada uno con la serie EMBI Global para el período total de la muestra. Los resultados más importantes, presentados en el cuadro 1 para Chile son los siguientes: (i) Chile presenta una correlación positiva y significativa con todas las series menos con Argentina (ii) las correlaciones con Colombia y Perú son las más fuertes, por sobre el 90 %, seguido por México, EMBI Global y Ecuador, por sobre el 80 % (iii) la correlación de Chile con Brasil es del 76 %, lo que indica una gran interdependencia a pesar de encontrarse por debajo de las mencionadas anteriormente.

Como se mencionó en secciones anteriores, el análisis de correlaciones no permite distinguir si el comovimiento observado es producto de la alta relación entre los dos países o si existe un tercer país que afecta a ambos. Esto podría ser el caso de la alta correlación de Chile con México y Ecuador. Como estas economías están altamente integradas con Estados Unidos, puede ser que la alta correlación sea producto del efecto que tiene Estados Unidos sobre estas economías y sobre Chile⁶. El test de causalidad a la Granger realizado en la sección siguiente nos dará más luces sobre este asunto.

Por último nos gustaría retomar el caso Argentino. Existe la posibilidad que la no correlación entre EMBI Argentina con Chile se deba al espectacular salto que sufrió la serie a mediados del 2001 (superando los 6000 pb. a fines de 2001) mientras que parte de los países vecinos no parecen haber respondido significativamente a este salto. Para aislar este efecto, dividimos la muestra completa en función a lo sucedido con el spread de Argentina. Consideramos los siguientes períodos para recalculamos las correlaciones: 01/1999 - 06/2001 y 05/2005 - 06/2006

⁶Hay que notar que en esta sección no se está corrigiendo por fundamentales

(periodos “Normales”) y 21/12/2001 - 04/2005 (periodo de “Crisis”). En el primer periodo (periodo normal) se encuentra una correlación positiva y significativa, con un coeficiente de 0.62. Sin embargo, también se encuentra una correlación positiva y significativa en el periodo de crisis (aunque menor al periodo normal), con un coeficiente de 0.49. Por lo tanto si se divide la muestra es posible encontrar una correlación significativa entre Chile y Argentina, que disminuye en el periodo de crisis.

Causalidad a la Granger

Los resultados del test de causalidad a la Granger se presentan para el caso de Chile en el cuadro 2⁷. A pesar de haber encontrado una alta correlación entre la serie de Chile y las de todos los demás países, solo hay evidencia de precedencia estadística de Brasil y Argentina hacia Chile. La precedencia de Brasil a Chile no es sorprendente, dado la alta correlación de las series encontradas en la sección anterior. Sin embargo llama la atención dos hechos: primero, el test encuentra precedencia estadística de Argentina hacia Chile, mientras que el test de Spearman rechaza una correlación significativa. Sin embargo, como se explicó la nula correlación se encuentra influenciada por el salto espectacular a fines de 2001, presentando Chile y Argentina correlaciones positivas y significativas cuando se toman subperíodos muestrales. Y segundo, a pesar de que la correlación entre la serie de EMBI Global y la serie chilena es del orden del 87 %, el test rechaza una relación de causalidad. Sin embargo, Brasil sí causa a EMBI Global, por lo tanto, el efecto de éste en la estimación del spread chileno podría ser capturada por medio del EMBI Brasil. Por otra parte, el test señala que la serie chilena precede estadísticamente a las series de México, Venezuela y Perú, lo que reafirma la alta interdependencia con las series de estos países.

Por lo tanto, este test entrega evidencia de que EMBI de Brasil y de Argentina preceden estadísticamente a EMBI Chile, indicando que una buena predicción para saber que va a suceder con el EMBI chileno a futuro es ver los movimientos actuales de EMBI Brasil y Argentina. En contraste, no se puede rechazar que el resto de los países con los que Chile presentaba altas correlaciones no causen a EMBI Chile. Esto puede estar indicando que pueden estar incidiendo terceros países (como por

⁷Para elegir el número de rezagos del test de causalidad a la Granger se utilizaron los criterios de información HQ y BIC. Estos determinaron que se debía incluir dos rezagos

ejemplo Brasil) simultáneamente sobre Chile y estos países.

Estimación VAR y Funciones de Impulso Respuesta

Antes de estimar los VAR, se testeó si las series presentaban raíz unitaria, ya que en caso de existir sería necesario estimar el sistema VAR en primeras diferencias. Esto fue rechazado por el test ERS presentados en la figura 7 del Anexo, por lo que la estimación de los VAR y VAR-X fue realizada en niveles⁸.

Como se puede apreciar en el cuadro 3, dos conclusiones se pueden extraer de la estimación de los VAR-X : primero, la variable de interés como proxy de tasa libre de riesgo debería ser la tasa de política monetaria de Estados Unidos, ya que ésta es significativa en la estimación del sistema mientras que los bonos de Estados Unidos a 10 años no lo son. Esto último concuerda con los resultados presentados en Arora y Cerisola(2001). Segundo, se deduce de la estimación que podría existir un posible efecto contagio entre Chile, Brasil, Argentina y EMBI Global, pues los rezagos de estas series son significativos para la ecuación del spread chileno.

Para investigar como se propaga un shock en un país de la región hacia el resto de los países se calcularon las funciones de impulso respuesta considerando sistemas de VAR bivariados, entre la serie EMBI Chile y las series que la preceden estadísticamente: EMBI Brasil, EMBI Argentina y EMBI Global. Esto se hace para analizar como es el mecanismo de propagación de shocks entre estos pares de series. Se encuentra que Chile reacciona ante EMBI Global y Brasil, pero no ante Argentina. En tanto, ninguno de los países mencionados reacciona ante shocks en Chile.

Efecto Contagio

Estimación determinantes

En esta sección se realizan las estimaciones de los determinantes del spread soberano chileno de acuerdo a la metodología reportada en la sección 3. Las estimaciones de las especificaciones que describen a EMBI Chile merecen algunos comentarios. Primero, a pesar, de que en la sección anterior se había determinado que los rezagos de EMBI Argentina, Brasil, y EMBI Global eran significativos en

⁸La estimación de los VAR se realizó incluyendo dos rezagos, lo que se determinó por los criterios de información HQ y BIC.

la estimación VAR, en casi todas las estimaciones que se probaron tanto las series de spread de Argentina y EMBI Global resultaron no ser significativas. Segundo, como se había mencionado en el análisis VAR de la sección anterior, la variable que sistemáticamente mejor se comportó fue la Tasa de Política Monetaria de Estados Unidos en desmedro de la tasa de interés de los bonos de Estados Unidos a 10 años. Tercero, como lo sugiere la alta persistencia de la serie, se probaron tanto especificaciones que incluían rezagos de EMBI Chile como especificaciones que no lo incluían. En general, la principal diferencia entre ambos grupos de especificaciones radica en que en aquéllas en que no se incluían rezagos, los residuos no son ruido blanco, aparte de entregar coeficientes mayores. Este último resultado se ve confirmado por el test Durbin-Watson presentado en el cuadro 5, el cuál indica que para las especificaciones sin persistencia se rechaza la nula de residuos ruido blanco a favor de la alternativa de autocorrelación de orden uno, mientras que en las especificaciones con persistencia se cae en la zona de indeterminación, no pudiéndose rechazar la presencia de autocorrelación de orden uno. Por tanto, es esperable que los coeficientes estimados en las especificaciones sin rezago de la variable dependiente sean menos precisos.

En el cuadro 5 se presentan ocho especificaciones escogidas de acuerdo a la metodología planteada en la sección 3. Para las seis primeras no se consideran rezagos de EMBI Chile, mientras que para las dos últimas se incluyen rezagos de la variable dependiente, para capturar la alta persistencia de la serie. Se pone especial atención a los coeficientes de EMBI Brasil y tasa de política monetaria de Estados Unidos. En las especificaciones que no incluyen EMBI Global, la elasticidad EMBI Chile-EMBI Brasil es más alta que en las especificaciones en que sí se incluye. De estas cuatro especificaciones, en los tres de casos en que tampoco se incluyen variables de persistencia el coeficiente se encuentra en torno a 0,45 (entre 0,41 y 0,51). En tanto, las especificaciones que incluyen rezagos de EMBI Chile son las que presentan los coeficientes de EMBI Brasil más bajos, de 0,17 y 0,18. Por otro lado, el efecto de un aumento de un punto porcentual de la TPM US provoca un aumento de entre 0,105 y 0,131 por ciento sobre el spread chileno en los casos sin persistencia, y cercano al 0,04 por ciento en los casos en que se incluye un rezago. Por último, tanto EMBI Global como las series de spread de México y Argentina resultaron no ser significativos en la estimación del spread soberano chileno.

Cabe destacar que a las ocho especificaciones encontradas se les realizó un test

Q para determinar si los residuos son ruido blanco. Encontramos que esto se cumple sólo para las especificaciones 7 y 8 que son las que incluyen persistencia. Sin embargo, elegimos seguir trabajando con las 8 especificaciones principalmente por 2 razones: (i) La teoría no nos permite discriminar claramente entre las especificaciones anteriores (ii) Usar varias especificaciones nos permite testear la robustez de nuestros resultados.

Las variables tienen los signos esperados. Nos llama la atención que la no significancia de algunas variables. En primer lugar, la inflación mensual resultó ser no significativa en la mayoría de las especificaciones. Una posible explicación es que la inflación chilena durante todo el periodo muestral se ha mantenido baja y estable por lo que por lo podría resultar una variable con poca o nula importancia para los inversionistas. Probablemente en un periodo mas largo o en datos de panel ésta sea importante como determinante de los spreads.

Modelo de Umbral

Para el modelo de umbral estimado en la presente sección, se eligió como variable latente el spread de Brasil. La elección de esta variable se debe a que sólo esta serie es significativa en la estimación de los determinantes de los spreads soberanos chilenos. En las ocho especificaciones encontradas en la sección anterior, el EMBI Brasil tiene un efecto positivo y significativo. Otra posible elección para variable latente fue EMBI Global, debido a la alta interdependencia con la serie chilena⁹. Sin embargo, para las ocho especificaciones anteriores, el coeficiente de EMBI Global no es significativo. Además, en los tests de causalidad a la Granger se encontró que EMBI Brasil precede tanto a EMBI Global como a EMBI Chile, mientras que el spread chileno no es causado por EMBI Global. Debido a lo anterior, se descartó EMBI Global como variable latente, y en su lugar se eligió EMBI Brasil.

El modelo TAR utilizado encuentra evidencia de por lo menos un umbral para 6 de las ocho especificaciones utilizadas. El modelo detecta tres niveles de umbral: uno alrededor de los 555 puntos base, otro cercano a los 800 puntos y un tercer umbral en los 419 puntos. Las diferentes especificaciones detectan niveles de umbrales muy

⁹Como se observa en el tanto en el análisis de correlaciones, como en un análisis gráfico simple, el comovimiento de EMBI Chile con EMBI Global es mayor que el comovimiento de EMBI Chile con EMBI Brasil

similares, lo que es evidencia de la robustez de los resultados. Para ilustrar nuestros resultados, se incluye la figura 2:

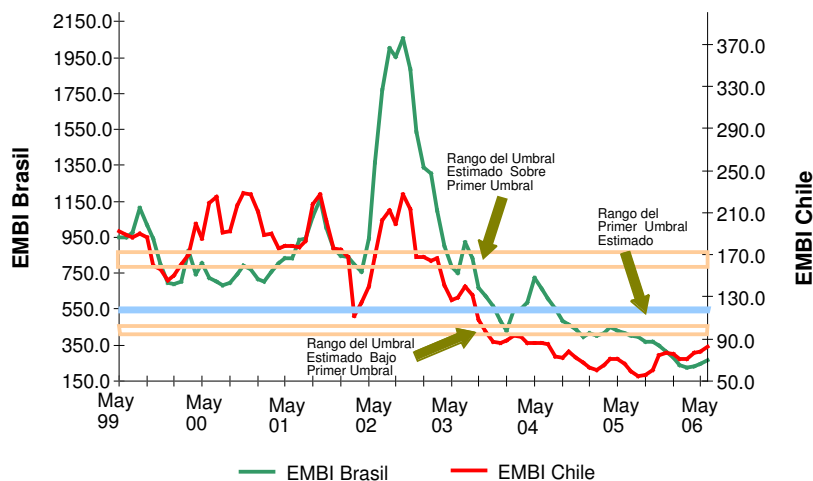


Figura 2: Treshold: Variable latente EMBI Brasil

Primero vamos a analizar el umbral alto (800 pb.). Este es encontrado por cinco de las ocho especificaciones. Para todas las especificaciones en que se encuentra este umbral, el coeficiente de EMBI Brasil bajo el umbral es mayor al coeficiente de EMBI Brasil sobre el umbral. Sobre el umbral la elasticidad varía entre 0,04 y 0,4, mientras que bajo el umbral va de 0,34 a 1,2. Los períodos de tiempo en que EMBI Brasil supera este umbral pueden ser visto como una proxy de “crisis” en Brasil. En efecto, como se puede ver en la figura anterior, los períodos en que Brasil supera este umbral coincide o con la crisis brasilera descrita por Hermann (2005) durante el año 2002, o con períodos anteriores al 2002 en que el EMBI Brasil presenta peaks importantes y pronunciados. Los resultados nos indican que cuando Brasil traspasa el umbral de los 800 puntos aproximadamente, su impacto sobre la serie de EMBI Chile disminuye.

Por otro lado, el umbral bajo (420 pb.) también es detectado en cinco de las ocho especificaciones utilizadas. Para solamente una de éstas, el coeficiente de EMBI Brasil es significativo bajo el umbral, mientras que para cuatro es significativo sobre el umbral, con elasticidades cercanas al 0,3 para tres especificaciones¹⁰. Estos

¹⁰Para la especificación 1, el coeficiente de EMBI Brasil sobre el umbral bajo es de 1.2. Sin embargo, esta estimación se realiza con solamente 22 observaciones por lo que hay que ser cuidadoso en la interpretación de los resultados

resultados nos indican nuevamente que cuando el EMBI de Brasil cae bajo un umbral de 420 puntos, su efecto en la serie chilena disminuye, siendo no significativa en la mayoría de los casos. Sin embargo, se debe ser cauteloso con este resultado por dos razones: la primera de ellas es puramente técnica, y tiene que ver con que las observaciones bajo el umbral se encuentran muy al final de la muestra. Como se menciona en la sección anterior, el modelo de umbral es poco potente para detectar quiebres muy al final de la muestra, y además el efecto de EMBI Brasil sobre y bajo el umbral se estima para estos casos con pocos grados de libertad, entregando estimaciones muy poco precisas. La segunda razón es algo más intuitiva, y puede ser ilustrada observando la figura 2. Para el conjunto de datos al final de la muestra se aprecia que, contrariamente a lo sucedido durante todo el resto del período muestral, el EMBI Chile está creciendo mientras que el EMBI Brasil está bajando. Luego, no debería ser sorprendente que se encuentren coeficientes cercanos a cero o negativos una vez que se controla por fundamentales.

Finalmente, el umbral medio (555 pb.) solamente se detecta en tres de las ocho especificaciones. Al igual que para el umbral bajo, se encuentra que el coeficiente de EMBI Brasil no es significativo bajo el umbral, mientras que es positivo y significativo sobre el umbral, con elasticidad alrededor de 0,4.

Los resultados de esta sección nos permiten concluir lo siguiente: Para empezar, el efecto del EMBI Brasil sobre la serie de EMBI Chile no es constante para diferentes niveles del spread brasilero. Por lo menos existe un umbral, detectado por seis de las ocho especificaciones. Segundo, cuando el EMBI Brasil alcanza valores muy altos, el efecto sobre EMBI Chile cae. Contrariamente a lo encontrado por Valdés (1997) y Hermann (2005), esto indicaría que no existe efecto contagio de Brasil a Chile, sino que, cuando el spread de Brasil se encuentra inusualmente alto (períodos de crisis) su efecto sobre EMBI Chile disminuye con respecto a períodos de estabilidad. Este resultado se encuentra en línea con lo reportado por Fuentes y Godoy (2005) y por Délano y Jaque (2005), quienes encuentran que economías con buenos fundamentales como Chile están menos afectos a moverse de manera conjunta en respuesta a shocks en otras economías de la región.

5. Conclusiones

Este trabajo analiza la relación del spread de la deuda soberana de Chile con los spreads de otros países de la región. En particular, se busca evaluar si Chile ha sufrido contagio de shocks generados en países vecinos o si es que la relación existente -la cual queda manifestada en las figuras 4, 5 y 6- sólo corresponde a comovimiento de las series. Este trabajo considera como contagio a situaciones en que la relación entre mercados se incrementa de manera significativa después de generado un shock en uno de los países. Esta definición excluye como contagio a situaciones en que un shock es transmitido desde un país a otro si es que la relación entre mercados no ha cambiado significativamente y la denomina interdependencia.

Tomando todo el período muestral, los resultados presentados en el trabajo indican un alto comovimiento de Chile con los países de la región, excepto con Argentina. Sin embargo, la correlación no significativa con Argentina se encuentra notablemente influenciada por la crisis del 2001. A pesar del alto comovimiento encontrado con casi todas las series, sólo se aprecian relaciones de precedencia estadística hacia Chile en el caso de Argentina y Brasil. Por último el análisis de impulso respuesta indica que Chile reacciona de manera significativa ante shocks en Brasil y en EMBI Global, pero no a shocks generados en Argentina. Todos estos resultados avalan la hipótesis de comovimiento del spread chileno con el resto de las series regionales, lo cual podría ser esperable si se considera la creciente integración financiera y comercial de Chile con el mundo.

Sin embargo, los resultados encontrados no permiten afirmar que existe contagio desde Brasil hacia Chile. Para determinar si hay contagio entre Brasil y Chile, se utiliza un modelo de umbral en que la variable latente es el EMBI Brasil, encontrándose al menos un umbral que gobierna el cambio de régimen en la trayectoria del spread soberano chileno. El análisis de los coeficientes del modelo bajo y sobre cada umbral indica que cuando el EMBI Brasil supera los 800 pb aproximadamente, el efecto de Brasil sobre Chile disminuye. De forma análoga, bajo los 420 pb, el efecto de Brasil sobre Chile se vuelve no significativo. Lo anterior nos indica que cuando el spread de Brasil alcanza valores muy altos, los inversionistas extranjeros perciben que es algo propio de Brasil, por lo que esta información es menos relevante para la estimación de los spreads chilenos. En cambio, para niveles normales del spread de Brasil (550-750pb) los inversionistas utilizan esta información en la determinación del riesgo país de Chile. Estos resultados avalan la no existencia de

contagio desde Brasil hacia Chile.

La metodología de modelos de umbrales presenta algunas aplicaciones adicionales en la mismo área. En particular, una posible extensión de este trabajo considera estudiar como se ve afectado los resultados anteriores al utilizar como variable latente a algún proxy de volatilidad en mercados regionales y/o emergentes. De esta forma se podría determinar si la relacion entre mercados cambia significativamente cuando los inversionistas perciben mayor turbulencia en los mercados internacionales. Otra posible aplicación considera realizar modelos de umbrales en volatilidades de las series, de forma similar a lo hecho por Edwards y Susmel (2001), quienes estiman un modelos Threshold-ARCH y Threshold-GARCH para analizar si la volatilidad entre mercados de latinoamerica están relacionadas.

Referencias

- Arora, V., y M. Cerisola, 2001, “How Does U.S. Monetary Policy Influence Sovereign Spreads in Emerging Markets?,” *IMF Staff Papers*, 48, 3.
- Délano, J., y F. Jaque, 2005, “Spreads Soberanos: ¿Diferencian los Inversionistas Internacionales entre Economías Emergentes?,” Working Paper 332, Banco Central de Chile.
- Edwards, S., y R. Susmel, 2001, “Volatility Dependence and Contagion in Emerging Equity Markets,” Working Paper 8506, National Bureau of Economic Research.
- Forbes, K., y R. Rigobon, 2001, *International Financial Contagion* . chap. Measuring Contagion: Conceptual and Empirical Issues, Kluwer Academic Publishers, Norwell, MA.
- Fuentes, M., y S. Godoy, 2005, “Sovereign Spread in Emerging Markets: A Principal Component Analysis,” Working Paper 333, Banco Central de Chile.
- Hansen, B. E., 2000, “Sample Splitting and Threshold Estimation,” *Econometrica*, 68, 575–604.
- Hermann, J., 2005, “Determinantes y Efecto Contagio del Premio por Riesgo del Bono Soberano de Chile,” Universidad de Chile.
- Valdés, R., 1997, “Emerging Market Contagion: Evidence and Theory,” Working Paper 007, Banco Central de Chile.

Anexos

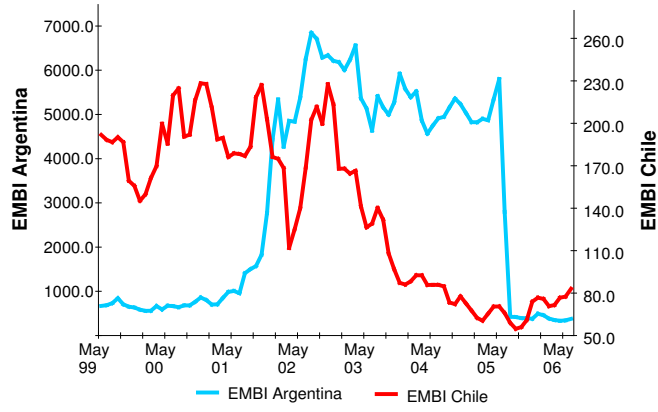


Figura 3: EMBI Chile-EMBI Argentina: 1999-2005

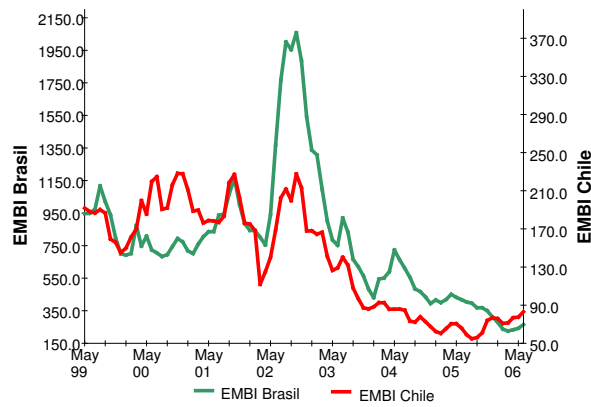


Figura 4: EMBI Chile-EMBI Brasil: 1999-2005

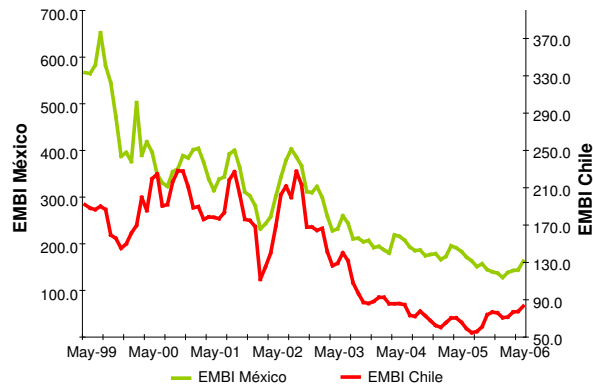


Figura 5: EMBI Chile-EMBI México: 1999-2005

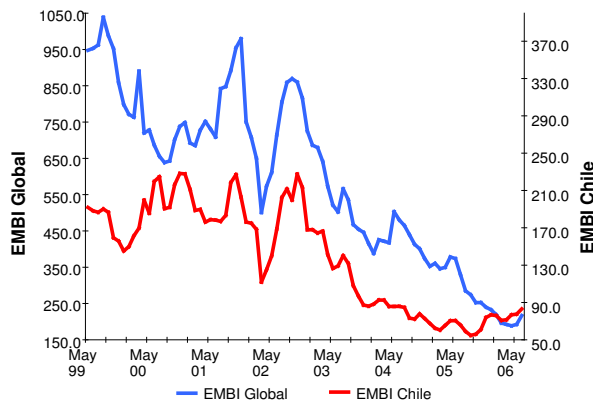


Figura 6: EMBI Chile-EMBI Global: 1999-2005

Cuadro 1: Correlaciones EMBI Mensuales, período 1999-2005

	Global	Arg	Bra	Chl	Col	Ecu	Mex	Per	Ury	Ven
Global	1.0000									
Arg	0.0624 (0.559)	1.0000								
Bra	0.8764* (0.000)	0.387* (0.000)	1.0000							
Chl	0.8506* (0.000)	0.071 (0.516)	0.7696* (0.000)	1.0000						
Col	0.7793* (0.000)	0.2362* (0.025)	0.8036* (0.000)	0.9088* (0.000)	1.0000					
Ecu	0.8970* (0.000)	-0.0144 (0.893)	0.7741* (0.000)	0.8047* (0.000)	0.8050* (0.000)	1.0000				
Mex	0.9569* (0.000)	-0.0344 (0.747)	0.7937* (0.000)	0.8618* (0.000)	0.8117* (0.000)	0.9277* (0.000)	1.0000			
Per	0.8817* (0.000)	0.1994 (0.059)	0.8531* (0.000)	0.9026* (0.000)	0.9239* (0.000)	0.7888* (0.000)	0.8576* (0.000)	1.0000		
Ury	0.3516* (0.005)	0.8065* (0.000)	0.5617* (0.000)	0.3204* (0.011)	0.5912* (0.000)	0.5362* (0.000)	0.4426* (0.000)	0.4051* (0.001)	1.0000	
Ven	0.8047* (0.000)	0.3637* (0.000)	0.9212* (0.000)	0.7248* (0.000)	0.7560* (0.000)	0.7543* (0.000)	0.7539* (0.000)	0.7451* (0.000)	0.5946* (0.000)	1.0000

P-Value en paréntesis

* indica que la correlación es significativa al 5%

Cuadro 2: Test de Causalidad a la Granger

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
EMBICHILE does not Granger Cause EMBIARG EMBIARG does not Granger Cause EMBICHILE	83	1.068 3.320	0.349 0.041
EMBICHILE does not Granger Cause EMBIBRASIL EMBIBRASIL does not Granger Cause EMBICHILE	83	0.807 3.443	0.450 0.037
EMBICOL does not Granger Cause EMBICHILE EMBICHILE does not Granger Cause EMBICOL	83	0.904 2.180	0.409 0.120
EMBIGLOBAL does not Granger Cause EMBICHILE EMBICHILE does not Granger Cause EMBIGLOBAL	83	0.751 1.539	0.475 0.221
EMBIECUADOR does not Granger Cause EMBICHILE EMBICHILE does not Granger Cause EMBIECUADOR	83	0.831 2.055	0.439 0.135
EMBIMEX does not Granger Cause EMBICHILE EMBICHILE does not Granger Cause EMBIMEX	83	0.670 2.954	0.515 0.058
EMBIPERU does not Granger Cause EMBICHILE EMBICHILE does not Granger Cause EMBIPERU	83	1.761 2.586	0.179 0.082
EMBIURUGUAY does not Granger Cause EMBICHILE EMBICHILE does not Granger Cause EMBIURUGUAY	59	0.328 1.431	0.722 0.248
EMBIVEN does not Granger Cause EMBICHILE EMBICHILE does not Granger Cause EMBIVEN	83	0.459 2.839	0.634 0.065

En Negrita los casos en que se rechaza la hipótesis nula

Test	Hipotesis Nula	Rechaza/ No Rechaza 1%			Rechaza/ No Rechaza 5%		
		Intercepto	Intercepto y Tendencia	Ninguno	Intercepto	Intercepto y Tendencia	Ninguno
Dickey Fuller Aumentado	Serie tiene raiz unitaria	NR	NR	NR	NR	NR	NR
Dickey Fuller GLS detrended	Serie tiene raiz unitaria	NR	NR		NR	NR	
PP	Serie tiene raiz unitaria	NR	NR	NR	NR	NR	NR
KPSS	Serie es estacionaria en tendencia	R	NR		R	R	
ERS	Serie tiene raiz unitaria	R	R		R	R	
Zivot y Andrews	Serie tiene raiz unitaria	NR	NR	NR	NR	NR	NR

Figura 7: Tests de raiz unitaria para spreads chilenos

Cuadro 3: Estimación VAR y VAR-X

	1	2	3
EMBI Chile(-1)	0.868891 [6.38422]	0.819089 [5.99954]	0.869712 [6.32666]
EMBI Chile(-2)	-0.00399 [-0.03040]	0.003011 [0.02310]	-0.013061 [-0.09783]
EMBI Brasil(-1)	0.488366 [2.93916]	0.515163 [3.11671]	0.470355 [2.77495]
EMBI Brasil(-2)	-0.409529 [-2.56085]	-0.369161 [-2.32299]	-0.376166 [-2.19346]
EMBI Arg(-1)	0.06119 [1.38591]	0.080722 [1.78214]	0.05732 [1.27735]
EMBI Arg(-2)	-0.120046 [-2.72023]	-0.118409 [-2.72210]	-0.11475 [-2.52050]
EMBI Mex(-1)	0.03417 [0.18218]	-0.049296 [-0.25957]	0.036261 [0.19136]
EMBI Mex(-2)	-0.229417 [-1.15622]	-0.268069 [-1.35193]	-0.258963 [-1.27101]
EMBI Global(-1)	-0.321413 [-1.16669]	-0.293559 [-1.08162]	-0.307149 [-1.09981]
EMBI Global(-2)	0.508867 [1.87297]	0.545238 [2.02201]	0.508474 [1.78665]
C	0.488965 [2.82843]	0.288095 [1.47390]	0.433902 [2.25472]
TPM US		0.026699 [1.96131]	
Bono US			0.010292 [0.38202]
R-squared	0.971116	0.972543	0.971095
Schwarz SC	-1.715131	-1.704293	-1.652879

Test t en paréntesis

Las variables en negritas son significativas al 5 %

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

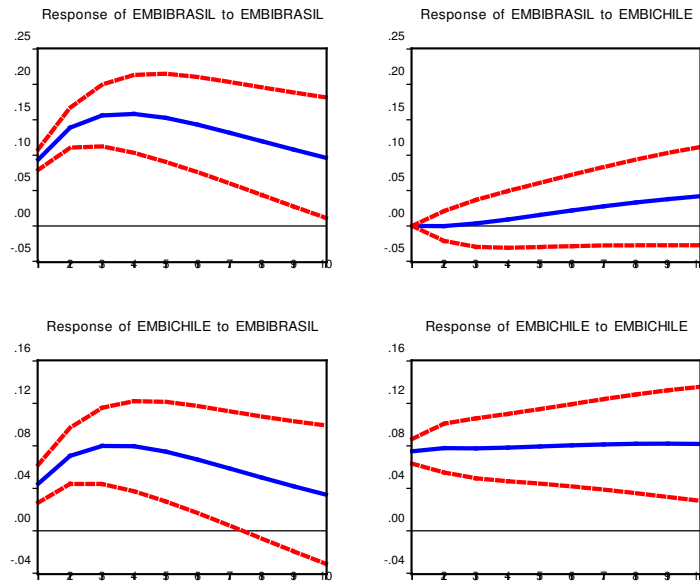


Figura 8: Impulso Respuesta Embi Chile-Embi Brasil

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

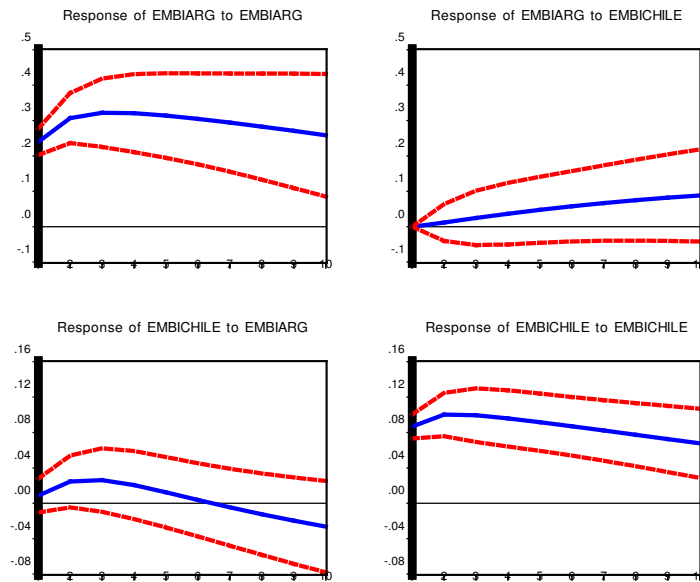


Figura 9: Impulso Respuesta Embi Chile-Embi Argentina

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

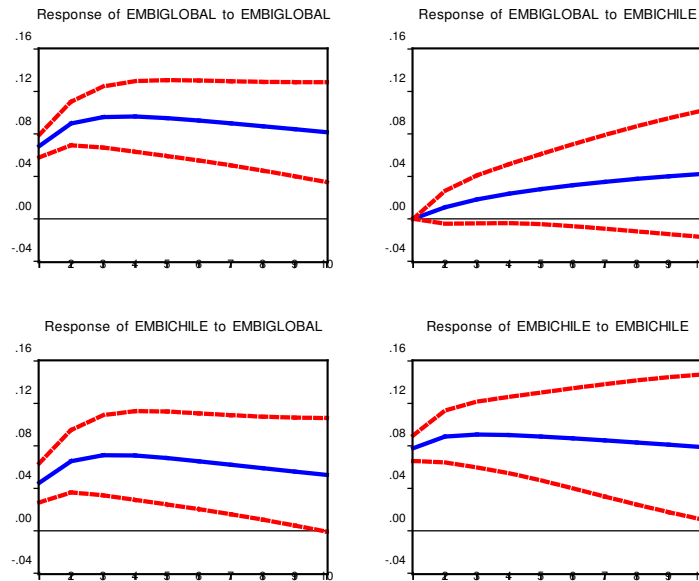


Figura 10: Impulso Respuesta Embi Chile-Embi Global

Cuadro 4: Especificaciones

VARIABLE	1	2	3	4	5	6	7	8
Constante	0.969 (0.919)	1.029 (1.568)	0.419 (0.485)	1.413*** (3.121)	1.134 (1.175)	2.061*** (3.515)	0.348 (1.194)	0.249 (1.011)
TPM US	0.105*** (9.080)	0.105*** (10.497)	0.130*** (9.396)	0.131*** (9.468)	0.125*** (8.852)	0.126*** (8.893)	0.041*** (5.560)	0.039*** (5.749)
Deu/Reserv	0.271 (1.578)	0.266* (1.695)						
Deu/Export							0.050*** (3.035)	0.047*** (2.990)
Deuda/PIB			0.379*** (3.376)	0.295*** (3.139)	0.375*** (3.375)	0.301*** (3.241)		
Reservas					-0.000044 (-1.589)	-0.000047* (-1.707)		
Cobre	-0.526*** (-5.189)	-0.531*** (-7.477)	-0.301** (-2.540)	-0.433*** (-6.441)	-0.262* (-2.188)	-0.376*** (-5.042)		
EMBI Brasil	0.503*** (6.344)	0.506*** (8.511)	0.315*** (3.241)	0.417*** (6.763)	0.326*** (3.404)	0.416*** (6.890)	0.183*** (3.429)	0.167*** (3.542)
EMBI Global	0.011 (0.072)		0.208 (1.352)		0.185 (1.207)		-0.044 (-0.640)	
EMBI Chile(-1)							0.638*** (9.683)	0.628*** (9.847)
R-squared	0.927	0.927	0.935	0.933	0.937	0.936	0.97213	0.971974
DW stat	0.459	0.459	0.458	0.450	0.513	0.514	1.477203	1.447788

Test t en paréntesis

*, ** y ***: indican si las variables son significativas al 10%, 5% y 1% respectivamente

Cuadro 5: Estimación Treshold Model, Coeficientes EMBI Brasil

	1	2	3	4	5	6	7	8
EMBI BRASIL <i>Modelo sin Umbral</i>	0.5027 (0.078)	0.5064 (0.044)	0.3262 (0.079)	0.4162 (0.038)	0.3125 (0.083)	0.4136 (0.037)	0.1831 (0.052)	0.2098 (0.057)
PRIMER UMBRAL Threshold	555.57	555.57	555.57	555.57	419.89	419.89	415.72	837.15
P-value	0.002	0.001	0.161	0.042	0.040	0.021	0.007	0.177
Observaciones	80	80	80	80	80	80	79	79
EMBI Brasil <i>Bajo Umbral</i>	-0.2155 (0.281)	-0.3447 (0.214)	-	-0.3388 (0.239)	0.0584 (0.559)	0.4340 (0.382)	2.6360 (1.196)	-
EMBI Brasil <i>Sobre Umbral</i>	0.4478 (0.077)	0.4788 (0.045)	-	0.3982 (0.036)	0.2921 (0.087)	0.3779 (0.037)	0.2188 (0.054)	-
Bajo Primer Umbral Threshold	419.89	419.89	-	419.89	368.71	368.71	368.71	-
P-value	0.066	0.039	-	0.165	0.476	0.374	0.585	-
Observaciones	22	22	-	22	12	12	11	-
EMBI Brasil <i>Bajo Umbral</i>	0.1094 (0.547)	0.3430 (0.273)	-	-	-	-	-	-
EMBI Brasil <i>Sobre Umbral</i>	1.1985 (0.655)	-0.1154 (0.170)	-	-	-	-	-	-
Sobre Primer Umbral Threshold	796.32	796.32	-	796.32	837.14	589.92	837.14	-
P-value	0.000	0.000	-	0.001	0.000	0.140	0.004	-
Observaciones	58	58	-	58	68	68	68	-
EMBI Brasil <i>Bajo Umbral</i>	1.2236 (0.093)	0.8777 (0.109)	-	0.4874 (0.162)	0.9630 (0.267)	-	0.3430 (0.193)	-
EMBI Brasil <i>Sobre Umbral</i>	0.1758 (0.043)	0.2816 (0.043)	-	0.2737 (0.045)	0.4403 (1.623)	-	0.0401 (0.067)	-

Desviaciones estándares de los coeficientes en paréntesis