

Estimación del spread de tasas de corto y largo plazo: Un indicador de alerta temprana^{*}

Byron Idrovo

Abril 2007

Resumen

La relación entre el *spread* de tasas de corto y largo plazo, y el ritmo de crecimiento económico ha sido ampliamente argumentada en la literatura internacional. Estudios realizados en varios países industrializados han coincidido en que la estructura de tasas de interés, con relativa frecuencia, contiene información relevante sobre el eventual ritmo de crecimiento económico, es decir, en múltiples casos los períodos de recesión económica fueron precedidos por *spread* negativos, lo que acontece cuando las tasas de corto plazo tienden a superar a las de largo plazo (es decir, una reversión de tasas). En Chile, últimamente se ha observado un mayor acercamiento entre las tasas de corto plazo (medido por la tasa de política monetaria real) y largo plazo (medido por la tasa de letras hipotecarias a quince años o más). En efecto, si consideramos que la brecha entre las tasas cortas y largas podría constituir un termómetro de la actividad económica futura, sería interesante conocer la eventual trayectoria del *spread* de tasas. Por ello, el objetivo del presente documento es medir estadísticamente el grado de persistencia del actual nivel de *spread* de tasas de corto y largo plazo, y estimar su evolución de largo plazo.

Entre los principales hallazgos, si bien el nivel de *spread* presenta una mayor persistencia de permanecer en un régimen de *bajo spread* y *baja volatilidad*, no se encontró suficiente evidencia estadística de que la economía experimente en el largo plazo una reversión de tasas. Por tanto, en el largo plazo, lo más probable es que el ritmo de actividad económica se aproxime a su crecimiento potencial o de tendencia.

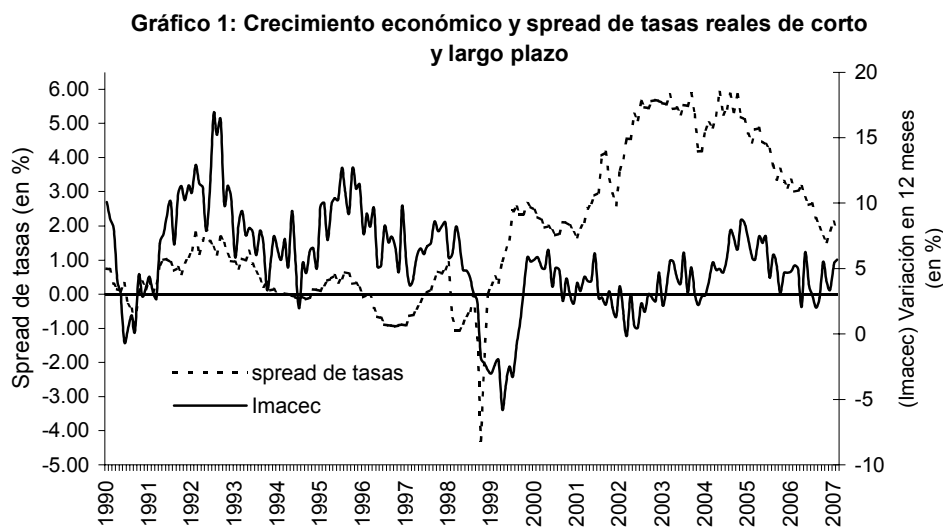
Clasificación JEL: C16, C22 y E43.

Palabras Clave: Spread de tasas, distribuciones mixtas, cadenas de Markov.

^{*} Comentarios bienvenidos a bidrovo@cchc.cl. Un agradecimiento a Andrea Alvarado, José Luis Lima, Felipe Morandé y Mauricio Tejada por sus valiosos comentarios. La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de la Mesa Directiva de la Cámara Chilena de la Construcción. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo, como también el análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es) y no reflejan necesariamente la opinión de la Cámara Chilena de la Construcción o sus directivos.

1. Introducción

La causalidad del spread de tasas de corto y largo plazo sobre el ritmo de crecimiento económico ha sido ampliamente argumentada en la literatura internacional¹, entendiéndose que cuando las tasas de corto plazo superan considerablemente a las de largo plazo (spread negativo), se observan con relativa frecuencia períodos recesivos de la actividad económica. Por ejemplo, para el caso de Chile, al graficar el crecimiento en doce meses del Índice de Actividad Económica (Imacec) junto con el spread de tasas de corto y largo plazo –medido por la diferencia entre la tasa de política monetaria real y la TIR de letras hipotecarias a 15 años y más–, es posible corroborar que la marcada recesión económica entre 1998 y 1999, estuvo precedida por un amplio spread negativo².



Fuente: Elaboración propia a partir de la información del Banco Central

Para tener una mayor intuición al respecto se debe considerar que, bajo condiciones normales, el precio de un activo financiero depende de la corriente de flujos futuros descontados a valor presente mediante una determinada tasa de

¹ Las referencias se remontan a Fisher (1977) según citas hechas por Arango, Flóres y Arosemena (2005), entre otros autores.

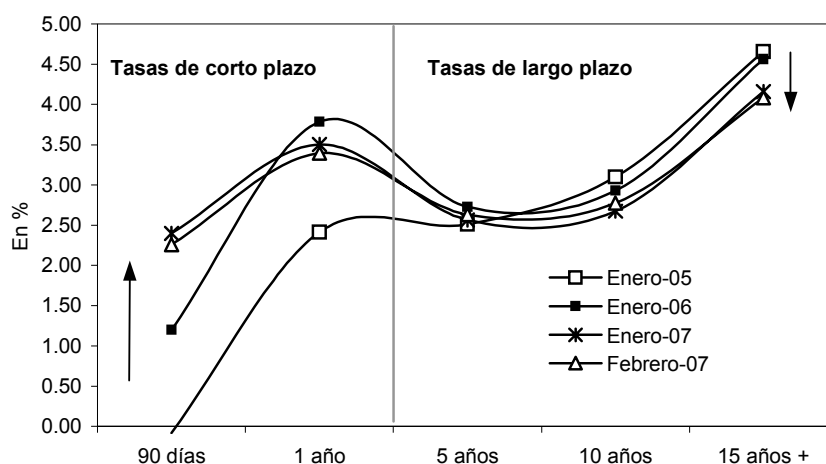
² Otra evidencia estadística fue que el spread de tasas cortas y largas causan a la Granger (con dos rezagos) a los ciclos del Imacec (calculado como la diferencia entre el logaritmo del ciclo tendencia provisto por el Banco Central y el logaritmo del filtro de Hodrick Prescott), lo que preliminarmente señalaría que dicho spread provee información sobre el eventual ritmo de actividad económica.

interés (o retorno), la cual es definida por el mercado. En este contexto, es importante destacar que el nivel de dicha tasa de interés se ve fuertemente influenciado por las expectativas de los agentes económicos respecto a la liquidez y al crecimiento económico. Así, expectativas de un menor dinamismo de la actividad económica en el futuro generarían que los participantes en el mercado se inclinen más por inversiones de largo plazo, hecho que, en última instancia, se reflejaría en los retornos de dichas inversiones. En efecto, cuando los inversionistas sustituyen papeles de corto plazo por instrumentos de más largo plazo, se genera una disminución en el precio de los activos de corto plazo y un alza en sus retornos. En tanto, los papeles de largo plazo experimentan un alza en su precio y una baja en sus retornos. Como resultado del escenario anterior, la curva de estructura de tasas, que muestra transversalmente las tasas de interés de corto y largo plazo, tiende a aplanarse a lo largo del tiempo, lo que significa una menor brecha (*spread*) entre dichas tasas.

En el gráfico 2, se presenta la curva de estructura de tasas para el período comprendido entre enero de 2005 y febrero de 2007. Nótese que dicha estructura ha mostrado una clara tendencia hacia el aplanamiento (menor *spread*) en el período considerado. Ante esta evidencia, y suponiendo que la tendencia del *spread* de tasas comentada antes podría anticipar un eventual menor ritmo de expansión económica, el objetivo del presente trabajo es medir estadísticamente el grado de persistencia del actual nivel de *spread* y su evolución a largo plazo, ya que con ello se obtendría información relevante sobre la posibilidad de que el diferencial de tasas reales de corto y largo plazo continúe reduciéndose hasta el punto de ser negativo (reversión de tasas), lo que podría anticipar un eventual período recesivo de la actividad económica³.

³ Para el caso internacional: Estrella y Mishkin (1995), Bernad y Gerlach (1996), Estrella y Hardouvelis (1991), entre otros. Para el caso de Chile, a pesar de que es escasa la documentación en esta área, la evidencia empírica parece señalar que el nivel de la tasa de interés real de corto plazo capta la mayor parte de la

Gráfico 2: Estructura de tasas de interés reales



Fuente: ABIF, Banco Central de Chile y Cámara Chilena de la Construcción

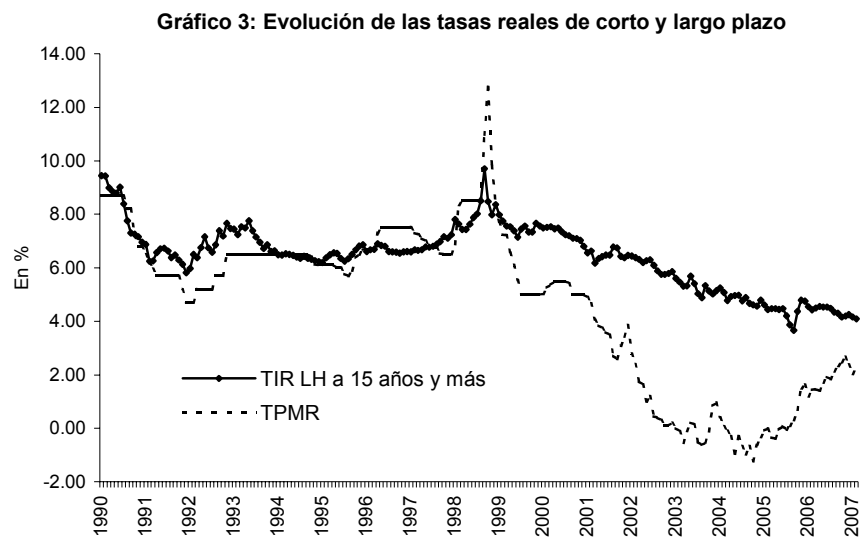
Para la estimación del *spread* de tasas se utilizaron la tasa de política monetaria real (TPMR) y la tasa interna de retorno de las letras hipotecarias a 15 años y más (TIRLH), las mismas que han sido usadas típicamente como referentes de las tasas de corto y largo plazo, respectivamente.⁴ Así, el *spread* se midió como la diferencia entre la TIRLH y la TPMR. En el mercado financiero, las letras hipotecarias, además de ser un instrumento de muy largo plazo, tienen un mercado secundario, por lo que a diferencia de las tasas de corto plazo (tasas activas bancarias a 80, 90 y 360 días), la TIRLH no se ve instantáneamente influenciada por las variaciones en la TPMR, por lo que podrían existir períodos en los cuales ambas tasas diverjan sustancialmente y se observen, por tanto, saltos importantes en el *spread*.

A continuación se muestran gráficamente la evolución de las tasas de interés utilizadas como referentes de la dinámica de corto y largo plazo, y la evolución del *spread* que mide la distancia entre dichas tasas de interés. En el Gráfico 3, se

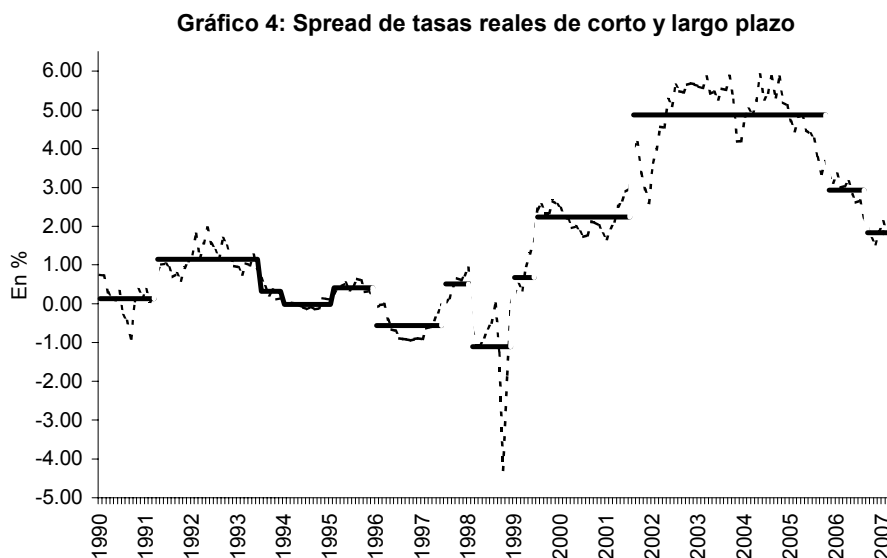
variación de la actividad económica (medida por el Imacec) con relación al *spread* nominal de tasas de interés. Para mayor detalle véase Fernández V. (1999).

⁴ Los papeles BCU a 10 años del Banco Central también se usan como referente de las tasas de largo plazo. Sin embargo, se prefirió utilizar la TIR de letras hipotecarias por ser una tasa referencial del sector construcción.

observa que a partir de 2005 las tasas de corto plazo, aunque volátiles, han tendido fuertemente al alza hasta ubicarse cerca de los niveles alcanzados por las tasas de largo plazo, las mismas que exhiben una tendencia estable, pero decreciente desde el año 2000. Así, la brecha entre las tasas cortas y largas muestra fuertes saltos desde mediados de 1999 como consecuencia de la significativa volatilidad de las tasas de corto plazo.



Fuente: Elaboración propia a partir de la información del Banco Central



Fuente: Elaboración propia a partir de la información del Banco Central

En efecto, al graficar la serie de tiempo del *spread* de tasas (Gráfico 4), se observan leves saltos que regularmente conducen a nuevos niveles de la serie. En macroeconometría, cuando una variable presenta sistemáticos cambios de nivel en el tiempo, es muy probable que su incidencia histórica varíe dependiendo del nivel en que se encuentre dicha variable (esto se conoce también como series de tiempo no lineales). En términos simples, un corto *spread* observado hoy, podría estar acompañado de un amplio *spread* mañana, cuya amplitud dependerá del nivel por el que transitó el *spread* de tasas. Por ello, pareciera que la mejor forma de modelar el comportamiento del *spread*, en línea con el objetivo de este documento, es usar un modelo que controle por estos diferentes niveles. En este sentido, se utilizó un modelo con cambio de régimen: Markov Switching Model⁵, para analizar el *spread* de tasas en el período comprendido entre enero de 1990 y febrero de 2007. Esta muestra permitió identificar dos regímenes o estados distintos: un régimen de *amplio spread* (AS) con alta volatilidad (AV) y un régimen de *corto spread* (CS) con baja volatilidad (BV).

El presente artículo está organizado de la siguiente manera: en la sección 2 se presenta el modelo de cadenas de Markov utilizado para replicar el *spread* de tasas. En la sección 3 se muestra la estrategia de estimación del *spread*. La sección 4 presenta los resultados del modelo estimado. Finalmente la sección 5 concluye.

2. El Modelo

Algunas series de tiempo económicas⁶ (o variables macroeconómicas) experimentan bruscos cambios de nivel en su evolución histórica. Estos pueden deberse a significativos eventos observables por una vez en el tiempo, por lo que típicamente son calificados como hechos determinísticos de una variable. Un

⁵ Markov Switching Model es un método simple de estimación de procesos de series de tiempo para una variables aleatoria discreta. Donde dicha variable es un indicador que señala si una observación en particular pertenece a uno u otro estado o régimen. (Para más detalles ver Hamilton, 1994.)

⁶ Una serie de tiempo es una sucesión de observaciones generadas en determinados momentos durante un período (diario, semanal, mensual, trimestral o anual), generalmente a intervalos de tiempo iguales.

ejemplo de esto puede ser el efecto de la crisis asiática de 1997 sobre el crecimiento económico, lo cual llevó a reevaluar el grado de vulnerabilidad y los mecanismos de reacción que hoy tienen los países latinoamericanos⁷. Otro ejemplo sería el cambio significativo de la política económica en Chile, al implementarse una firme disciplina fiscal y monetaria como parte de un programa más amplio de profundas reformas pro mercado a partir de mediados de los setenta⁸. Sin embargo, las variables económicas, no están exentas de sufrir fuertes cambios de nivel con mayor frecuencia, es decir, los eventos que influyen en el cambio de origen de una serie podrían tener un comportamiento sistemático a lo largo del tiempo. Por tanto, los constantes cambios de nivel (en adelante, régimen o estado) que experimentan algunas variables macroeconómicas generan no linealidades en su evolución, esto es que la incidencia histórica de una variable sobre su propio valor actual, varía dependiendo del estado o régimen por el que transitó dicha variable.

Siguiendo muy de cerca a Hamilton (1994), supongamos que la evolución de una serie de tiempo y_t puede ser modelada matricialmente mediante el siguiente proceso autorregresivo $AR(p)$, con p números de rezagos. Considerando los cambios de estado o régimen experimentados por dicha serie, se tiene formalmente que:

$$\xi_t = \mathbf{F}_{(s_t)} \xi_{t-1} + \omega_t \quad [1]$$

⁷ Documento presentado al vigésimo séptimo período de sesiones de la Comisión (Oranjestad, Aruba, 11 al 16 de mayo de 1998), bajo la asignatura LC/G.2026(SES.27/23).

⁸ Tomado de Morandé F. (2001).

$$\xi_t = \begin{bmatrix} \tilde{y}_t \\ \tilde{y}_{t-1} \\ \tilde{y}_{t-2} \\ \cdot \\ \cdot \\ \tilde{y}_{t-p+1} \end{bmatrix}; F_{(s_t)} = \begin{bmatrix} \beta_{1,s_t} & \beta_{2,s_t} & \beta_{3,s_t} & \cdot & \cdot & \beta_{p,s_t} \\ 1 & 0 & 0 & \cdot & \cdot & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \cdot & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}; \omega_t = \begin{bmatrix} \mu_t \\ 0 \\ 0 \\ \cdot \\ \cdot \\ 0 \end{bmatrix}; \tilde{y}_t = y_t - \sum_{t=1}^T \frac{y_t}{T}.$$

Donde, ξ_t es el vector que contiene la variable de interés y_t y sus respectivos rezagos en diferencia con respecto a la media; \mathbf{F} es la matriz de coeficientes que captura la incidencia de los valores históricos ξ_{t-1} sobre el valor presente ξ_t , la significancia de los coeficientes nos dan luces sobre la implicancia que tienen los ciclos económicos de la variable de interés. Por su parte, s_t es una variable latente aleatoria que explica los bruscos saltos que se observan en la serie de tiempo, lo cual hace que la incidencia (medida por la matriz de coeficientes \mathbf{F}) sea distinta dependiendo del estado o régimen en que se encuentre y_t , i.e., la magnitud y signo de los elementos de \mathbf{F} dependerán del valor que adopte la variable s_t que gobierna el régimen por el que transita y_t . De esta forma, s_t se define como una variable latente perteneciente al espacio de los números naturales: $s_t = \{1, 2, 3, \dots, m\}$, donde m es el máximo número de estados. Finalmente, ω_t es un vector que contiene la parte no explicada por el proceso autorregresivo. Se supone que ω_t es normalmente distribuido con media cero y matriz de varianza-covarianza homoscedástica y no autocorrelacionada.

¿Cómo modelar el comportamiento intertemporal de la variable de estado s_t ? Dado que s_t toma valores discretos, el proceso de modelamiento asociado a dicha variable podría ser algo diferente que si se tratase de una variable continua. Sin embargo, al ser s_t una variable aleatoria (no observable para el investigador), posee una distribución de probabilidad que se modela como una cadena de Markov (Markov Chain). Así, la probabilidad de que s_t tome un valor $j \in \mathbb{N}$

dependerá de los estados en que se situó anteriormente. Hamilton (1994), simplifica el procedimiento al suponer que la probabilidad de transitar a un estado j depende únicamente del régimen que s_t adoptó previamente, formalmente se tiene:

$$P(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = v, s_{t-3} = k, \dots) = P(s_t = j | s_{t-1} = i) = P_{ij}; \text{ con } \sum_{j=1}^m P_{ij} = 1 \quad [2]$$

Donde P_{ij} corresponde a la probabilidad de transición del estado i al estado j , matricialmente se tiene:

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} & \dots & P_{(m-1)1} & P_{m1} \\ \cdot & \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & \cdot & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot & \cdot \\ P_{1m} & P_{2m} & \dots & P_{(m-1)m} & P_{mm} \end{bmatrix} \quad [3]$$

A partir de lo anterior, es posible representar una cadena de Markov de forma muy similar a un proceso de vectores autorregresivos (VAR). Para ello, se define un vector de variables aleatorias ζ_t de dimensión $m \times 1$ cuyo j é-simo elemento es igual a 1 si $s_t = j$, y cero en otro caso, formalmente se tiene:

$$\zeta_t = \begin{cases} (1,0,0,\dots,0)' & \text{donde } s_t = 1 \\ (0,1,0,\dots,0)' & \text{donde } s_t = 2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ (0,0,\dots,1)' & \text{donde } s_t = m \end{cases} \quad [4]$$

Así, si $s_t = i$ entonces el j e-simo elemento de ζ_{t+1} es una variable aleatoria que toma el valor 1 con probabilidad P_{ij} . Sin embargo cuando $s_t = i$, ζ_{t+1} corresponde a la i é-sima columna de una matriz identidad \mathbf{I}_m . Por tanto es posible especificar el siguiente proceso VAR(1)

$$\zeta_{t+1} = \mathbf{P}\zeta_t + \mathbf{v}_{t+1}, \text{ tal que } \mathbf{v}_{t+1} = \zeta_{t+1} - E(\zeta_{t+1} | \zeta_t, \zeta_{t-1}, \dots) \text{ con } \mathbf{v}_t \sim iid(\mathbf{0}, \mathbf{I}_m) \quad [5]$$

Generalizando a un VAR(p) y tomando esperanza condicional, se tiene el siguiente proceso autorregresivo para la variable de estado:

$$E(\zeta_{t+h} | \zeta_t, \zeta_{t-1}, \dots) = \mathbf{P}^h \zeta_t \quad [6]$$

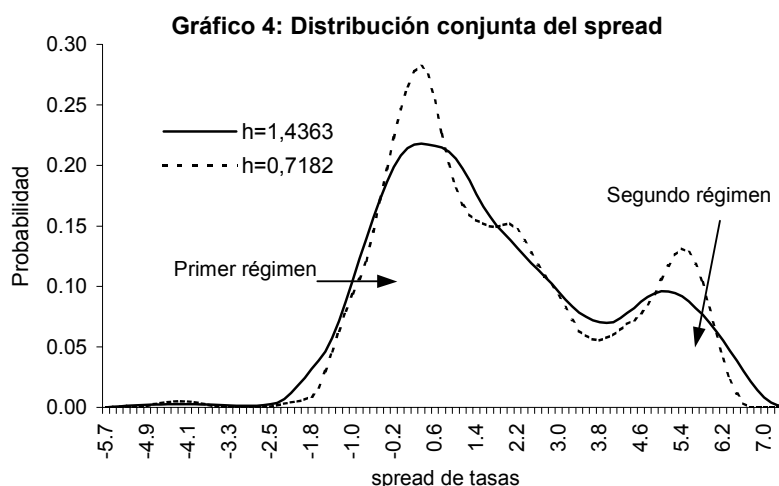
3. Estrategia de estimación

Como se mencionó previamente, el objetivo del presente artículo es medir estadísticamente el grado de persistencia del actual nivel de spread de tasas de corto y largo plazo, y estimar su evolución de largo plazo (controlando por la no linealidad de dicha variable). Entiéndase como persistencia a la posibilidad de que el spread de tasas, luego de permanecer por un período moderado en un determinado régimen, ésta continúe transitando en dicho régimen en los siguientes períodos. Por su parte, la evolución de largo plazo del spread de tasas, corresponde al promedio del nivel de spread de cada régimen con sus respectivas probabilidades de ocurrencia, y el promedio del spread independiente del régimen por el que transite. Estos resultados permitirán evaluar la posibilidad de que ocurra una eventual reversión de tasas (es decir, spread negativo), lo que probablemente conduciría a un menor ritmo de actividad económica. Dicho escenario es posible si el spread de largo plazo resultara negativo y la probabilidad de que ello ocurra fuera relevante.

Así, con el propósito de identificar los potenciales regímenes del spread de tasas y estimar la probabilidad con la que pueden ocurrir, la estrategia de estimación utilizada en este artículo es análoga al análisis estadístico de distribuciones mixtas de series de tiempo. Este método de estimación supone que las observaciones de una variable aleatoria pueden agruparse en dos o más estratos (regímenes o estados), en donde cada estrato posee su respectiva distribución normal de

probabilidad⁹. En otras palabras, la distribución de probabilidad conjunta del spread puede descomponerse como la suma de las distribuciones normales de probabilidad de los respectivos regímenes.

El Gráfico 4, muestra que en la distribución conjunta del spread se observa claramente más de una moda¹⁰, es decir, existen dos niveles distintos de spread que se observan con mayor frecuencia en el tiempo, y por lo tanto tienen asociados mayores probabilidades de ocurrencia, lo cual define dos conjuntos de observaciones que deberán ser tratados en forma separada. Esto último nos entrega evidencia estadística de que podría existir dos regímenes en la diferencia de tasas de corto y largo plazo.



Nota: Este gráfico muestra la distribución del spread correspondiente a dos medidas de suavizamiento o ancho de banda (h) del histograma basado en la estimación de la función Kernel de Epanechnikov. En este sentido, si h es cercano a cero, entonces el estimador de densidad por Kernel consiste en un conjunto de picks, donde cada uno de ellos corresponde a las observaciones del spread. En tanto, si h es muy grande, entonces el estimador se sobresuaviza hasta obtener una distribución de probabilidades continua. Los valores de h fueron $h=1,44$ (línea continua, más suavizada) y $h=0,72$ (línea segmentada, menos suavizada). Ambas medidas de suavizamiento fueron basadas en el cálculo de Silverman (1986).

Fuente: Elaboración propia.

⁹ Una distribución normal de probabilidad (también llamada campana de Gauss) es una función simétrica, por lo que las medidas de tendencia central (media, mediana y moda) son coincidentes. Por otra parte, la distribución normal es una distribución límite de otros tipos de distribuciones, ya que a medida que la muestra tiende a ser relativamente grande, las distribuciones convergen a una normal (Teorema de Límite Central).

¹⁰ La “moda” es una medida de tendencia central de la distribución de probabilidad que permite identificar al nivel de spread que por observarse con mayor frecuencia en el tiempo, está acompañada de una mayor probabilidad de ocurrencia.

Como se mencionó en la sección anterior, la estimación no lineal de cadenas de Markov consiste en un modelo univariado (es decir, explicado por su propia historia), pero a diferencia de los modelos lineales, este modelo considera que la implicancia que tiene la historia del spread sobre su valor reciente, difiere dependiendo del régimen por el que dicha variable ha transitado. Para ello, el modelo supone que la ocurrencia de un régimen depende de una variable discreta aleatoria no observable (también llamada variable latente que gobierna el régimen). No obstante, previo a la estimación del modelo de Cadenas de Markov, se identificó el número de rezago óptimo para la especificación del proceso univariado del spread de tasas. El procedimiento estadístico de identificación de los rezagos fue basado en el criterio de información de Akaike (AIC, Akaike Info Criterion) y el criterio bayesiano de información de Schwarz (SC, Schwarz Criterion), ambos estadísticos al estar relacionados con la volatilidad del error de estimación, constituyen medidas alternativas del grado de ajuste de una variable con sus rezagos. En este sentido, se prefiere el número de rezagos tal que arroje el menor valor del estadístico (o lo que es lo mismo, menor volatilidad del error de estimación). Formalmente se tiene:

$$\text{AIC: } -2(l/T) + 2(k/T)$$

$$\text{SC: } -2(l/T) + k \log(T)/T$$

Donde l es el valor máximo alcanzado por la función de verosimilitud (log-likelihood function) con k parámetros estimados, usando T observaciones.

Finalmente, y debido a que ambos criterios mostraron resultados distintos, se prefirió considerar sólo un rezago, según lo señalado por el estadístico SC. Lo anterior se justifica porque a diferencia de este estadístico, el AIC tiende a sobre identificar el número de rezagos óptimos de la serie spread¹¹.

¹¹ Amemiya (1985)

Tabla 1: Identificación del proceso autorregresivo del spread

Criterios de información	$c + spread_{t-1}$	$c + \sum_{p=1}^2 spread_{t-p}$	$c + \sum_{p=1}^3 spread_{t-p}$	$c + \sum_{p=1}^4 spread_{t-p}$
Akaike	1.288	1.300	1.262	1.276
Schwarz	1.321	1.349	1.328	1.358
Log-likelihood l	-130.035	-129.611	-124.128	-123.839
Observaciones T	205	204	203	202
Parámetros k	2	3	4	5

Fuente: Elaboración propia

Con todo, la ecuación (7) muestra el modelo a estimar, donde s_t es la variable que indica si la brecha entre tasas cortas y largas se encuentra en el régimen de amplio spread (AS) o en el de corto spread (CS). Conforme a lo mencionado respecto de las distribuciones mixtas, se asumió que los términos del error $\varepsilon_{a,t}$ y $\varepsilon_{b,t}$ se encuentran normalmente distribuidos con media cero y varianza constante, respectivamente.

$$spread_t = \begin{cases} c_c + \phi_c spread_{t-1} + \varepsilon_{c,t} & , \text{ si } s_t = CS \\ c_a + \phi_a spread_{t-1} + \varepsilon_{a,t} & , \text{ si } s_t = AS \end{cases} \quad [7]$$

Las probabilidades de transición de un régimen a otro se resumen en la ecuación [8] y son estimadas en conjunto con los parámetros del modelo.

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} \Pr ob\left(s_t = CS / s_{t-1} = CS\right) & \Pr ob\left(s_t = CS / s_{t-1} = AS\right) \\ \Pr ob\left(s_t = AS / s_{t-1} = CS\right) & \Pr ob\left(s_t = AS / s_{t-1} = AS\right) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P_{cc} & P_{ac} \\ P_{ca} & P_{aa} \end{bmatrix} \quad [8]$$

Los parámetros fueron estimados mediante cuasi-máxima verosimilitud (máxima verosimilitud aproximada), cuyos parámetros iniciales fueron:

$$\boldsymbol{\theta}^* = \begin{bmatrix} c_a^* = 0,18 \\ c_c^* = 0,15 \\ \phi_a^* = 0,80 \\ \phi_b^* = 0,80 \\ P_{aa}^* = 0,50 \\ P_{ac}^* = 0,50 \\ P_{ca}^* = 0,50 \\ P_{cc}^* = 0,50 \\ \sigma_a^* = 0,05 \\ \sigma_b^* = 0,05 \end{bmatrix}; \zeta_{|0} = \begin{bmatrix} \frac{1 - (P_{cc}^*)}{2 - P_{aa}^* - P_{cc}^*} \\ \frac{1 - P_{aa}^*}{2 - P_{aa}^* - P_{cc}^*} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_c^* \\ \pi_a^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,5 \\ 0,5 \end{bmatrix} \quad [9]$$

Para inferir ζ_t , su proyección en cada instante del tiempo, y estimar el vector de parámetros $\boldsymbol{\theta}_{MV}$ de Cuasi-Máxima verosimilitud, se iteró el siguiente conjunto de algoritmos.

$$\hat{\zeta}_{t|t} = \hat{\zeta}_{t|t-1} \square \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_c} \Phi(\text{spread}_{t|t-1}; \boldsymbol{\theta}) e^{-\frac{1}{2\sigma_c^2}(\text{spread}_{t|t-1} - c_c - \phi_c \text{spread}_{t-1})^2} \\ \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_a} \Phi(\text{spread}_{t|t-1}; \boldsymbol{\theta}) e^{-\frac{1}{2\sigma_a^2}(\text{spread}_{t|t-1} - c_a - \phi_a \text{spread}_{t-1})^2} \end{bmatrix} \quad [10]$$

$$\zeta_{t+1} = \mathbf{P}\zeta_t + \mathbf{v}_{t+1} \quad [11]$$

$$l(\boldsymbol{\theta}) = \sum_{t=1}^T \log(\Phi(\text{spread}_{t|t-1}; \boldsymbol{\theta})) \quad [12]$$

donde, \square denota la multiplicación de elemento por elemento. Los parámetros fueron estimados conjuntamente al maximizar la función de verosimilitud [12]. Para ello, el algoritmo fue programado en el software econométrico GAUSS.

4. Implicancias del modelo en la estimación del spread

Considerando la no linealidad de la serie de spread de tasas de corto y largo plazo, la Tabla 1 muestra el valor de cada parámetro estimado por el modelo de cadenas de Markov en distribuciones mixtas (con sus respectivas desviaciones estándar entre paréntesis, las mismas que dan cuenta de la volatilidad de los estimadores). Los valores estimados de P_{cc} y P_{aa} , esto es las probabilidades de

ocurrencia de que el *spread* de tasas transite por cada régimen, muestran que ambos son altamente persistentes una vez que el *spread* de tasas ha entrado en alguno de estos regímenes. En efecto, si la brecha entre tasas de corto y largo plazo se encuentra en un régimen de *corto spread* (mayor acercamiento de las tasas de corto y largo plazo), la probabilidad de continuar en dicho régimen durante el mes siguiente es 0,95, lo que basado en la metodología de Hamilton (1994)¹², significa que la permanencia promedio del *spread* en este régimen es en torno a 22 meses. El análisis previo es análogo para el caso en que el *spread* se encuentre en un régimen de *amplio spread*. En este caso, la probabilidad de permanecer en dicho régimen es 0,86 y el período de permanencia es en torno a 7 meses. De lo anterior se tiene que, además de observar con mayor frecuencia un mayor acercamiento entre las tasas de corto y largo plazo, el período de tiempo en que ocurre este fenómeno es prolongado.

Un resultado adicional es que el *spread* promedio de largo plazo medido por los parámetros μ_c (para el régimen de *corto spread*) y μ_a (para el régimen de *amplio spread*) es 0,63% y 4,08%, respectivamente. Estas medidas nos arrojan el diferencial de tasas cortas y largas que podrían observarse durante períodos mayores a un año calendario, con probabilidades de ocurrencia π_c y π_a del orden de 0,75 para el régimen de *corto spread* y 0,25 para el de *amplio spread*. Con todo, cabe destacar que en el largo plazo, pese a que resultaría más probable observar un mayor acercamiento de las tasas cortas y largas, no parece entreverse una reversión de tasas a partir de la información disponible, ya que los *spread* promedios de cada régimen (μ_a y μ_c) resultaron mayores que cero.

Por otra parte, al analizar la dispersión del diferencial de tasas en cada estado, las estimaciones muestran una volatilidad distinta del *spread* asociada a cada régimen

¹² El período de persistencia en un determinado régimen se calcula como $t_s^* = 1/(1 - p_s)$

(medidos por $\sigma_c^2 < \sigma_a^2$). Así, el régimen de *corto spread* presenta una baja volatilidad (BV) del spread, y el régimen de *amplio spread* presenta una alta volatilidad (AV) del spread, lo cual es consistente con la existencia de una relación inversa entre retorno y riesgo.

Finalmente, conforme a las estimaciones del modelo, el *spread* de tasas cortas y largas se encontraría actualmente en un régimen de *corto spread* con baja volatilidad, es consistente con los resultados de largo plazo respecto de que las tasas cortas y largas no se distanciarían significativamente.

Tabla 2: Resultados estimación de modelo de cambio de régimen para la brecha entre tasas de corto y largo plazo

Régimen o estado	de corto spread – baja volatilidad	c_c	ϕ_c	σ_c^2 (en %)	P_{cc}	P_{ca}	μ_c (en %)	π_c
				0,0120 (0,0233)	0,9809 (0,0258)	0,0495 (0,0064)	0,9532	0,0468
Régimen o estado	de amplio spread – alta volatilidad	c_a	ϕ_a	σ_a^2 (en %)	P_{ac}	P_{aa}	μ_a (en %)	π_a
				0,1908 (0,0096)	0,9533 (0,0020)	0,6653 (0,0686)	0,1370	0,8630

Fuente: Elaboración propia.

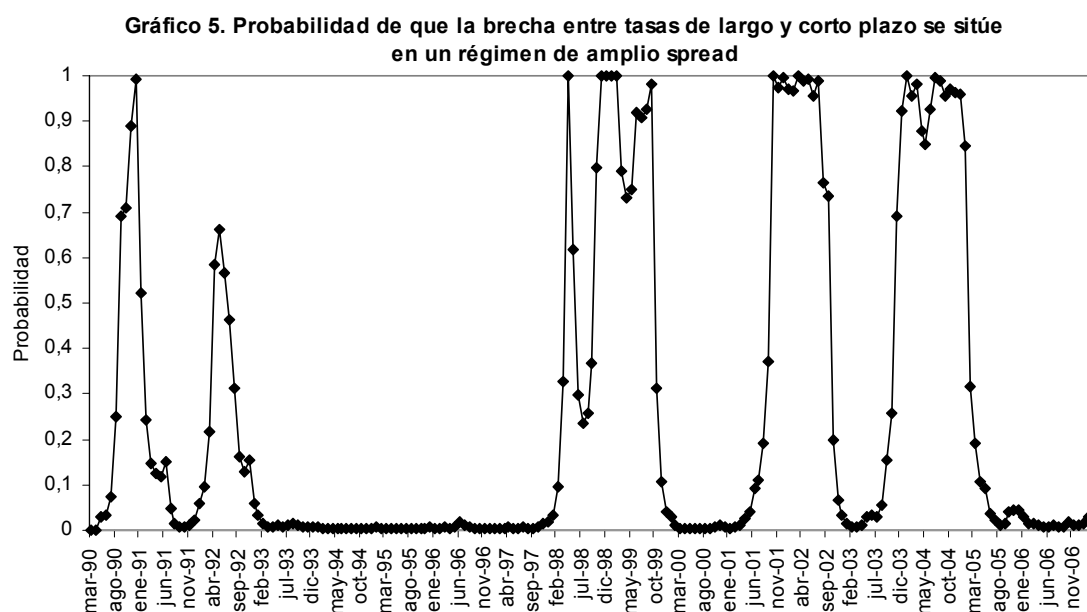
A partir de la Tabla 2 se puede estimar el *spread* promedio en el largo plazo, el cual asciende a 1,51%¹³, dada la información de tasas existentes hasta el momento y la probabilidad de transitar de un estado de *amplio spread* a uno de *corto spread*.

También es posible identificar en qué régimen o estado se encuentra, con mayor probabilidad, cada observación del *spread* en el tiempo. El Gráfico 5 muestra la probabilidad de que cada observación de la muestra se encuentre en el régimen de *amplio spread*. En el Gráfico 6, en tanto, se divide la serie según el régimen identificado por estas probabilidades¹⁴.

¹³ El spread medio de largo plazo se calcula como $\pi_c \mu_c + \pi_a \mu_a$.

¹⁴ Se consideró una probabilidad de 0,6 como punto crítico para discriminar entre probabilidades altas y bajas. Siendo una probabilidad alta aquella que supera el punto crítico.

Por otra parte, el modelo estimado nos permite calcular la probabilidad de ocurrencia de diferentes valores para el spread en el largo plazo¹⁵. En la Tabla 3 se resume esta información, para un rango de spread entre -4,5 y 5,5%. Un resultado interesante que se desprende de dicha tabla es que, pese a que la actual brecha entre las tasas cortas y largas se encuentra en un régimen de corto spread, y con una alta posibilidad de continuar en dicho régimen por un largo período¹⁶, la probabilidad de que las tasas de corto plazo superen a las de largo plazo¹⁷ –lo que significa un spread menor que cero–, es relativamente baja (menor estricto que 0,23). En efecto, las estimaciones señalan que las aproximaciones entre las tasas de corto y largo plazo no parecen entrever una reversión de tasas (spread negativo).



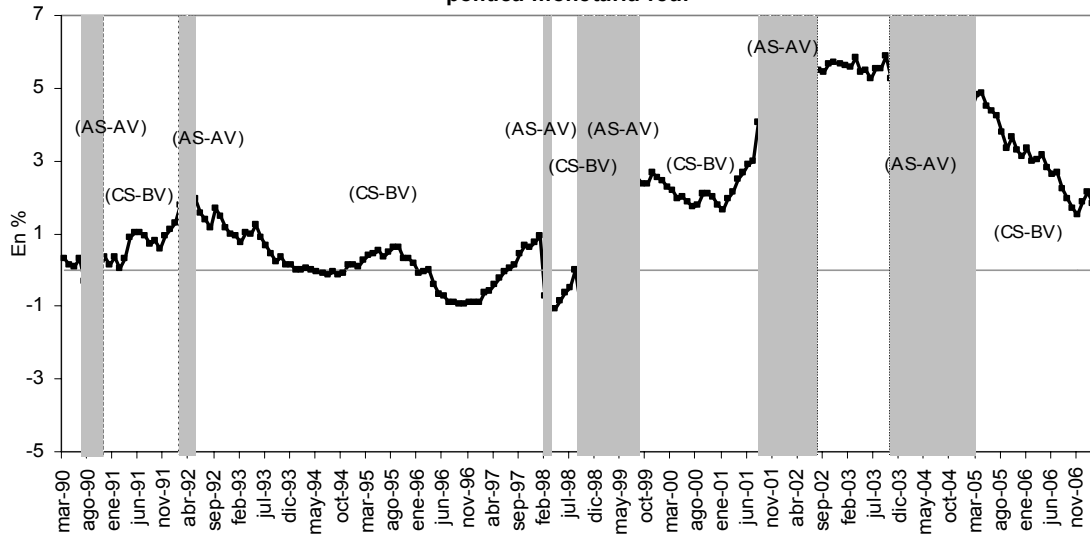
Fuente: Elaboración propia.

¹⁵ $\Phi_{lp}(\text{spread}) = \pi_c \Phi_{lp}(\text{spread}/s = CS) + \pi_a \Phi_{lp}(\text{spread}/s = AS)$

¹⁶ En torno a 25 meses a partir de que el spread ingresa a un régimen de corto spread

¹⁷ Típicamente se denomina a este fenómeno como reversión de la estructura de tasas de interés. Según algunos estudios, principalmente para Estados Unidos, una reversión de tasas ha tendido a anticipar exitosamente períodos recesivos. Hu (1993), Estrella y Mishkin (1996).

Gráfico 6. Spread de la tasa TIR de letras hipotecarias (15 años o más) y la tasa de política monetaria real



CS-BV: Estado de corto spread – Baja volatilidad del spread.

AS-AV: Estado de amplio spread – Alta volatilidad del spread.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 3. Distribución del *spread* de largo plazo

Brecha entre tasas de corto y largo plazo (en %)	Probabilidad de que la brecha sea menor que la indicada
5,5	0,92349
4,5	0,88788
3,5	0,84625
2,5	0,77818
1,5	0,62179
1,0	0,49932
0,0	0,23325
-1,0	0,06496
-1,5	0,02819
-2,5	0,00419
-3,5	0,00075
-4,5	0,00019

Fuente: Elaboración propia.

5. Comentarios finales

Las estimaciones realizadas señalaron que, en lo más reciente, la brecha entre las tasas de corto y largo plazo se encontraría en un régimen de *corto spread* con *baja volatilidad*, y con una alta persistencia de continuar transitando por dicho régimen. En este sentido, es poco probable observar significativos distanciamientos entre las tasas reales de corto y largo plazo, ya que la probabilidad de pasar de un régimen de *corto spread* a uno de *amplio spread* es relativamente baja ($P_{ca} = 0,0468$). Sin embargo, de materializarse dicho evento (es decir, pasar de un régimen de *corto spread* a uno de *amplio spread*), sería por un breve período de tiempo, ya que existe una mayor probabilidad de retornar a un régimen de *corto spread* ($P_{ac} = 0,1370$).

Por otra parte, pese a que existe una probabilidad menor que 0,23 de que las tasas de corto plazo superen a las de largo plazo (lo que significaría una reversión de tasas), ésta es presumiblemente no significativa. Por tanto, y de acuerdo al modelo de cadenas de Markov, existe una mayor probabilidad de que el spread de tasas tienda a su valor de largo plazo de 1,51% que por debajo de éste. En este sentido, y a partir de los datos disponibles, los resultados del modelo no mostraron suficiente evidencia estadística de que, en el largo plazo, la economía experimente significativas desviaciones respecto de su crecimiento potencial¹⁸.

Finalmente, queda propuesto extender el presente ejercicio a la identificación de los determinantes de que el *spread* se encuentre en uno u otro régimen mediante la aplicación de modelos discretos de probabilidad.

¹⁸ Johnson C. (2001), estimó que el crecimiento potencial de la economía se encuentra entre el 5 y 6%. Por otra parte, el Ministerio de Hacienda estimó un crecimiento de tendencia del PIB en 5,2% para el 2006. Finalmente, el Banco Central, utilizó un crecimiento potencial en torno al 5% en su escenario base para las predicciones de 2007, esto según el IPOM de marzo 2007.

Referencias

- Amemiya, T. (1985), *Advanced Econometrics*. Harvard University Press.
- Estrella y Hardouvelis (1991). "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity". *Journal of Finance*, Vol. 46, pp. 555-576.
- Hu, Z. (1993): "The Yield Curve and Real Activity". *IMF*, 40, pp. 781-806.
- Hamilton, J. (1994). "Time Series Analysis". Princeton University Press.
- Estrella, A. y Mishkin (1996). "The Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions, Current Issues in Economics and Finance". Federal Reserve Bank of New York. pp. 1-6.
- Bernad H. y Gerlach S. (1996). "Does The Term Structure Predict Recessions? The International Evidence". *BIS Working Paper*, 37.
- Fernández V. (1999). "Estructura de Tasas de Interés en Chile ¿Qué Tan Buen Predictor de Crecimiento e Inflación?. Documento presentado en el encuentro latinoamericano de la Sociedad Econométrica en Cancún, México, en agosto de 1999, y en el encuentro de la LACEA, Santiago de Chile, octubre de 1999.
- Morandé, F. (2000), "A Decade of Inflation Targeting in Chile: Main Developments and Lessons", manuscrito, Banco Central de Chile.
- Johnson, Christian A. (2001) "Un Modelo de Switching para el Crecimiento en Chile". *Cuadernos de economía.*, vol.38, no.115, p.291-319. issn 0717-6821.
- Piguillem, F. (2003). "Riesgo y Concentración en el Mercado de las Letras Hipotecarias". Cámara Chilena de la Construcción. Documento de Trabajo No. 8.
- Arango L., Flores L., y Arosemena A. (2005). "El Tramo Corto de la Estructura a Plazo como Predictor de Expectativas de la Actividad Económica en Colombia". *Banco de la República, Colombia*, Vol. 42, pp. 79-101.