

SPILOVER ENTRE AS ESTRUTURAS A TERMO DA TAXA DE JUROS: O CASO DA AMÉRICA DO SUL E OS ESTADOS UNIDOS

Área 4 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

Igor Bastos Cavaca ¹- Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina - PPGECO/UFSC

Roberto Meurer ²- Professor do Departamento de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Santa Catarina–UFSC

Resumo: Este trabalho investiga o *spillover* entre os fatores latentes da estrutura a termo da taxa de juros dos Estados Unidos e países sul-americanos. A estrutura a termo da taxa de juros é estimada usando o modelo Nelson Siegel Dinâmico extraído por meio do filtro de Kalman. Os índices de *spillover* e transmissão entre os países são medidos usando a decomposição da variância do erro de previsão, em um modelo de vetores autorregressivos (VAR). Os resultados encontrados indicaram um alto grau de *spillover* nos fatores de nível (32.37%), de inclinação (24.91%), e de curvatura (21.97%), com alta oscilação da intensidade da transmissão ao longo do tempo; há um aumento substancial no índice de *spillover* após a crise financeira de 2008.

Palavras-chaves: *Spillover*, Estrutura a termo, Nelson Siegel Dinâmico, Política Monetária.

Abstract: This paper investigates the spillover between the latent factors of the term structure of the interest rate of the United States and South American countries. The term structure of the interest rate is estimated using the Dynamic Nelson Siegel model extracted through the Kalman filter. The spillover and transmission index between countries are measured using the variance of the prediction error variance in a vector autoregressive model (VAR). The results showed a high degree of spillover in the level (32.37%), slope (24.91%), and curvature (21.97%) factors, with high oscillation of transmission intensity over time; there is a substantial increase in the spillover index after 2008 financial crisis.

Key-words: Spillover, Term Structure, Dynamic Nelson Siegel, Monetary Policy.

Classificação JEL: E50, C58, C22

¹ Esse artigo foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior- CAPES (Código de Financiamento 001)

² Esse artigo foi realizado com o apoio do Conselho Nacional de Pesquisa Científica e Tecnológica - CNPq (Processo 311475/2018-3)

1 Introdução

No período recente a estrutura a termo da taxa de juros vem sendo extensivamente estudada por acadêmicos e participantes do mercado, o que levou a uma larga literatura a respeito de sua modelagem, particularmente no que diz respeito a análise de títulos de dívidas soberanas. Grande parte dessa literatura é unificada pela suposição de que a curva de juros pode ser especificada por fatores latentes, como em Litterman e Scheinkman (1991), Balduzzi *et al.* (1996), Dai e Singleton (2000) e Diebold e Li (2006). A grande maioria da literatura estuda a curva de juros de um único país isoladamente e relaciona os rendimentos domésticos aos fatores latentes e, mais recentemente, a fatores macroeconômicos internos, como em Ang e Piazzesi (2003) e Diebold, Rudebusch e Aruoba (2006).

Uma ampla literatura originada nos final dos anos 1980, documenta a regularidade empírica de que os fatores da estrutura a termo da taxa de juros são um preditor confiável da atividade econômica real futura. Como destacado em Stock e Watson (2003), um dos principais objetos de estudo para a previsão dos preços dos ativos, incluindo taxas de juros, retornos de ações e taxas de câmbio, é a inclinação da curva de juros. Um outro traço marcante da literatura é a forte ênfase colocada na economia dos EUA. Este interesse foi reforçado nos últimos tempos, já que a inversão na curva de juros norte-americana desencadeou um debate sobre uma possível recessão. Nesse sentido, as evidências internacionais permaneceram escassas e limitadas à poucos países desenvolvidos.

No entanto, a partir do início do século XXI, com a ocorrência de uma maior integração financeira, econômica e comercial entre os países, recorrentes crises financeiras passaram a serem estudadas. Uma das vertentes dessa análise foram os estudos das ligações das taxas de juros dos títulos soberanos em todo o espectro de maturidade e sua inter-relação entre os demais países mundiais (DIEBOLD; LI; YUE, 2008; BYRNE; FAZIO; FIESS, 2012; ABBRITTI *et al.*, 2018). Os trabalhos de Sutton (2000) e Engsted e Tanggaard (2007) mostram que existem co-movimentos nos rendimentos das taxas de juros dos títulos governamentais de longo prazo em mercados desenvolvidos, e que estas obrigações entre os países estão correlacionadas. Da mesma forma, Diebold, Li e Yue (2008) e Bae e Kim (2011) encontraram influência significativa de fatores globais na estrutura a termo do país.

A evidência para as economias emergentes tem sido praticamente nula, pois os mercados de títulos domésticos começaram a se desenvolver em período recente, início dos anos 2000. Com relação à avaliação de *spillovers* nos países da América do Sul e suas inter-relações econômicas, alguns estudos já foram realizados, tais como Maćkowiak (2007) e Canova (2005) que mostram que os choques externos são uma importante fonte de flutuações macroeconômicas nos mercados emergentes. Os trabalhos de Taylor (2013) e Edwards (2015) fornecem uma análise da influência direta da política do Federal Reserve nos bancos centrais das economias emergentes, analisando até que ponto as ações do FED são transmitidas para as taxas de juros de curto prazo dos países analisados. Além do trabalho de Diebold e Yilmaz (2009) que mede a interdependência de retornos e volatilidade no mercado de ativos e capitais latino-americano. No entanto, na literatura recente, ainda não foram avaliadas as inter-relações da estrutura a termo da taxa de juros entre os países da América do Sul.

O presente estudo analisa o grau de integração e transmissão de choques de um país para outro em vários horizontes de maturidade da estrutura a termo da taxa de juros para os países da América do Sul, e sua inter-relação com a economia global. Será seguida a abordagem adotada por Sowmya, Prasanna e Bhaduri (2016), na qual inicialmente são estimados os fatores da estruturas a termo da taxas de juros por meio do Modelo Nelson Siegel Dinâmico (DNS), encontrado em Diebold e Li (2006). Posteriormente é avaliada a co-variação desses fatores entre os países, capturados por meio do índices

de *spillover* propostos por Diebold e Yilmaz (2012). Finalmente, é explorada também, a evolução (ou a falta dela) da dinâmica dos índices de *spillover* entre as curvas de juros com a passagem do tempo.

O Modelo DNS decompõe a estrutura a termo das taxas de juros em três fatores: nível, representando taxas de juros de longo prazo; inclinação, representando taxas de juros de curto prazo; e curvatura, representando as taxas de juros de médio prazo para cada país da amostra. Estes três fatores latentes na estrutura a termo das taxas de juros são extraídos usando o filtro de Kalman. Posteriormente, são extraídos os *spillovers* entre os fatores por meio de uma decomposição da variância do erro de previsão em uma estrutura de Auto-Regressão Vetorial (VAR) generalizada, permitindo computar os índices de *spillovers* total, direcional e líquido, para quatro países representando a América do Sul: Brasil, Chile, Colômbia e Peru, e o líder da política monetária global, os Estados Unidos, para o período entre janeiro de 2006 e maio de 2019.

Os resultados do estudo indicaram que o transbordamento é alto no fator de nível (32.37%), seguido pelo fator de inclinação (24.91%) e pelo fator de curvatura (21.97%). Há uma maior influência dos EUA nos fatores de nível e curvatura, e uma maior influência regional nos fatores de inclinação entre as economias emergente. O resultado é consistente com a premissa de que as taxas de juros de longo prazo são impulsionadas pelas preferências dos investidores internacionais e pela poupança, na medida em que as taxas de juros de curto prazo são impulsionadas pelas políticas monetárias domésticas e pelos fundamentos econômicos. Verificou-se também que as ligações são mais altas durante os períodos de crises e nos períodos de maior volatilidade do mercado. Os resultados são robustos para mudanças no número de defasagens, e na variação dos horizontes de previsão da decomposição da variância do erro de previsão, e corroboram a os resultados encontrados por Sowmya, Prasanna e Bhaduri (2016) para países da Ásia e Europa.

Além desta introdução, o trabalho divide-se em mais quatro seções. Na segunda seção são discutidos trabalhos recentes considerando a ocorrência de *spillover* nas economias emergentes. Na terceira seção é descrita a metodologia utilizada na análise empírica. Na quarta seção são expostos os resultados da análise. Por fim, na quinta seção são apresentadas as considerações finais.

2 *Spillover* em Economias Emergentes

A ideia geral de *spillover* da política monetária internacional existe desde os trabalhos pioneiros de Mundell (1963) e Fleming (1962). Dornbusch (1976) estendeu o modelo Mundell-Fleming, mostrando alguns canais pelos quais transbordamentos de choques monetários externos, podem ser transmitidos de um país a outro. Essa discussão foi renovada, principalmente, após a ocorrência da crise financeira de 2008, e suas repercussões nas economias ao redor do mundo (DIEBOLD; YILMAZ, 2012).

Um dos primeiros trabalhos a avaliar este transbordamento foi Calvo e Reinhart (2002). Partindo do modelo proposto por Mundell-Fleming-Dornbusch, os autores apresentam evidência empíricas de que muitos bancos centrais em economias emergentes, em regimes de taxa de câmbio flutuante, não permitem que suas moedas apreciem e depreciem como os mercados ditariam naturalmente. Assim, a taxa de câmbio que era considerada totalmente flutuante, passa a ser entendida como uma “flutuação suja”. As autoridades monetárias buscam por meio de intervenções cambiais e ajustes na taxa de juros evitar uma alta volatilidade da taxa de câmbio, que pode impactar os agentes do mercado de forma severa, principalmente em países agroexportadores. Suas descobertas servem como um ponto de partida interessante, pois demonstram que as economias emergentes apresentam incongruência entre a

manutenção de um regime de taxa de câmbio flexível com um gerenciamento sistemático desta mesma variável. Conclui-se que os choques externos, que por natureza deveriam afetar as taxas de câmbio, podem ter uma grande influência na política dos bancos centrais dos países emergentes.

Posteriormente, foram realizados esforços na tentativa de identificar, empiricamente, o fato de que os bancos centrais de economias emergentes são suscetíveis a choques externos, mesmo com a flutuação da taxa de câmbio. Nesse sentido, o trabalho de Maćkowiak (2007) mostra que os choques externos são uma importante fonte de flutuações macroeconômicas nos mercados emergentes. Um outro estudo que busca avaliar a inter-relação entre os choques americanos e os países emergentes é o trabalho de Canova (2005). O autor explicita que os choques da política monetária dos EUA afetam as taxas de juros e a taxa de câmbio em um mercado emergente de forma direta. Com o nível de preços e a produção real de um mercado emergente sendo impactados mais do que o nível de preços e a produção real dos EUA, dada a ocorrência do choque na política monetária americana. Essas descobertas são consistentes com a ideia de que a política monetária americana de fato impacta na maior parte dos países ao redor do mundo.

Nos estudos citados, pouca atenção foi dada à ideia de que, o impacto sobre as taxas de juros de curto prazo dos países emergentes, decorrentes de um choque externo, representam a maior parcela de sua variação. Esse entendimento foi analisado em Taylor (2007), no qual é explorada a possibilidade de que os bancos centrais de todo o mundo, sob regime de metas de inflação e taxa de câmbio flutuantes, possam levar em conta a tomada de decisão de outras autoridades monetárias, e as possíveis repercussões de tais decisões, no processo de sua própria decisão com relação à política monetária. Posteriormente, Taylor (2013) apresenta formalmente a ideia de que os *spillovers* de política monetária ocorrem, particularmente, devido à bruscas alterações de política monetária realizadas pelos países mais desenvolvidos. O autor argumenta que essas bruscas alterações causam desequilíbrios monetários internacionais, que resultam em vários transbordamentos sobre a estrutura a termo da taxa de juros entre os países.

Edwards (2015) fornece uma análise da influência direta da política do Federal Reserve nos bancos centrais das economias emergentes. O autor avalia até que ponto as ações do FED são transmitidas para as taxas de juros de curto prazo dos países analisados. A partir da estimação das regras aprimoradas de Taylor para o Chile, a Colômbia e o México, para o período entre 2000 e 2008, o autor encontra indício de que há um repasse significativo da política dos Estados Unidos para as políticas realizadas pelas autoridades monetárias do Chile e da Colômbia. Os resultados indicam que há um “contágio político” significativo e que esses países tendem a importar” as políticas monetárias realizadas pelo Fed. O autor justifica que esta dependência da política monetária, é decorrente do efeito *Fear of Floating* enfrentado pelos bancos centrais desses países.

Uma outra justificativa para a ocorrência de *spillovers* nas economias emergentes, é desenvolvida em Rey (2015). Esse estudo aponta que a ocorrência de *spillovers* entre choques e decisões de política monetária americanas, são decorrentes da existência de um chamado “ciclo financeiro global”, no qual a política monetária dos EUA desempenha um papel determinante nas condições financeiras globais por meio dos fluxos de investimento em carteira. Embora nesse estudo não tenham sido avaliados os impactos sobre países emergentes, Chen, Griffoli e Sahay (2014) analisa o canal de *Asset Purchasing*, mostrando um alto grau de transbordamento entre os choques externos e as economias emergentes.

Por fim, um trabalho recente na avaliação de *Spillovers* financeiros que adota uma abordagem diferente, é Diebold e Yilmaz (2009). Os autores propõem um índice para medir os *spillovers* de

volatilidade total e direcional considerando alguns mercados de ativos latino-americanos, tais como a Argentina, o Brasil, o Chile e o México. Os resultados encontrados indicam que tanto o retorno quanto os efeitos de volatilidade variam amplamente. No entanto, os *spillovers* de retorno, tendem a evoluir gradualmente, enquanto os *spillovers* de volatilidade exibem rajadas nítidas que frequentemente correspondem a choques decorrente de eventos econômicos internacionais. Nesse sentido, o presente trabalho buscará avaliar o impacto das políticas monetárias americanas avaliando o *spillovers* entre os fatores da estrutura a termo da taxa de juros para quatro economias sul-americanas: Brasil, Chile, Colômbia, Peru.

3 Metodologia

Este estudo usa as taxas de referência dos títulos públicos de países da América do Sul (Brasil, Chile, Colômbia e Peru) e de uma economia desenvolvida (Estados Unidos), de modo a possibilitar a extração dos fatores da estrutura de termo da taxa de juros do modelo Nelson Siegel Dinâmico, por meio da aplicação do filtro de Kalman. As avaliações das interações entre esses fatores foram examinados por meio da decomposição da variação do erro de previsão em um modelo VAR generalizado. O método proposto segue a abordagem apresentada em Sowmya, Prasanna e Bhaduri (2016).

3.1 Modelo Nelson Siegel

O modelo de Nelson e Siegel (1987) é uma estrutura flexível e parcimoniosa com três fatores que permitem ajustar uma curva de juros suave aos rendimentos dos títulos soberanos não suavizados. A representação estática de Nelson-Siegel (NS) especifica a evolução dos fatores da curva de juros, como a dinâmica dos prêmios de risco, e expõe uma combinação linear de três fatores exponenciais que pode ajusta os diferentes formatos da curva de juros em qualquer período de tempo:

$$y(\tau) = \beta_1 + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + \beta_3 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right), \quad (1)$$

no qual $y(\tau)$ é a curva de juros, e τ denota a maturidade. β_1 , β_2 , β_3 e λ são parâmetros variantes no tempo. O parâmetro λ é uma taxa exponencial de decaimento fixa, na qual o fator de β_3 é maximizado.

A flexibilidade da representação NS para representar os vários formatos da curva de juros pode ser vista pela interpretação dos coeficientes do modelo como medidas de componentes de curto, médio e longo prazo da curva. De acordo com o modo como cada choque de fator afeta a curva, Litterman e Scheinkman (1991) denominaram β_1 , β_2 , β_3 como fatores de nível, inclinação e curvatura da estrutura a termo. Eles são não observados, e os fatores associados são restritos por uma forma funcional que impõe suavidade ao longo dos vencimentos.

3.2 Nelson Siegel Dinâmico

A dinâmica temporal é introduzida na estrutura estática de Nelson-Siegel por Diebold e Li (2006) com a incorporação de parâmetros variantes no tempo. A mecânica do Nelson Siegel Dinâmico (DNS) segue a forma funcional de Nelson e Siegel (1987), que se ajusta bem às taxas de juros observadas para diferentes maturidades, com a incorporação da dinâmica temporal:

$$y(\tau) = L_t + S_t \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + C_t \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right), \quad (2)$$

no qual, L_t , S_t e C_t são os coeficientes temporalmente dinâmicos, representativo dos parâmetros β_1 , β_2 , β_3 do modelo Nelson-Siegel. O DNS associa cortes transversais e de séries temporais, representando uma projeção linear espacial e temporal de $y_t(\tau)$ nas variáveis temporalmente dinâmicas β_{1t} , β_{2t} , β_{3t} , que podem ser interpretadas respectivamente como fatores latentes de longo, curto e médio prazo.

A interpretação dos fatores latentes de rendimento refere-se à inspeção das cargas fatoriais $(1, ((1 - e^{-\lambda\tau}) / \lambda\tau), ((1 - e^{-\lambda\tau}) / \lambda\tau - e^{-\lambda\tau}))$. A variável de longo prazo, β_{1t} , comanda o nível de estrutura a termo desde $\lim_{\tau \rightarrow \infty} y_t(\tau) = \beta_{1t}$, cuja carga é constante em 1 em todos os vencimentos. Um aumento em β_{1t} desloca a curva inteira de juros igualmente, já que sua carga fatorial é idêntica em todos os vencimentos. O carregamento em β_{2t} é uma função que começa em uma unidade, mas decai monotonicamente com a maturidade. Flutuações em β_{2t} geram maiores desvios nas taxas de juros de curto prazo. O carregamento em β_{3t} aumenta em maturações médias e depois decai para zero. Assim, um aumento em β_{3t} tem pouco efeito sobre os rendimentos a curto e longo prazo, mas aumenta os rendimentos a médio prazo. Além disso, é importante notar que o rendimento instantâneo depende dos fatores de nível e inclinação, porque $y_t(0) = \beta_{1t} + \beta_{2t}$.

A estimação do DNS é proposto em Diebold e Li (2006) por meio de uma abordagem em duas etapas. No primeiro estágio, a equação de medida pode ser estimada por MQO, para obter uma série temporal tridimensional de fatores estimados para cada período t , dado que λ é tratado como um parâmetro calibrado. No segundo estágio, a dinâmica temporal dos fatores estimados pode ser especificada como processos AR(1) ou VAR (1), por exemplo. Ressalta-se que a abordagem ignora e transfere de forma desconhecida os resíduos estimados do primeiro estágio para as estimativas do estágio subsequente, distorcendo a inferência do segundo passo e revelando-se uma abordagem ineficiente de estimação.

É possível interpretar o modelo DNS no formato de estado espaço, como em Diebold, Rudebusch e Aruoba (2006). Basta assumir que os fatores latentes dinâmicos são variáveis espaço de estado e seguem um vetor-autorregressivo estocástico de primeira ordem. No sistema de espaço de estados, a notação vetorial é escrita pelas equações (3) e (4):

$$y_t = \Lambda f_t + \varepsilon_t, \quad (3)$$

$$(f_t - \mu) = A (f_{t-1} - \mu) + \eta_t, \quad (4)$$

para $t = 1, \dots, T$. O parâmetro f_t é o vetor de estados (fatores de nível, inclinação e curvatura), μ é a média do fator, A é a matriz de transição de estados, η_t é o termo de erro para a equação de estados, Λ é a matriz de sensibilidade da equação de medida, ε_t é termo de erro da equação de medida, e y_t é o vetor $N \times 1$ dos rendimentos observados para N diferentes maturidades τ_i , no tempo t , de modo que $y_t = [y_t(\tau_1), y_t(\tau_2), \dots, y_t(\tau_N)]'$, com τ_1 sendo a maturidade mais curta considerada e τ_N a mais longa.

A equação de medida (equação (3)) adiciona um termo de erro estocástico à curva DNS determinística, que relaciona o conjunto de N rendimentos aos fatores não observados, que são especificados como nível (L_t), inclinação (S_t) e fatores de curvatura (C_t). Assim, a matriz de cargas fatoriais Λ relaciona a dinâmica da curva de juros aos fatores construídos. A equação de transição (equação (4)) determina a dinâmica de fatores comuns como um processo de primeira ordem, que incorpora dinâmicas de ordem superior, se necessário. A estrutura de covariância para os termos de erros de medida e transição especifica que os vetores η_t e ε_t são ortogonais aos processos do vetor de

estado inicial e ruído branco:

$$\begin{pmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} \sim \text{WN} \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} Q & 0 \\ 0 & P \end{pmatrix} \right]. \quad (5)$$

O sistema exige que a matriz de covariância das perturbações de medição P seja diagonal, de modo que as perturbações ε_t de diferentes maturidades não sejam correlacionadas. Além disso, a matriz de covariância dos distúrbios de transição Q não é diagonal, de modo que as perturbações η_t possam ser correlacionadas no tempo, permitindo choques correlacionados entre os fatores de estado. Os fatores não observados L_t , S_t e C_t seguem o processo autorregressivo vetorial de primeira ordem para formar a estrutura do espaço de estados. A equação de medida que relaciona o conjunto de rendimentos e os três fatores latentes é escrita como:

$$\begin{pmatrix} y_t(\tau_1) \\ y_t(\tau_2) \\ \vdots \\ y_t(\tau_N) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \frac{1-e^{-\lambda\tau_1}}{\lambda\tau_1} & \frac{1-e^{-\lambda\tau_1}}{\lambda\tau_2} - e^{-\lambda\tau_1} \\ 1 & \frac{1-e^{-\lambda\tau_2}}{\lambda\tau_2} & \frac{1-e^{-\lambda\tau_2}}{\lambda\tau_2} - e^{-\lambda\tau_2} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & \frac{1-e^{-\lambda\tau_N}}{\lambda\tau_N} & \frac{1-e^{-\lambda\tau_N}}{\lambda\tau_N} - e^{-\lambda\tau_N} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_t \\ S_t \\ C_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t(\tau_1) \\ \varepsilon_t(\tau_2) \\ \vdots \\ \varepsilon_t(\tau_N) \end{pmatrix}. \quad (6)$$

A equação de transição que relaciona a dinâmica dos fatores latentes é escrita como:

$$\begin{pmatrix} L_t - \mu_L \\ S_t - \mu_S \\ C_t - \mu_C \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1} - \mu_L \\ S_{t-1} - \mu_S \\ C_{t-1} - \mu_C \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_t(L) \\ \eta_t(S) \\ \eta_t(C) \end{pmatrix}. \quad (7)$$

Os fatores latentes (L_t , S_t e C_t) foram extraídos para cada país por meio da aplicação do Filtro de Kalman, a partir das taxas de referências para os vencimentos analisados. A utilização do Filtro de Kalman, por sua vez, permite estimar λ e obter a distribuição condicional do vetor f_t , dado o conjunto de informações contidas no vetor de variáveis observadas $Y_t = y_1, \dots, y_t$, construindo a função de verossimilhança a ser maximizada.

3.3 Medindo Efeitos dos *Spillovers*

Diebold e Yilmaz (2012) propuseram uma medida de *spillover* baseada em uma estrutura autorregressiva vetorial generalizada na qual a decomposição da variância do erro de previsão é invariante à ordenação das variáveis. Considere N-variáveis com covariância estacionária VAR(p):

$$x_t = \sum_{n=1}^p \Phi x_{t-n} + \varepsilon_t, \quad (8)$$

tal que $\varepsilon_t \sim (0, \Sigma)$ é um vetor de distúrbios aleatórios independentes e identicamente distribuídos. A representação da média móvel é escrita como:

$$x_t = \sum_{n=0}^{\infty} A_n \varepsilon_{t-n}, \quad (9)$$

de modo que as matrizes $N \times N$ dos coeficientes A_i obedecem à recursão:

$$A_i = \Phi_1 A_{i-1} + \Phi_2 A_{i-2} + \dots + \Phi_p A_{i-p}, \quad (10)$$

com A_0 sendo uma matriz identidade $N \times N$ e com $A_i = 0$ para $i < 0$.

Os coeficientes das médias móveis (ou transformações como funções impulso-resposta ou decomposições de variância) são a chave para entender a dinâmica do sistema. Utiliza-se das decomposições de variância, o que permitem analisar as variâncias do erro de previsão de cada variável em partes que são atribuídas aos vários choques do sistema. Isto é, a decomposições de variância nos permite avaliar a fração da variância do erro H-passos à frente, na previsão x_i que é devida a choques em x_j , $\forall i \neq j$, para cada i .

O cálculo das decomposições de variância requer inovações ortogonais, onde as inovações do VAR são em geral correlacionadas contemporaneamente. Esquemas de identificação como o baseado na fatoração de Cholesky alcançam a ortogonalidade, mas as decomposições de variância dependem da ordenação das variáveis. Esse problema foi contornado por meio da estrutura do VAR generalizado de Koop, Pesaran e Potter (1996) e Pesaran e Shin (1998), que produz decomposições de variância que são invariantes ao ordenamento. Em vez de tentar ortogonalizar choques, a abordagem generalizada permite choques correlacionados, mas os considera apropriadamente usando a distribuição historicamente observada dos erros. Como os choques para cada variável não são ortogonalizados, a soma das contribuições para a variância do erro de previsão não são, necessariamente, igual a um.

As próprias parcelas da variância foram definidas como as frações das variações do erro H-passos à frente na previsão de x_i , que são devidas a choques para x_i , para $i = 1, 2, \dots, N$ e ações de variação cruzada, ou *spillovers*, como as frações das variações do erro H-passos à frente na previsão x_i , que são devidas a choques de x_j , para $i, j = 1, 2, \dots, N$, tal que $i \neq j$. A variação do erro H-passos, a frente para $H = 1, 2, \dots$, é denotado por:

$$\theta_{ij}^g(H) = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \Sigma e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \Sigma A_h' e_i)}, \quad (11)$$

tal que Σ é a matriz de variância para o vetor de erro ε , σ_{jj} é o desvio padrão do termo de erro para a equação j , e_i é o vetor de seleção, com uma unidade no i -ésimo elemento e zeros em caso contrário.

Como foi explicado acima, a soma dos elementos em cada linha da tabela de decomposição de variância não é igual a 1: $\sum_{j=1}^N \theta_{ij}^g(H) \neq 1$. Para usar as informações disponíveis na matriz de decomposição de variância no cálculo do índice de *spillovers*, normalizamos cada entrada da matriz de decomposição de variância pela soma da linha como:

$$\tilde{\theta}_{ij}^g(H) = \frac{\theta_{ij}^g(H)}{\sum_{j=1}^N \theta_{ij}^g(H)}. \quad (12)$$

Usando as contribuições de volatilidade da decomposição de variância do método de Koop, Pesaran e Potter (1996), é possível construir o índice de *spillovers* total. O índice de *spillovers* total mede a contribuição de transbordamentos de choques para a variância total do erro de previsão:

$$S^g(H) = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{N} \times 100. \quad (13)$$

A abordagem de VAR generalizada permite identificar a direção dos *spillovers* entre os fatores da estrutura a termo para cada país. Como as respostas de impulso generalizadas e as decomposições de variância são invariantes ao ordenamento das variáveis, foram calculados os índices de *spillover* direcional usando os elementos normalizados da matriz de decomposição de variância generalizada. Os *spillovers* de volatilidade direcional recebidos pelo mercado i de todos os outros mercados j são medidos como:

$$S_i^g(H) = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{N} \times 100 \quad (14)$$

O índice de *spillover* líquido fornece informações resumidas sobre quanto cada mercado i contribui para todos os outros mercados j , em termos líquidos:

$$S_i^g(H) = S_{.i}^g(H) - S_i^g(H) \quad (15)$$

Por fim, são examinados os índices de *spillover* líquidos em pares. O índice que mede os transbordamentos entre apenas dois países, é definido como:

$$S_{ij}^g(H) = \left(\frac{\tilde{\theta}_{ji}^g(H) - \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{N} \right) \times 100 \quad (16)$$

4 Resultados empíricos

4.1 Base de Dados

Para a obtenção dos fatores latentes da estrutura a termo da taxa de juros de cada país, são utilizadas as taxas de referência dos títulos públicos governamentais com vencimentos entre 3 e 120 meses para quatro economias sul-americanas: Brasil, Chile, Colômbia, Peru; e o Estados Unidos como representante da política monetária global (REY, 2015). Ao todo são utilizadas 2944 observações em frequência diária, para o período de janeiro de 2006 a maio de 2019, em dias nos quais ocorreram operações em todos os mercados. Os dados foram obtidos junto aos respectivos bancos centrais de cada país. Ressalta-se que, em alguns casos, optou-se por utilizar taxas de referência interbancárias como *proxy* para as taxas dos títulos públicos em função de sua liquidez.

Os rendimentos dos títulos soberanos dos mercados sul-americanos e dos EUA são denominados em moeda local. Essa opção tem duas justificativas. A primeira, porque os mercados emergentes considerados no estudo estão em diferentes estágios de desenvolvimento econômico e financeiro, o que permite melhor capturar os efeitos avaliando os títulos denominados em moeda doméstica do que em dólares americanos (SOWMYA; PRASANNA; BHADURI, 2016). A segunda, é porque a dívida denominada em moeda local possui maior liquidez e melhor qualidade de crédito em comparação com a dívida denominada em dólar. Além disso, os títulos em moeda local também refletem a orientação da política monetária e toda a economia, o que possibilita avaliar o co-movimento dos rendimentos dos títulos em moeda local e inferir sobre a hipótese de convergência da política monetária e dos ciclos de negócios.

Os dados utilizados para obter o índice de transbordamento são os fatores latentes extraídos de cada país usando suas taxas de rendimento de cupom zero que representam sua estrutura a termo da

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas de Taxas de Juros Seleccionadas

Maturidade	Média	Des. Padrão	Mínimo	Máximo	Assimetria	Curtose
Brasil						
3 Meses	10.77	2.65	6.20	17.33	-0.06	-0.91
1 Ano	10.96	2.55	6.30	16.38	-0.10	-0.89
5 Anos	11.89	1.83	8.21	18.10	0.28	-0.02
10 Anos	12.12	1.64	8.91	18.15	0.51	0.32
Chile						
3 Meses	4.30	1.80	0.51	11.41	0.19	0.27
1 Ano	4.78	1.65	0.91	11.11	0.34	0.08
5 Anos	4.95	1.08	3.09	8.24	0.56	-0.43
10 Anos	5.39	0.95	3.79	8.19	0.43	-0.68
Colômbia						
3 Meses	5.53	1.74	3.21	10.61	1.06	0.33
1 Ano	5.99	1.97	3.33	12.26	1.10	0.01
5 Anos	7.50	1.85	4.39	13.34	1.02	0.37
10 Anos	8.19	1.61	4.95	14.18	0.84	0.46
Eua						
3 Meses	1.13	1.63	0.00	5.19	1.46	0.74
1 Ano	1.33	1.59	0.09	5.30	1.34	0.47
5 Anos	2.20	1.17	0.56	5.23	1.02	0.21
10 Anos	2.92	0.96	1.37	5.26	0.69	-0.49
Peru						
3 Meses	3.65	1.30	0.48	7.58	-0.14	0.12
1 Ano	3.86	1.33	0.69	8.48	0.16	0.18
5 Anos	5.21	1.07	2.84	9.85	0.72	1.14
10 Anos	6.20	0.91	4.08	10.12	0.55	1.07

Fonte: Elaboração Própria.

taxa de juros em moeda doméstica. A Tabela 1 apresenta a estatística descritiva das taxas de referência dos títulos governamentais em maturidades de 3, 12, 60 e 120 meses para todos os países analisados. As curvas de rendimento são em média positivamente inclinadas para todos os países da amostra. A volatilidade do rendimento é maior para os vencimentos de curto prazo, se reduzindo à medida que a maturidade aumenta, resultados semelhantes foram encontrados por Diebold e Li (2006) para a economia norte-americana e por Sowmya, Prasanna e Bhaduri (2016) para os países asiáticos. A média e volatilidade das taxas de juros são mais altas no Brasil, com taxas entre 6.20% e 18.15% e mais baixas nos Estado Unidos, com taxas entre 0% e 5.26%.

4.2 Nelson Siegel Dinâmico e os Fatores da Estrutura a Termo

O modelo Nelson Siegel Dinâmico na forma de estado espaço (SSM) foi usado para extrair os fatores latentes: nível, inclinação e curvatura, para cada país separadamente, seguindo Diebold, Rudebusch e Aruoba (2006). No entanto, devido à estimativa de máxima verossimilhança dos modelos SSM por meio do Filtro de Kalman serem sensíveis aos valores dos parâmetros iniciais, optou-se por utilizar as estimativas obtidas pelo modelo apresentado em Diebold e Li (2006), como o vetor de

inicialização do filtro de Kalman.

Para execução do modelo de Diebold e Li (2006) inicialmente foram estimados os parâmetros de seu modelo usando uma abordagem em dois estágios: Inicialmente, com λ mantido fixo, estima-se os parâmetros de nível, inclinação e curvatura para cada curva de juros mensal. Esse processo foi repetido para todas as curvas de juros observadas e fornece uma série temporal tridimensional de estimativas dos fatores de nível, inclinação e curvatura não observados. Posteriormente, foram ajustados um modelo autorregressivo de primeira ordem, VAR(1), à série temporal de fatores derivados no primeiro passo, e extraídos as estimativas finais dos fatores latentes. Seguindo Diebold e Li (2006), é fixado $\lambda = 0.0609$ no primeiro passo, transformando o que, de outro modo, seria uma estimação não-linear dos mínimos quadrados, por uma estimativa relativamente simples de mínimos quadrados ordinários (OLS).

Para extração dos fatores latentes por meio do modelo SSM é adotada a abordagem em Diebold, Rudebusch e Aruoba (2006). É uma abordagem implícita, na qual uma função de mapeamento de parâmetro é especificada. Essa função mapeia um vetor de coeficientes para os parâmetros do modelo SSM, desinfla as observações para considerar as médias de cada fator e impõe restrições às matrizes de covariância. Assim, o procedimento do filtro de Kalman começa com valores iniciais para estados (f_0), para os coeficientes da matriz de transição de estados (A_0), da matriz de carga de perturbação de estado inicial (B_0), para matriz de inovação de observação (D_0) e para o parâmetro λ_0 , formando o conjunto inicial de parâmetros (θ_0).

O θ_0 vem das estimativas obtidas pelo DNS em dois estágios. Os valores de estado inicial são a média dos fatores de nível, inclinação e curvatura filtrados na abordagem DNS de duas etapas e λ_0 é calibrado em 0.0609, para todos os países. Por fim, o filtro de Kalman com algoritmo de otimização é usado para extrair os fatores latentes de cada país. Em nosso caso, assumiu-se que os vetores do termo de erro η_t e ε_t sejam iguais a $\eta_t = Bu_t$ e $\varepsilon_t = D\varepsilon_t$, respectivamente. B é a matriz de carga do termo de erro da equação de estados e D é a matriz de inovação das observações. Os vetores η_t e ε_t de distúrbios são definidos como processos de ruído branco de variância unitária não correlacionados, e suas matrizes de covariância são matrizes de identidade. Além disso, é possível notar que a covariância de η_t e ε_t devem ser igual à covariância do processo de ruído branco, tal que $Q = BB'$ e $H = DD'$.

Tabela 2 – Fator de Decaimento e Maturidade de Máximo

	Brasil	Chile	Colômbia	Eua	Peru
λ_i	0.1110	0.0644	0.0508	0.0397	0.0369
Maturidade	16.16	27.85	35.30	45.17	48.60

Fonte: Elaboração Própria.

O parâmetro λ representa a taxa de decaimento exponencial da equação. São os valores em que a curvatura da estrutura a termo da taxa de juros é maximizada. Segundo Diebold e Li (2006), um decaimento lento, λ baixo, ajustam melhor a curva em maturidades longas, enquanto valores grandes, produzem decaimento mais rápido e podem ajustar melhor a curva em maturidades curtas. Na tabela 2 são apresentados os λ encontrados a partir da estimação pelo filtro de Kalman. Como pode se observar, todos os λ_i estimados, diferem do λ_0 de inicialização que teve o valor definido em 0.0609. Há uma grande variação entre os países analisados, com o Brasil tendo a maximização da sua curva de juros com a menor maturidade e o Peru em sua maior, respectivamente, 16 e 49 meses, aproximadamente. A maturidade a qual a curva é maximizada fornece informações quanto a

instabilidade política e econômica dos países avaliados, possibilitando avaliar a expectativa do mercado quanto ao desenvolvimento da política monetária futura.

As estatísticas descritivas para os três fatores latentes estimados para todos os países da amostra, são apresentadas na Tabela 3. O fator de nível médio foi positivo para todos os países, mais alto para o Brasil (12.34) e mais baixo para os EUA (4.16). A inclinação foi negativa para todos os países, indicando que as taxas de longo prazo eram mais altas do que as taxas de curto prazo. A inclinação média foi menor no Peru (-4.23) e maior no Chile (-1.16). No entanto, ocorreram momentos que a inclinação se mostrou positiva. Isto indica períodos em que ocorreram políticas monetárias restritivas (SOWMYA; PRASANNA; BHADURI, 2016). A curvatura média foi menor no Peru (-2.90) e maior no Brasil (-1.27) sendo negativa para todos os países avaliados.

Tabela 3 – Estatísticas Descritivas dos Fatores Latentes

Maturidade	Média	Des. Pad.	Mín	Máx	Assim.	Curt.	JB	$\rho(1)$	ADF
Brasil									
Nível	12.34	1.52	9.55	18.33	0.70	0.56	278.62	0.993	-3.46
Inclinação	-1.73	2.43	-7.31	4.05	0.18	-0.33	30.05	0.996	-3.06
Curvatura	-1.27	3.57	-11.99	8.33	0.05	-0.84	87.60	0.996	-3.22
Chile									
Nível	5.91	0.86	4.27	8.08	0.27	-0.92	138.21	0.998	-4.30
Inclinação	-1.16	2.06	-7.36	5.95	-1.01	2.20	1098.80	0.999	-2.08
Curvatura	-2.89	1.66	-7.03	1.83	0.06	-0.51	32.99	0.996	-4.45
Colombia									
Nível	9.01	1.36	5.76	15.11	0.59	0.88	265.83	0.997	-3.30
Inclinação	-3.64	1.74	-7.92	-0.04	-0.26	-0.53	66.55	0.998	-2.75
Curvatura	-1.40	3.38	-8.35	9.07	0.71	-0.35	260.31	0.998	-4.51
Eua									
Nível	4.16	1.15	2.07	6.50	0.16	-1.34	231.56	0.996	-3.44
Inclinação	-2.95	1.89	-6.45	0.59	0.11	-0.90	105.91	0.998	-1.57
Curvatura	-2.88	2.12	-7.52	1.42	-0.14	-0.99	128.61	0.995	-2.75
Peru									
Nível	7.76	1.06	5.27	10.64	0.14	-0.68	65.20	0.990	-3.46
Inclinação	-4.23	1.76	-8.99	-0.56	-0.55	0.38	166.03	0.995	-2.88
Curvatura	-2.90	2.54	-10.65	4.18	-0.09	-0.10	4.89	0.984	-3.54

Em negrito, resultados estatisticamente significantes ao nível de 5%.

Fonte: Elaboração Própria.

Como a avaliação dos índices de *spillovers* entre os fatores da estrutura a termo será realizada por meio de uma decomposição da variância que requer estacionariedade, foram realizados os testes de raiz unitária por meio do teste Dickey Fuller Aumentado (ADF). Os coeficientes de nível são estacionários para todos os países da amostra; todos os coeficientes de inclinação são não estacionários; e os coeficientes de curvatura são estacionários para todos os países com exceção dos EUA.

4.3 Índices de *Spillover*

Os fatores latentes extraídos do modelo DNS são usados para capturar os efeitos de *spillovers* entre os países. Como existem fatores que não se mostraram estacionários, optou-se por se utilizar uma

estrutura VAR para a avaliação dos fatores de nível e curvatura, e uma estrutura VECM para avaliação dos coeficientes de inclinação, que será transformado para um VAR, na estimação dos índices de *spillovers*.

O modelo VAR e VECM são constituídos por cinco variáveis endógenas com duas defasagens, selecionadas usando o critério SBC (*Schwarz Bayesian Criteria*). A decomposição da variância do erro de previsão da estrutura generalizada é usada para estimar o efeito de transbordamento nos fatores latentes como em Diebold e Yilmaz (2012). Como se está trabalhando com dados em dias que ocorreram transações no mercado (dias úteis), optou-se por um horizonte de previsão de 200 passos - o que corresponde a aproximadamente um ano - para realização da decomposição da variância do erro de previsão.

4.3.1 *Spillover no Fator de Nível*

O fator nível pode ser interpretado como o fator de longo prazo da estrutura a termo da taxa de juros, indicando as expectativas do mercado de títulos com relação as taxas de juros de longo prazo e a inflação. Driessen, Melenberg e Nijman (2003) explicaram que as mudanças no nível estão positivamente correlacionadas entre os países e as mudanças na inclinação são específicas do país. Abbritti *et al.* (2018) constataram que fatores globais impactam o fator de nível na estrutura a termo da taxa de juros. Como coloca Sowmya, Prasanna e Bhaduri (2016) o fator de nível está relacionado, principalmente, a preferência do investidor estrangeiro, a poupança global e os fluxos de capital externo. Assim, um maior grau de integração é esperado na avaliação do fator de nível, dentre todos os outros fatores avaliados.

Tabela 4 – Índice de *Spillover* para o fator de Nível

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	Peru	Recebido
Brasil	68.44	4.33	7.85	7.68	11.69	31.49
Chile	1.38	75.35	1.23	21.93	0.12	24.60
Colombia	10.65	5.14	64.78	18.37	1.08	35.15
Eua	2.61	22.60	0.84	72.05	1.91	27.88
Peru	18.03	3.91	3.40	17.13	57.53	42.42
<i>Spillover</i> p/ os Outros	32.67	35.98	13.32	65.11	14.80	161.54
<i>Spillover</i> Total	101.11	111.33	78.10	137.16	72.33	TCI:
<i>Spillover</i> Líquido	1.11	11.33	-21.90	37.16	-27.67	32.37%

Nota: Os valores nas diagonais representam a influência do próprio país no fator de nível. Os valores em cada linha representam a influência de outros países sobre o fator de nível interno. Os valores em cada coluna representam as influências do respectivo país sobre o fator de nível dos outros países. O Índice de Transbordamento Total (TCI), em negrito, é a razão percentual do somatório do *Spillover* p/ os outros em relação ao somatório do *Spillover* Total.

Fonte: Elaboração Própria

Na Tabela 4 são apresentados os índices de transbordamento para o fator de nível. Os elementos da diagonal representam a participação do fator do próprio país sobre ele mesmo. Os elementos fora da diagonal representam os *spillovers* da inter-relação dos países. Os valores em cada linha representam os *spillovers* de outros países no fator de nível interno, enquanto os valores em cada coluna representam o transbordamento do país para os outros. Como observado, a repercussão do próprio país é mais alta nos mercados do Chile e EUA. Isso indica que são menos impactados pelos outros países da amostra.

São os mesmos países que mais contribuíram para o transbordamento em nível sobre os outros países, com o Chile respondendo por 35.98% de *spillover*, e os EUA, respondendo por 65.11%. Os menores transmissores para outros países são a Colômbia e o Peru. O resultado é consistente com o estudo de Canova (2005), que observou que o mercado americano é o menos afetado pelas economias emergentes e tem maior poder de transmitir choques externos às outras economias.

O Índice de *Spillover* Total (TCI) descreve todos os transbordamentos entre os países em um único índice de transbordamento. O TCI para o fator de nível é 32.37% da variação do erro de previsão, indicando a porcentagem da variação total do erro de previsão que é decorrente da interação, e consequente *spillover*, entre os países. Os 67.63% restantes da variação total do erro de previsão são explicados por fatores internos do país. Isto sustenta a hipótese de que a integração financeira desempenha um papel importante na transmissão de choques de uma economia para outra.

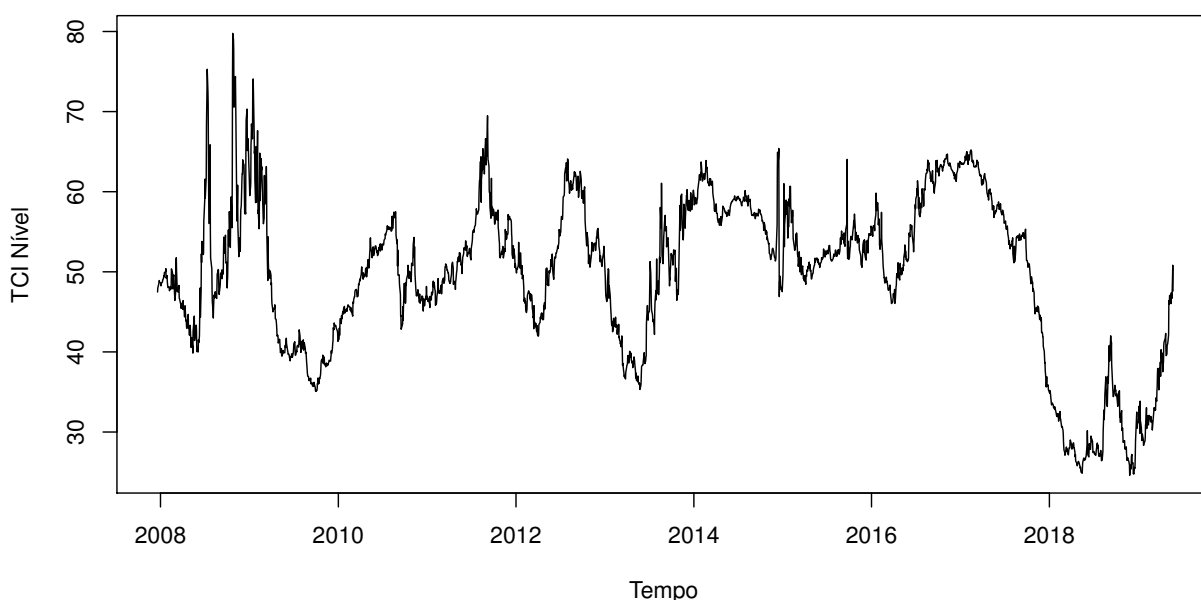


Figura 1 – *Spillover* Total sobre o Fator de Nível

Fonte: Elaboração Própria

No entanto, o cálculo do índice de transbordamento para a amostra inteira pode não capturar as mudanças cíclicas e estruturais. A dinâmica temporal do TCI no fator de nível foi investigada usando uma janela móvel de 420 dias úteis (aproximadamente dois anos), que captura a variação do transbordamento ao longo do tempo, como apresentado na Figura 1. A transmissão e os encadeamentos foram encontrados como sendo maiores durante o período de crise. As ligações entre os fatores de nível foram substanciais na maior parte do tempo, variando de 25% a 80%. Além disso, os picos e depressões nas áreas de transbordamento foram associados aos eventos financeiros: há um aumento substancial no índice de *spillover* após a crise financeira global de 2008, com as ações de política monetária expansiva, incluindo o *Quantitative Easing*, resultando em um aumento do transbordamento entre os fatores. Os maiores vínculos durante os períodos de crise reforçam a importância de se avaliar o efeito contágio.

4.3.2 *Spillover* no Fator de Inclinação

As mudanças na inclinação são específicas de cada país e são influenciadas pela política monetária interna realizada por cada banco central. Isso ocorre porque os fatores de inclinação podem ser interpretados como uma *proxy* para as taxas de curto prazo, taxas as quais as autoridades monetárias de um país têm como instrumento. Segundo Driessen, Melenberg e Nijman (2003), o fator de inclinação reflete a política monetária interna e as condições econômicas e financeiras do mercado. Roley e Sellon (1995) afirma que, devido as autoridades monetárias buscarem afetar os setores da economia sensíveis aos juros de longo prazo, tais como habitação, bens duráveis de consumo e investimento fixo, devem inicialmente operar sobre as taxas de curto prazo. As evidências são de que a correlação das taxas de longo prazo entre as economias é maior do que a das taxas de curto prazo. No entanto, a sincronicidade no ciclo de negócios entre os países também leva a alguma sincronicidade na política monetária. Assim, o fator de inclinação pode ser correlacionado com os outros países (BYRNE; FAZIO; FIESS, 2012; SOWMYA; PRASANNA; BHADURI, 2016).

Tabela 5 – Índice de *Spillover* para o fator de Inclinação

	Brasil	Chile	Colômbia	Eua	Peru	Recebido
Brasil	91.98	4.08	2.08	1.78	0.07	8.01
Chile	0.42	91.19	0.96	3.31	4.11	8.80
Colombia	13.22	10.58	59.55	6.37	10.28	40.45
Eua	1.74	0.73	0.65	96.14	0.74	3.86
Peru	15.03	24.21	7.24	16.93	36.59	63.41
<i>Spillover</i> p/ os Outros	30.41	39.60	10.93	28.39	15.20	124.53
<i>Spillover</i> Total	122.39	130.79	70.48	124.53	51.79	TCI:
<i>Spillover</i> Líquido	22.39	30.79	-29.52	24.53	-48.21	24.91%

Nota: Os valores nas diagonais representam a influência do próprio país no fator de inclinação. Os valores em cada linha interno. Os valores em cada coluna representam as influências do respectivo país sobre o fator de inclinação dos outros países. O Índice de Transbordamento Total (TCI), em negrito, é a razão percentual do somatório do *Spillover* p/ os outros em relação ao somatório do *Spillover* Total.

Fonte: Elaboração Própria

Na Tabela 5 são apresentados as intensidades das ligações do fator de inclinação. Observa-se que a inclinação é mais influenciada pelos fatores do país de origem, em comparação a avaliação dos fatores de níveis. No entanto quando ocorrem influência, como os casos da Colômbia e do Peru, os transmissores dominantes de choques são também países inseridos na mesma região, tais como o Chile e o Brasil, que transmitem 39.60% e 30.41% dos choques, respectivamente. Este resultado é consistente com a ideia de que o fator de inclinação representa mais aspectos internos e regionais, com os EUA, apresentando uma influência menor em comparação ao fator de nível, e com as maiores economias da América do Sul sendo as responsáveis pelos maiores transbordamentos sobre os fatores. A influência regional é alta entre os países sul-americanos e quase nula sobre os EUA, com este respondendo por 96.14% de seu fator de inclinação.

O índice de transbordamento total da inclinação entre os países é de 24.91%. A variação restante de 75.09% é explicada pelas características do mercado interno. Para o fator de inclinação, a dinâmica temporal do fator de inclinação foi analisada por meio de uma estimação com uma janela móvel de 420 dias úteis e um horizonte de previsão de 200 passos à frente para a decomposição das variâncias. A Figura 2 apresenta os gráficos de transbordamento para o fator de inclinação. Como na

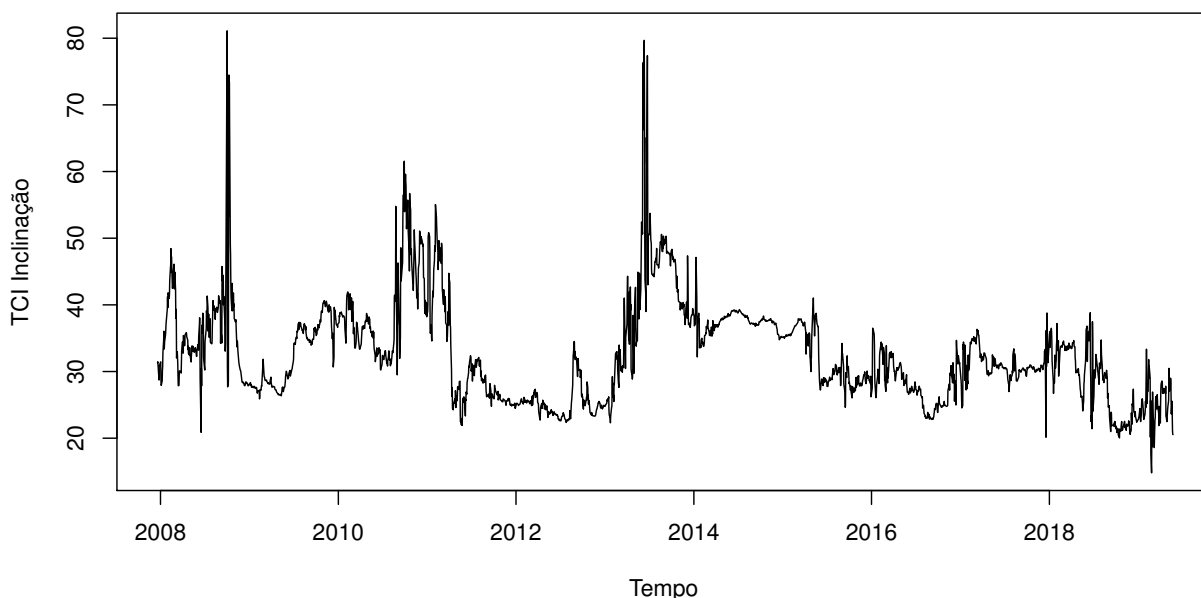


Figura 2 – *Spillover* Total sobre o Fator de Inclinação

Fonte: Elaboração Própria

análise do fator de nível, o transbordamento da inclinação atingiu o pico em 2008 e 2013. No entanto, em comparação com a Figura 1 é possível observar dois fatos estilizados: o coeficiente de *Spillover* Total (TCI) é bem mais estável e reduzido em comparação ao TCI do fator de nível, o que corrobora a hipótese de que o fator de inclinação reflete a política monetária e as condições econômicas internas; e que a sincronicidade no ciclo de negócios entre os países também pode levar a alguma semelhança na execução de suas políticas monetárias internas, visto o alto nível de *spillover* em eventos pontuais.

4.3.3 *Spillover* no Fator de Curvatura

Segundo Sowmya, Prasanna e Bhaduri (2016), a curvatura explica a variação nas taxas de juros ao longo dos vencimentos e representa o prêmio de risco associado aos títulos governamentais de cada país, e sua solvência. Isto relaciona-se com a atual postura de política monetária e não com os choques macroeconômicos. Esse aspecto é evidenciado pelo trabalho de Diebold, Rudebusch e Aruoba (2006), na qual é identificado que a curvatura não possui vínculos com os fundamentos macroeconômicos. Portanto, espera-se que, comparado com o nível e a inclinação, o efeito de transbordamento na curvatura seja menor.

Na Tabela 6 são apresentadas as ligações para o fator de curvatura entre os países. Os *spillovers* de curvatura do próprio país foram relativamente mais altos em comparação com os fatores de nível e mais baixos em comparação aos fatores de inclinação. A maior parte da variação na curvatura foi explicada por aspectos domésticos. Com os *spillovers* do próprio país mais baixos para a Colômbia e o Peru. O país que foi transmissor dominante na curvatura foi os EUA. Esse comportamento evidencia a importância da economia norte-americana na determinação dos prêmios de risco das economias sul-americanas, e como essa economia tem o poder de afetar as taxas de juros dos países emergentes

no médio prazo.

Tabela 6 – Índice de *Spillover* para o fator de Curvatura

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	Peru	Recebido
Brasil	80.62	8.16	1.83	3.61	5.78	19.33
Chile	4.40	82.00	2.96	8.48	2.16	17.97
Colombia	12.29	15.45	66.14	3.76	2.37	33.77
Eua	1.33	3.20	0.89	93.73	0.86	6.23
Peru	1.07	4.89	2.08	24.29	67.67	32.27
<i>Spillover</i> p/ os Outros	19.09	31.70	7.76	40.14	11.17	109.57
<i>Spillover</i> Total	99.71	113.70	73.90	133.87	78.84	TCI:
<i>Spillover</i> Líquido	-0.29	13.70	-26.10	33.87	-21.16	21.97%

Nota: Os valores nas diagonais representam a influência do próprio país no fator de curvatura. Os valores em cada linha representam a influência de outros países sobre o fator de curvatura interno. Os valores em cada coluna representam as influências do respectivo país sobre o fator de nível dos outros países. O Índice de Transbordamento Total (TCI), em negrito, é a razão percentual do somatório do *Spillover* p/ os outros em relação ao somatório do *Spillover* Total.

Fonte: Elaboração Própria

O TCI para a curvatura nos países foi de 21.97%. Os 78,03% restantes da variação na curvatura foram explicados por fatores domésticos. Como esperado, a curvatura exibe menor transbordamento em comparação com o nível e a inclinação. A dinâmica temporal da curvatura foi analisada usando um gráfico de transbordamento com janela móvel de 420 dias úteis. O índice de transbordamento em curvatura atingiu valores entre 20% e 70%, com uma maior variabilidade do índice quando comparado

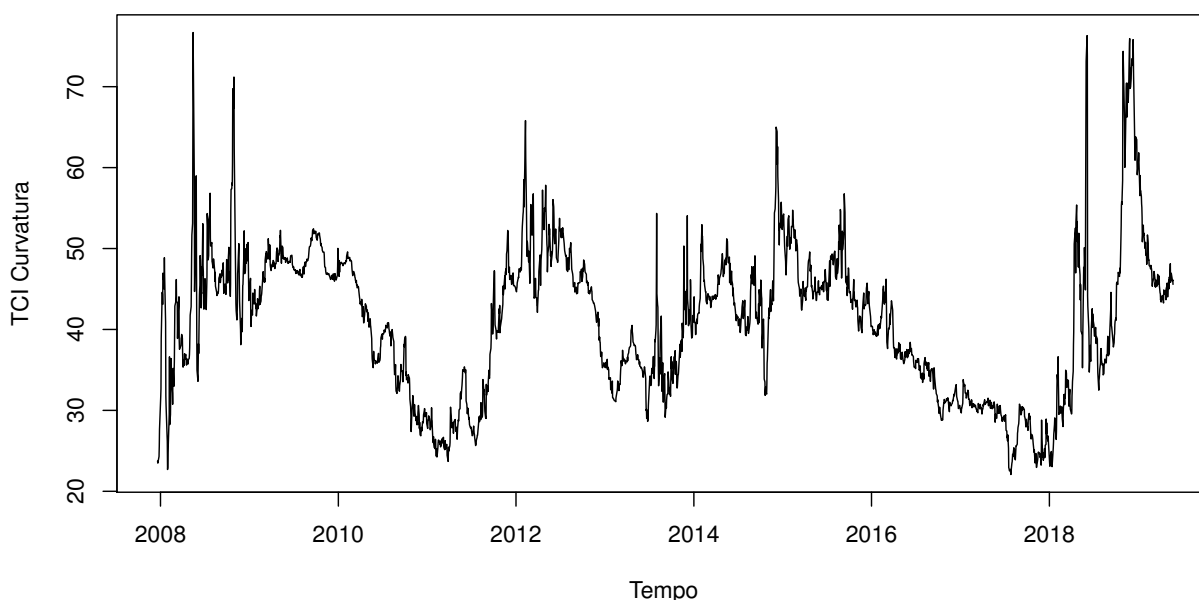


Figura 3 – *Spillover* Total sobre o Fator de Curvatura

Fonte: Elaboração Própria

aos fatores de inclinação. No entanto se mostrou menor quando comparado aos fatores de nível. Ressalta-se que, diferente dos resultados encontrados em Sowmya, Prasanna e Bhaduri (2016) para os países asiáticos, o *spillover* do fator de curvatura, ainda que menor que os *spillover* dos fatores de nível e inclinação, evidencia uma maior importância das taxas de médio prazo nas estruturas a termo da taxa de juros dos países da América do Sul, o que pode ser justificado pelo menor nível de desenvolvimento destes países em comparação aos países asiáticos.

5 Considerações Finais

A proposta deste trabalho foi avaliar o *spillover* entre os fatores latentes da estrutura a termo da taxa de juros, calculando a magnitude e direção das ligações na estrutura a termo das taxas de juros em todo o espectro de maturidade para os países da América do Sul, e sua inter-relação com os Estados Unidos. Optou-se por adotar a abordagem realizada em Sowmya, Prasanna e Bhaduri (2016). Inicialmente, a estrutura a termo da taxa de juros para vários países é modelada usando o modelo Nelson Siegel Dinâmico como em Diebold e Li (2006). Os fatores latentes do modelo Nelson Siegel Dinâmico (nível, inclinação e curvatura) representando taxas de juros de longo prazo, curto e médio prazo foram extraídos usando o filtro de Kalman. Os efeitos de transbordamento nos fatores latentes nos mercados foram medidos usando a decomposição de variância de erro de previsão baseado em um modelo de vetores autorregressivos generalizado como em Diebold e Yilmaz (2012), que é invariante à ordenação dos países.

Os resultados do estudo indicam que o fator de nível apresenta um maior índice de transbordamento entre os países, seguido pelos fatores de inclinação e curvatura. Esse resultado é consistente com a premissa de que as taxas de longo prazo são influenciadas pelas preferências globais dos investidores e pelas condições financeiras globais e, portanto, a repercussão deve ser mais alta nas taxas de longo prazo. Os transmissores dominantes no fator de nível foram as economias tais como, os EUA e o Chile. As influências regionais são altas nos fatores de inclinação, com uma maior integração entre os países sul-americanos, com o Chile e o Brasil dominando as transmissões de choques. Com relação aos fatores de curvatura, foi observado que os EUA é um transmissor dominante, o que evidencia que os EUA ainda exercem uma maior influência sobre as taxas de médio prazo das curvas de juros dos países da América do Sul, impactando, principalmente, o prêmio de risco associado aos títulos governamentais dos países dessa região.

A dinâmica temporal dos índices de transbordamento foi capturada por meio de uma janela móvel, apresentando índices de transbordamento mais alto durante a crise e períodos de maior volatilidade do mercado. O comportamento da dinâmica dos fatores de nível apresentou os valores TCI mais altos ao longo de todo o período. Foi observado uma maior estabilidade do coeficiente TCI nos fatores de inclinação com dois eventos, os quais elevaram sua magnitude, rapidamente revertendo-se a média. A dinâmica temporal do TCI para os fatores de curvatura se mostrou a mais volátil, com frequentes episódios de súbito crescimento do índice de *spillover* total.

Por fim, os resultados servem como arcabouço para entender sobre o modo como a estrutura a termo da taxa de juros de outros países pode afetar as variáveis econômicas internas. Os co-movimentos desses fatores são cruciais para o entendimento do impacto das mudanças nas taxas de curto prazo nas taxas de longo prazo, dado o processo de transmissão necessário para afetar os setores da economia sensíveis aos juros de longo prazo, tais como habitação, bens duráveis de consumo e investimento fixo. Também ajuda os investidores globais a entender a interação dos ativos de títulos soberanos, expondo a vulnerabilidade de se investir em títulos de renda fixa em tempos de turbulência global.

Referências

- ABBRIITI, M.; DELL'ERBA, S.; MORENO, A.; SOLA, S. Global factors in the term structure of interest rates. *International Journal of Central Banking*, v. 14, n. 2, p. 301–339, 2018.
- ANG, A.; PIAZZESI, M. A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables. *Journal of Monetary economics*, v. 50, n. 4, p. 745–787, 2003.
- BAE, B. Y.; KIM, D. H. Global and regional yield curve dynamics and interactions: The case of some asian countries. *International Economic Journal*, v. 25, n. 4, p. 717–738, 2011.
- BALDUZZI, P.; DAS, S. R.; FORESI, S.; SUNDARAM, R. K. A simple approach to three-factor affine term structure models. *The Journal of Fixed Income*, v. 6, n. 3, p. 43–53, 1996.
- BYRNE, J. P.; FAZIO, G.; FIESS, N. Interest rate co-movements, global factors and the long end of the term spread. *Journal of Banking & Finance*, v. 36, n. 1, p. 183–192, 2012.
- CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fear of floating. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 2, p. 379–408, 2002.
- CANOVA, F. The transmission of us shocks to latin america. *Journal of Applied econometrics*, v. 20, n. 2, p. 229–251, 2005.
- CHEN, M. J.; GRIFFOLI, M. T. M.; SAHAY, M. R. Spillovers from united states monetary policy on emerging markets: different this time? International Monetary Fund, n. 14-240, 2014.
- DAI, Q.; SINGLETON, K. J. Specification analysis of affine term structure models. *The Journal of Finance*, v. 55, n. 5, p. 1943–1978, 2000.
- DIEBOLD, F. X.; LI, C. Forecasting the term structure of government bond yields. *Journal of econometrics*, v. 130, n. 2, p. 337–364, 2006.
- DIEBOLD, F. X.; LI, C.; YUE, V. Z. Global yield curve dynamics and interactions: a dynamic nelson–siegel approach. *Journal of Econometrics*, v. 146, n. 2, p. 351–363, 2008.
- DIEBOLD, F. X.; RUDEBUSCH, G. D.; ARUOBA, S. B. The macroeconomy and the yield curve: a dynamic latent factor approach. *Journal of econometrics*, v. 131, n. 1-2, p. 309–338, 2006.
- DIEBOLD, F. X.; YILMAZ, K. Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets. *The Economic Journal*, v. 119, n. 534, p. 158–171, 2009.
- DIEBOLD, F. X.; YILMAZ, K. Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, v. 28, n. 1, p. 57–66, 2012.
- DORNBUSCH, R. Exchange rate expectations and monetary policy. *Journal of International Economics*, v. 6, n. 3, p. 231–244, 1976.
- DRIESSEN, J.; MELENBERG, B.; NIJMAN, T. Common factors in international bond returns. *Journal of International Money and Finance*, v. 22, n. 5, p. 629–656, 2003.

- EDWARDS, S. Monetary policy independence under flexible exchange rates: an illusion? *The World Economy*, v. 38, n. 5, p. 773–787, 2015.
- ENGSTED, T.; TANGGAARD, C. The comovement of us and german bond markets. *International Review of Financial Analysis*, v. 16, n. 2, p. 172–182, 2007.
- FLEMING, J. M. Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. *Staff Papers*, v. 9, n. 3, p. 369–380, 1962.
- KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of econometrics*, v. 74, n. 1, p. 119–147, 1996.
- LITTERMAN, R.; SCHEINKMAN, J. Common factors affecting bond returns. *Journal of fixed income*, v. 1, n. 1, p. 54–61, 1991.
- MAĆKOWIAK, B. External shocks, us monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets. *Journal of monetary economics*, v. 54, n. 8, p. 2512–2520, 2007.
- MUNDELL, R. A. Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science/Revue canadienne de economiques et science politique*, v. 29, n. 4, p. 475–485, 1963.
- NELSON, C. R.; SIEGEL, A. F. Parsimonious modeling of yield curves. *Journal of Business*, p. 473–489, 1987.
- PESARAN, H. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics letters*, v. 58, n. 1, p. 17–29, 1998.
- REY, H. Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence. *National Bureau of Economic Research*, 2015.
- ROLEY, V. V.; SELTON, G. Monetary policy actions and long-term interest rates. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Quarterly*, v. 80, n. 4, p. 77–89, 1995.
- SOWMYA, S.; PRASANNA, K.; BHADURI, S. Linkages in the term structure of interest rates across sovereign bond markets. *Emerging Markets Review*, v. 27, p. 118–139, 2016.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Forecasting output and inflation: The role of asset prices. *Journal of Economic Literature*, v. 41, n. 3, p. 788–829, 2003.
- SUTTON, G. D. Is there excess comovement of bond yields between countries? *Journal of International Money and Finance*, v. 19, n. 3, p. 363–376, 2000.
- TAYLOR, J. B. Globalization and monetary policy: Missions impossible. In: *International Dimensions of Monetary Policy*. [S.l.]: University of Chicago Press, 2007. p. 609–624.
- TAYLOR, J. B. International monetary coordination and the great deviation. *Journal of Policy Modeling*, v. 35, n. 3, p. 463–472, 2013.