



UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CAMPUS FLORIANÓPOLIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Igor Bastos Cavaca

Dois Ensaios sobre Política Monetária Internacional: *Spillovers* de Política
Monetária na América Latina

Florianópolis - SC
2020

Igor Bastos Cavaca

Dois Ensaios sobre Política Monetária Internacional: *Spillovers* de Política Monetária na América Latina

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Roberto Meurer, Dr.

Florianópolis - SC
2020

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor,
através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Universitária da UFSC.

Cavaca, Igor Bastos

Dois Ensaios sobre Política Monetária Internacional :
Spillovers de Política Monetária na América Latina / Igor
Bastos Cavaca ; orientador, Roberto Meurer, 2020.

108 p.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa
Catarina, Centro Sócio-Econômico, Programa de Pós-Graduação em
Economia, Florianópolis, 2020.

Inclui referências.

1. Economia. 2. Política Monetária. 3. Spillover
Financeiro. 4. Taxa de Juros. I. Meurer, Roberto . II.
Universidade Federal de Santa Catarina. Programa de Pós
Graduação em Economia. III. Título.

Igor Bastos Cavaca

Dois Ensaios sobre Política Monetária Internacional: *Spillovers* de Política Monetária na América Latina

O presente trabalho em nível de mestrado foi avaliado e aprovado por banca examinadora composta pelos seguintes membros:

Prof.(a) Fernando Seabra, Dr.
Universidade Federal de Santa Catarina

Prof.(a) João Frois Caldeira, Dr.
Universidade Federal de Santa Catarina

Prof.(a) Márcio Poletti Laurini, Dr.
Universidade de São Paulo

Certificamos que esta é a **versão original e final** do trabalho de conclusão que foi julgado adequado para obtenção do título de Mestre em Economia.

Prof. Marcelo Arend, Dr.
Coordenador do Programa

Prof. Roberto Meurer, Dr.
Orientador

Florianópolis - SC, 19 de fevereiro de 2020.

RESUMO

Nos últimos anos, têm se observado que a política monetária conduzida pelos mais influentes bancos centrais pode ter efeitos colaterais em outros países e que a integração financeira global pode tornar a política monetária interna menos independente, mais suscetível a choques externos. A política monetária dos Estados Unidos desempenha um grande papel na determinação das condições financeiras mundiais. Este trabalho se propõe a avaliar a inter-relação entre a política monetária dos Estados Unidos e de alguns países da América Latina. Como primeiro objetivo, busca avaliar a ocorrência de *spillover* financeiro entre os Estados Unidos e os países da América Latina, avaliando as taxa de juros de curtíssimo prazo das economias. Como segundo objetivo, são avaliadas a ocorrência de *spillover* considerando a inter-relação entre as estruturas a termo da taxa de juros dos EUA e de alguns países da América do Sul. Os resultados da análise empírica sugerem que os choques da política monetária realizada pelo FED são uma fonte importante de flutuações da política monetária interna dos países latino-americanos. No entanto, expõe também a existência de uma inter-relação regional mais forte.

Palavras-chave: Política Monetária. *Spillover* Financeiro. Taxas de Juros.

ABSTRACT

In recent years, it has been observed that the monetary policy conducted by the most influential central banks can have side effects in other countries and that global financial integration can make domestic monetary policy less independent, more susceptible to external shocks. The monetary policy of the United States plays a large role in determining global financial conditions. This work aims to evaluate the interrelationship between the monetary policy of the United States and some countries in Latin America. As a first objective, it seeks to assess the occurrence of financial spillover between the United States and the countries of Latin America, evaluating the short-term interest rates of economies. As a second objective, the occurrence of spillover is evaluated considering the interrelationship between the term structures of interest rates in the USA and some South American countries. The results of empirical analysis suggest that the monetary policy shocks carried out by the FED are an important source of fluctuations in the domestic monetary policy of Latin American countries. However, it also exposes the existence of a stronger regional interrelationship.

Keywords: Monetary Policy. Financial Spillover. Interest Rates.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Taxa de Juros em Nível	41
Figura 2 – Índice de <i>Spillover</i> Total	44
Figura 3 – <i>Spillover</i> Enviado	46
Figura 4 – <i>Spillover</i> Recebido	48
Figura 5 – <i>Spillover</i> Líquido	49
Figura 6 – <i>Spillover</i> Líquido em Pares	50
Figura 7 – Estrutura a Termo da Taxa de Juros ao Longo do Tempo	72
Figura 8 – <i>Spillover</i> Total sobre o Fator de Nível	75
Figura 9 – <i>Spillover</i> Líquido no Fator de Nível	76
Figura 10 – <i>Spillover</i> Total sobre o Fator de Inclinação	79
Figura 11 – <i>Spillover</i> Líquido no Fator de Inclinação	81
Figura 12 – <i>Spillover</i> Total sobre o Fator de Curvatura	83
Figura 13 – <i>Spillover</i> Líquido no Fator de Curvatura	84

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas das Taxas de Juros	42
Tabela 2 – Índice de <i>Spillover</i> Estático	43
Tabela 3 – Índice de <i>Spillover</i> Dinâmico	45
Tabela 4 – Variáveis Utilizadas e Fonte de Dados	68
Tabela 5 – Estatísticas Descritivas de Taxas de Juros Seleccionadas	69
Tabela 6 – Fator de Decaimento e Maturidade de Máximo	71
Tabela 7 – Estatísticas Descritivas dos Fatores Latentes	73
Tabela 8 – Índice de <i>Spillover</i> para o fator de Nível	74
Tabela 9 – Índice de <i>Spillover</i> para o fator de Inclinação	78
Tabela 10 – Índice de <i>Spillover</i> para o fator de Curvatura	82
Tabela 11 – Estatísticas Descritivas dos Fatores Latentes	86
Tabela 12 – Índice de <i>Spillover</i> para o Nível Empírico	87
Tabela 13 – Índice de <i>Spillover</i> para a Inclinação Empírica	87
Tabela 14 – Índice de <i>Spillover</i> para a Curvatura Empírica	88
Tabela 15 – Teste de Johansen para a Política Monetária	101
Tabela 16 – Coeficientes do VEC para a Política Monetária	101
Tabela 17 – Coeficientes do VAR para a Política Monetária	102
Tabela 18 – Teste de Johansen para o Fator de Nível	103
Tabela 19 – Coeficientes do VEC para o fator de Nível	104
Tabela 20 – Coeficientes do VEC na estrutura VAR de Nível	104
Tabela 21 – Teste de Johansen para o fator de Inclinação	105
Tabela 22 – Coeficientes do VEC para o fator de Inclinação	105
Tabela 23 – Coeficientes do VEC na estrutura VAR de Inclinação	106
Tabela 24 – Teste de Johansen para o Fator de Curvatura	106
Tabela 25 – Coeficientes do VEC para o fator de Curvatura	107
Tabela 26 – Coeficientes do VEC na estrutura VAR para a Curvatura	107

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	SPILLOVER DE POLÍTICA MONETÁRIA: IMPACTOS DAS DECISÕES DO FED SOBRE AS ECONOMIAS LATINO-AMERICANAS	13
2.1	INTRODUÇÃO	13
2.2	O MODELO MUNDELL-FLEMING E EXTENSÕES	15
2.2.1	Mundell-Fleming	16
2.2.2	Mundell-Fleming-Dornbusch	17
2.2.3	Nova Macroeconomia Aberta	19
2.2.4	Trilema Econômico	20
2.3	DECISÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA	22
2.4	COMUNICADO DE POLÍTICA MONETÁRIA	25
2.5	TRANSBORDAMENTO DE POLÍTICA MONETÁRIA	30
2.6	CANAIS DE TRANSMISSÃO INTERNACIONAL	35
2.7	METODOLOGIA	37
2.7.1	Medindo Efeitos dos <i>Spillovers</i>	37
2.7.1.1	Modelo VEC	40
2.8	RESULTADOS EMPÍRICOS	40
2.8.1	Base de Dados	40
2.8.2	Índices de <i>Spillover</i>	42
2.9	CONSIDERAÇÕES FINAIS	51
3	SPILLOVER ENTRE AS ESTRUTURAS A TERMO: O CASO DA AMÉRICA DO SUL E OS ESTADOS UNIDOS	53
3.1	INTRODUÇÃO	53
3.2	A ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS	55
3.2.1	Taxas à Vista, Taxas a Termo e Taxas Futuras	56
3.2.2	Modelos da Estrutura a Termo da Taxa de Juros	58
3.3	<i>SPILLOVER</i> EM ECONOMIAS EMERGENTES	60
3.4	METODOLOGIA	62
3.4.1	Modelo Nelson Siegel	62
3.4.2	Nelson Siegel Dinâmico	63
3.4.3	Medindo Efeitos dos <i>Spillovers</i>	65
3.4.3.1	Modelo VEC	67
3.5	RESULTADOS EMPÍRICOS	68
3.5.1	Base de Dados	68
3.5.2	Nelson Siegel Dinâmico e os Fatores da Estrutura a Termo	69
3.5.3	Índices de <i>Spillover</i>	73
3.5.3.1	<i>Spillover no Fator de Nível</i>	74

3.5.3.2	<i>Spillover no Fator de Inclinação</i>	78
3.5.3.3	<i>Spillover no Fator de Curvatura</i>	82
3.5.3.4	Robustez	85
3.6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	88
4	CONCLUSÃO	90
	REFERÊNCIAS	92
	APÊNDICE A – APÊNDICE	101
A.1	MODELO VEC - IMPACTOS DAS DECISÕES DO FED SOBRE AS ECONOMIAS LATINO-AMERICANAS	101
A.2	MODELO VEC - SPILLOVER ENTRE AS ESTRUTURAS A TERMO: O CASO DA AMÉRICA DO SUL E OS ESTADOS UNIDOS	103
A.2.1	Modelo VEC para o Fator de Nível	103
A.2.2	Modelo VEC para o Fator de Inclinação	103
A.2.3	Modelo VEC para o Fator de Curvatura	105

1 INTRODUÇÃO

Uma das questões mais pertinentes da economia monetária internacional tem sido a ideia da “trindade impossível”. Essa hipótese propõe a impossibilidade de um banco central atingir três políticas ótimas: política monetária soberana, taxa de câmbio fixa e livre fluxo de capital. Uma política monetária soberana pode ser entendida como a independência possuída por uma autoridade monetária em conduzir sua própria política monetária, sem estar sujeito a fatores externos. As taxas de câmbio fixas podem ser caracterizadas como um valor fixo para a taxa de câmbio em suas transações com os mercados externos, eliminando a volatilidade. O livre fluxo de capital é um mercado financeiro sem controle de capital, livre entrada e saída. Embora um banco central decida otimizar as três políticas ao mesmo tempo, na teoria e prática, isso é impossível. Na realidade, um banco central deve escolher duas das três políticas possíveis e renunciar à terceira (OBSTFELD *et al.*, 2015; REY, 2015).

No entanto, a partir de meados do século XX ocorreu uma maior integração financeira, econômica e comercial entre os países. Nos últimos anos, têm se observado que a política monetária conduzida pelos mais influentes bancos centrais pode ter efeitos colaterais em outros países e que a integração financeira global pode tornar a política monetária interna menos independente, mais suscetível a choques externos. Esses fatores fundamentam a busca por um entendimento do problema de *spillovers* financeiros entre os países participantes da economia global, e suas consequências (DIEBOLD; YILMAZ, 2009, 2012).

Desde o fim do padrão dólar-ouro nos Estados Unidos, na década de 1970, os bancos centrais ao redor do mundo passaram a implementar, em sua maioria, a seguinte escolha de regime: taxa de câmbio flutuante, mobilidade de capital e autonomia de política monetária. Além disso, na década de 1990, o regime de meta de inflação se tornou a principal política monetária da maioria dos bancos centrais, especialmente no países desenvolvidos (AMATO; MORRIS; SHIN, 2002). No entanto, é importante observar que essa experiência só ocorreu nos bancos centrais de economias emergentes (EM), no início do século XXI. Essas autoridades monetárias saíram do regime de câmbio fixo e começaram a adotar o modelo que vinha sendo adotado pelos bancos centrais dos países desenvolvidos.

Embora essas autoridades tenham conseguido, em geral, ter períodos de inflação e produto estáveis, sua vulnerabilidade às condições externas foi questionada, principalmente após a recente crise financeira de 2008. A literatura empírica aponta para o fato de que os bancos centrais das EM são suscetíveis a choques externos (CANOVA, 2005; MAĆKOWIAK, 2007; CHEN; MANCINI GRIFFOLI; SAHAY, 2014), mesmo com a manutenção de taxas de câmbio flutuantes. Pesquisas recentes (TAYLOR, 2013; EDWARDS, 2015; REY, 2016) começaram a explorar o papel da política

monetária do *Federal Reserve* (FED) nos demais bancos centrais do mundo. O veredicto parece ser que o FED têm, de fato, um nível significativo de influência sobre as condições financeiras globais.

A extensão dessa influência é ainda mais pertinente no contexto de EM, uma vez que muitos desses mercados podem ser considerados como pequenas economias abertas, fortemente dependentes de parceiros comerciais externos, como os Estados Unidos (EUA). Para esses países, uma forte reação à política do *Federal Reserve* seria um indicador da falta de independência da política monetária interna. Se a política do banco central dos EUA de fato exerce uma quantidade substancial de influência sobre as autoridades monetárias do EM, é essencial analisar a magnitude e a dinâmica de tal efeito para melhor entender o funcionamento do atual sistema monetário internacional. O objetivo deste trabalho é avaliar até que ponto as autoridades monetárias de EM respondem por essas condições externas, avaliando um dos canais de transmissão, as taxas de juros. A pergunta que se coloca é: ao controlar outras condições macroeconômicas, os bancos centrais parecem levar em consideração e possivelmente seguir a postura política do *Federal Reserve* (FED) ao decidir sobre sua própria política monetária?

Este trabalho está dividido em dois capítulos que buscam avaliar a inter-relação entre a política monetária dos Estados Unidos e de alguns países da América Latina. No primeiro capítulo busca-se avaliar a ocorrência de *spillover* financeiro entre os Estados Unidos e os países da América Latina, avaliando diretamente o instrumento que mais se aproxima da variável utilizada para realização de política monetária, as taxas básicas de juros das economias. No segundo capítulo busca-se avaliar a ocorrência de *spillover* não só considerando as taxas de juros de curtíssimo prazo, mas também todo o espectro de maturidades, isto é, será avaliada a inter-relação, e *spillover*, entre as estruturas a termo da taxa de juros dos EUA e de alguns países da América do Sul. Os países analisados serão o Brasil, Chile, Colômbia, Estados Unidos, México e Peru, com o período de análise ocorrendo entre 2000 e 2019.

Para avaliação dessas inter-relações, será utilizada a metodologia proposta por Diebold e Yilmaz (2012). Essa abordagem é uma extensão do método proposto por Diebold e Yilmaz (2009), utilizado amplamente para analisar *spillovers* entre variáveis e países ao longo do tempo. Parte-se de uma estrutura auto-regressiva vetorial (VAR) generalizada, para fazer a decomposição da variância, de modo que seja invariante à ordenação das variáveis. Essa incorporação permite a ocorrência de choques correlacionados, considerados mediante a distribuição dos erros observada historicamente. Além disso, são avaliadas também, a evolução da dinâmica temporal dos índices de *spillover*.

Com relação ao segundo capítulo, são avaliadas as inter-relações entre as estruturas a termo da taxa de juros, necessitando uma etapa adicional, a estimação

das curvas de juros. Para isso, inicialmente, serão estimados os fatores da estrutura a termo da taxa de juros por meio do Modelo Nelson Siegel Dinâmico (DNS), encontrado em Diebold e Li (2006). Só assim, posteriormente, serão avaliados a co-variação desses fatores entre os países, capturados pela metodologia de Diebold e Yilmaz (2012).

Os resultados da análise empírica de ambos os capítulos sugerem que os choques da política monetária realizada pelo FED são uma fonte importante de flutuações da política monetária interna dos países latino-americanos. No entanto, expõe também a existência de uma inter-relação regional mais forte. Isto é, existe um maior *spillover* de política monetária entre os países latino-americanos, do que decorrentes de choque dos EUA. Além disso, foi encontrado que a magnitude das repercussões da política monetária internacional se comportam de maneira heterogênea ao longo do tempo, com picos alcançados durante os momentos de instabilidade política e econômicas dos países latino-americanos, e durante a “Grande Recessão” de 2008.

Assim, podemos dizer que resultados corroboram e expandem os resultados obtidos por Canova (2005), Maćkowiak (2007) e Taylor (2013), por meio de uma metodologia diferente, não observada na literatura com relação a avaliação de *spillovers* de política monetária nos países latino-americanos. O estudo serve ainda como arcabouço para entender o modo como as políticas monetárias de outros países podem afetar as variáveis econômicas internas. O entendimento desses co-movimentos são cruciais para as autoridades monetárias avaliar os impactos das mudanças nas taxas de curto, médio e 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.

Além dessa introdução, esse trabalho está dividido em mais três capítulos. No segundo serão avaliadas as inter-relações entre as taxas de juros de curtíssimo prazo dos países. No terceiro capítulo serão avaliadas as inter-relações entre as estruturas a termo da taxas de juros. Por fim, o último capítulo apresentará as conclusões.

2 SPILLOVER DE POLÍTICA MONETÁRIA: IMPACTOS DAS DECISÕES DO FED SOBRE AS ECONOMIAS LATINO-AMERICANAS

2.1 INTRODUÇÃO

A literatura empírica nas últimas duas décadas aponta para o fato de que os bancos centrais de Economias Emergentes (EM) são suscetíveis a choques externos (CANOVA, 2005; MAĆKOWIAK, 2007; CHEN; MANCINI GRIFFOLI; SAHAY, 2014). É preciso indagar em que medida as autoridades monetárias das EM respondem por essas condições externas e por quais canais de transmissão elas afetam a política do banco central. Além disso, é importante verificar, se os bancos de EM respondem, consistentemente, às condições externas quando tomam decisões de política monetária. Nesse caso, a suposta autonomia da política monetária desses países poderia de fato não existir.

Na realização de estudos e pesquisas na área de *spillover* financeiro, normalmente parte-se de um modelo teórico de economias abertas, tais como o modelo de Mundell-Fleming e os avanços posteriores ocorridos com a instituição na Nova Macroeconomia Aberta (REY, 2016). Estes modelos possuem em comum uma consequência teórica conhecida como “trilema econômico” ou “trindade impossível”. Obstfeld e Taylor (2004) afirmam que a hipótese do trilema pode ser entendida como uma impossibilidade de haver, ao mesmo tempo, uma taxa de câmbio fixa, total mobilidade de capital e independência da política monetária. Consequentemente, em um mundo financeiramente integrado, as taxas de câmbio fixas exportam a política monetária do país central para o emergente. No caso inverso, sob taxas de câmbio flutuantes, é possível a independência da política monetária interna, mesmo sob a livre entrada e saída do fluxo de capitais.

No entanto, Taylor (2013) observa que taxas de câmbio flutuantes não oferecem um amortecedor completo contra a transmissão de choques financeiros e monetários internacionais, de modo que as políticas monetárias realizadas por países estrangeiros, impactam tanto a realização da política monetária interna quanto as variáveis macroeconômicas de um país. Tal argumentação é reafirmada pelos resultados encontrados nos trabalhos de Miranda-Agrippino e Rey (2015), Passari e Rey (2015) e Rey (2016). Esses explicitam que, sob taxa de câmbio flutuante, parece haver transbordamento significativo das taxas de juros determinadas por economias influentes no sistema financeiro internacional, em sua decisão pela política monetária interna, impactando tanto o ciclo financeiro global, quanto as condições macroeconômicas e financeiras de um outro país inserido na integração financeira mundial.

Um fator estrangeiro que poderia desempenhar um papel importante na determinação da política do banco central de uma EM é a política do Federal Reserve (FED). Pesquisas recentes (TAYLOR, 2013; EDWARDS, 2012; REY, 2016) começaram a ex-

plorar o papel da política monetária do Federal Reserve como um fator importante na análise de *spillovers* financeiros. Em essência, o que tais artigos buscam responder é se, quando controlada para outras condições macroeconômicas, os bancos centrais de outros países levam em conta, e seguem, a política monetária realizada pelo FED, ou se adotam uma estratégia diferente por estarem em outro momento do ciclo da política monetária. Este trabalho tem como objetivo avaliar o efeito da execução de políticas monetárias pelo *Federal Reserve* sobre a política monetária realizada por cinco países da América Latina: Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru.

Para avaliação do *spillover* da política monetária americana, sobre os países latino-americanos, será usada a metodologia proposta em Diebold e Yilmaz (2012). Essa abordagem é uma extensão do método de janela móvel encontrado em Diebold e Yilmaz (2009), utilizado amplamente para analisar *spillovers* entre variáveis e países ao longo do tempo. Dessa forma, a estrutura auto-regressiva vetorial (VAR) utilizada por Diebold e Yilmaz (2009) para fazer a decomposição da variância, é substituída por uma estrutura auto-regressiva vetorial generalizada, invariante à ordenação das variáveis. Essa incorporação permite a ocorrência de choques correlacionados, os considerando apropriadamente usando a distribuição dos erros, observada historicamente. Como os choques para cada variável não são ortogonalizados, a soma das contribuições para a variância do erro de previsão podem ser diferentes da unidade.

Os resultados da análise empírica sugerem que os choques da política monetária realizada pelo Federal Reserve são uma fonte importante de flutuações da política monetária interna dos países latino-americanos, porém a inter-relação regional é mais forte. Isto é, existe um maior *spillover* de política monetária entre os países latino-americanos. Além disso, foi encontrado que a magnitude das repercussões da política monetária internacional se comporta de maneira heterogênea ao longo do tempo, com picos alcançados durante os momentos de instabilidade política e econômicas dos países latino-americanos, e durante a “Grande Recessão” de 2008. O que se observa é que, na avaliação estática, há uma transmissão de choques de política monetária internacional entre todos os países avaliados, com pequenas diferenças entre as influências enviadas e recebidas. No entanto, quando avaliados os coeficientes de forma dinâmica, isto é, considerando a temporalidade na amostra, o Chile e os EUA se mostram transmissores dominante.

Além desta introdução, esse capítulo é dividido em mais oito seções. Na segunda seção são discutidos os modelos teóricos de macroeconomia aberta e a caracterização dos *spillovers* financeiros. Na terceira seção, é descrita a forma de realização de política monetária pelos bancos centrais. Na quarta seção é discutida a importância dos comunicados nos transbordamentos de política monetária. Na quinta seção é discutida a literatura sobre *spillover* financeiro. Na sexta seção são discutidos os canais de transmissão de política monetária externa. Na sétima seção são discutidos os

aspectos metodológicos. Na oitava seção são discutidos os resultados empíricos. Por fim, na nona seção são apresentadas as considerações finais.

2.2 O MODELO MUNDELL-FLEMING E EXTENSÕES

Nos últimos anos, os modelos da Nova Macroeconomia Aberta (NMA) dominaram a tendência da pesquisa na área de macroeconomia aberta e finanças internacionais. No entanto, do ponto de vista prático, o modelo Mundell-Fleming ainda exerce uma grande influência na literatura, decorrente da sua formalidade e da manutenção de fatos estilizados presentes em modelos mais complexos, como os modelos da NMA.

A ideia inicial para uma análise do problema de *spillovers* de política monetária nos leva a pensar em uma estrutura teórica explicitada pelos modelos da NMA. No entanto, esses modelos permitem apenas soluções aproximadas por meio da log-linearização das condições de equilíbrio em torno do estado estacionário. Ainda que sejam mais desenvolvidos, sua complexidade funcional é uma desvantagem quando comparada ao modelo Mundell-Fleming. As principais conclusões obtidas pelos modelos da NMA não mostram diferenças radicais em relação ao modelo Mundell-Fleming. A estrutura concisa do modelo Mundell-Fleming permite o tratamento do problema proposto sem uma complexidade excessiva.

O modelo Mundell-Fleming, criado no início da década de 1960, é uma extensão para economia aberta do modelo clássico IS-LM. Por sua vez, a incorporação de expectativas racionais feita por Dornbusch (1976) resultou no modelo de *overshooting*, também chamado de Mundell-Fleming-Dornbusch (MFD). Em uma abordagem mais recente, os modelos da NMA, desenvolvidos a partir da modelagem “Redux” de Obstfeld e Rogoff (1995), são modelos dinâmicos de equilíbrio geral que incluem elementos como rigidez nominal e concorrência monopolística, presentes na abordagem macroeconômica moderna.

Ao longo deste trabalho, o *spillover* de política monetária entre os países será analisado baseado em uma abordagem teórica especificada pelo modelo MFD. Isto é justificável pois, apesar de existirem modelos mais complexos, como os modelos da Nova Macroeconomia Aberta, o modelo MFD possibilita a análise de forma simplificada, sem perda de poder explicativo do problema a ser avaliado, isto é, o problema de *spillover* internacional entre os mercados financeiros mundiais. Esta seção buscará apresentar, de forma sucinta, os três modelos teóricos de economia aberta que caracterizam a ocorrência de transbordamentos no cenário financeiro internacional: Mundell-Fleming, MFD e NMA. Ao final desta seção, será discutida a implicação presente em todos esses modelos: o problema da trindade impossível e como isso determina os efeitos de *spillover* financeiro.

2.2.1 Mundell-Fleming

O Modelo Mundell-Fleming é uma extensão de um modelo keynesiano para uma economia aberta (IS-LM) que inclui uma relação entre os fluxos de capitais e a taxa de juros interna. O modelo foi construído a partir das premissas de que o nível de preços nominal é fixo no curto prazo, de que o produto pode não estar em seu nível potencial de pleno emprego, de que existe perfeita mobilidade de capitais e de que o câmbio é flutuante. É composto por uma curva IS, que define o equilíbrio do mercado de bens e serviços, uma curva LM, que define o equilíbrio no mercado monetário e introduz uma curva BP, que determina o equilíbrio da balança de pagamentos.

O modelo Mundel-Fleming assume a estrutura de uma pequena economia aberta, cuja produção doméstica é perfeitamente elástica a um determinado nível de preço. Parte dessa produção é consumida pelos residentes da economia, enquanto o resto é exportado, com elasticidade infinita em relação ao câmbio nominal. O consumo agregado dos residentes, C , depende da renda e da taxa de juros interna. A composição do consumo, dividida entre bens produzidos internamente e importados, depende do preço relativo dos bens, determinado pela taxa de câmbio. A partir disso podem ser derivadas as curvas IS, LM e BP cuja interação permite encontrar o estado de equilíbrio.

A demanda externa por bens domésticos é uma função dos termos de troca ou da taxa de câmbio. Com essas premissas, podemos escrever a condição de equilíbrio do mercado de bens no país de origem, curva IS, como na equação (1):

$$y = C(i, y) + T(e, y), \quad C_i < 0, \quad C_y = 1 - s > 0 \\ T_e > 0, \quad T_y = -m < 0 \quad (1)$$

no qual y , representa o produto interno, C , o consumo agregado dos residentes, i , a taxa de juros interna, T , as transações correntes, e , a taxa de câmbio, e s , a poupança.

O equilíbrio do mercado de ativos no país de origem será discutido em termos do mercado monetário. A demanda por moeda é definida em função da renda e da taxa de juros, com o equilíbrio monetário determinado pela igualdade entre demanda e oferta de moeda, L , formulado pela equação (2):

$$L = L(i, y), \quad L_i < 0, \quad L_y > 0 \quad (2)$$

O modelo especifica, ainda, que os títulos domésticos e estrangeiros são substitutos perfeitos. Portanto, sob a ausência de arbitragem nos mercados de valores mobiliários, tem-se que a taxa de juros doméstica será igual à taxa de juros externa exógena, isto é descrito pela equação 3:

$$i = i^* \quad (3)$$

Substituindo a equação (3) em (1) e (2), tem-se o equilíbrio entre o mercado de bens e serviços e o mercado monetário, na economia interna.

Com base na estrutura do modelo Mundell-Flemming, são identificados os efeitos de um choque de política monetária externa, isto é, os efeitos de uma alteração na taxa de juros i^* . Se a política exógena for de aumento da taxa de juros, ocorrem dois efeitos: i) expansão do produto decorrente da movimentação da curva LM; e ii) expansão do produto devido à movimentação da curva IS. Logo após a contração na taxa de juros externa, existe um diferencial negativo entre as taxas de juros interna e do mercado mundial. Ocorre, então, saída de capitais, que conseqüentemente leva a uma depreciação cambial. O segundo efeito, por sua vez, ocorre no mercado de bens. Influenciado pela depreciação cambial, este reage aumentando suas exportações líquidas e deslocando a curva IS para a direita. No fim, o equilíbrio interno e externo é restaurado, com a taxa de juros interna igual à internacional, um maior nível de renda e a taxa de câmbio maior em relação à situação inicial.

Portanto, sob uma situação de câmbio flutuante e perfeita mobilidade de capitais, um choque, seja interno ou externo, que altere o mercado de bens e serviços ou o mercado monetário de um país terá influência sobre a taxa de câmbio, já que a taxa de juros interna se iguala à taxa de juros mundial após o processo de ajustamento.

2.2.2 Mundell-Fleming-Dornbusch

O modelo Mundell-Fleming partiu de premissas inconsistentes com a evidência empírica, como a equalização das taxas de juros mundiais. Essa premissa implicava que o processo de transmissão de choques externos ocorresse apenas por meio de alterações na taxa de câmbio. Com o objetivo de compatibilizar a evidência empírica com a modelagem de economia internacional, Dornbusch (1976) propõe uma extensão, conhecida como *overshooting*, que incorpora os problemas da rigidez de preços e das expectativas dos agentes participantes.

Esse novo modelo, conhecido como MFD adota a estrutura e premissas básicas do modelo de Mundell-Fleming, com duas alterações principais: a primeira, sobre a curva LM; e a segunda, sobre a curva BP. A nova curva LM log-linearizada é descrita pela equação (4):

$$m_t - p_t = -\eta \dot{t}_{t+1} + \phi y_t, \quad (4)$$

no qual, m , é a oferta monetária, p , é o nível de preço interno, y , é a produção interna, e η e ϕ são parâmetros positivos. Essa equação possui três implicações: (i) taxas de juros mais altas aumentam o custo de oportunidade de manutenção de moeda, diminuindo sua demanda; (ii) um aumento na produção aumenta a demanda de transações por moeda; e (iii) a demanda por moeda é determinada por fatores reais.

A extensão da curva BP incorpora a possibilidade de divergência entre as taxas de juros da economia interna em relação à economia externa, por meio da condição de paridade de juros descoberta (UIP). A nova curva BP é descrita pela equação (5):

$$i_{t+1} = i^* + E_t(e_{t+1} - e_t), \quad (5)$$

na qual a taxa de juros interna, i , se iguala a taxa de juros externa, i^* , adicionada da expectativa de apreciação/depreciação da taxa de câmbio, $E_t(e_{t+1} - e_t)$. A expectativa da taxa de câmbio permite que a taxa de juros doméstica possa diferir da taxa de juros mundial. A justificativa é que o que interessa aos investidores é o retorno líquido esperado dos ativos alternativos, portanto, irão computar as taxas de juros descontada de uma possível alteração da taxa de câmbio.

Das equações (4) e (5), temos que, na ocorrência de uma redução da taxa de juros na economia, a oferta monetária nominal deve aumentar, mas como o nível de preços é temporariamente fixo, a oferta de saldos reais, $m_t - p_t$ também deve aumentar. Como o produto, y , é fixo no curto prazo, a única maneira pela qual a demanda por saldos reais pode aumentar, é se a taxa de juros, i , sobre títulos em moeda nacional cair. A queda da taxa de juros interna só pode ocorrer se, e somente se, durante o tempo de vigência do contrato, a moeda local se apreciar. Isso é possível, neste modelo, pois a extensão proposta por Dornbusch implica que a depreciação inicial da taxa de câmbio deve, no momento do impacto, ser maior do que a depreciação ocorrida no longo prazo. Essa depreciação inicial excessiva permite a apreciação necessária para equilibrar simultaneamente os mercados de títulos e moeda.

Note que todo esse resultado é impulsionado pela rigidez assumida dos preços internos p . Caso contrário, e , p e m se moveriam proporcionalmente no momento do choque, e não haveria *overshooting* (ROGOFF, 2002). Nesse sentido, o resultado encontrado pelo modelo é que a defasagem de ajuste em algumas variáveis da economia podem induzir a volatilidade em outros mercados. Especificamente, quando uma variável exógena muda, o efeito de curto prazo na taxa de câmbio pode ser maior do que o efeito de longo prazo, de modo que, no curto prazo, a taxa de câmbio supera seu valor de equilíbrio no longo prazo. Isto é, existe a possibilidade de *spillover* entre as economias interna e externa.

Esta extensão tem duas importantes implicações teóricas. Primeiro, mudanças na política monetária podem criar grandes flutuações nos preços dos ativos, particularmente nas taxas de câmbio. A segunda implicação é que a expectativa futura de uma alteração da política monetária pode induzir mudanças nos preços corrente dos ativos, antes da alteração. Uma vez que a extensão possibilita que os agentes possuam expectativas *forward-looking*, permitem então, a ocorrência de *spillovers* financeiros dentro do modelo. Porém, como colocam Devereux e Engel (2002), a condição de paridade a descoberto da taxa de juros não se sustenta empiricamente. Esse fato foi

um dos motivos que levaram ao desenvolvimento da Nova Macroeconomia Aberta.

Como o objetivo deste trabalho não é explicitar os meios pelos quais ocorrem transbordamentos de choques entre a economia de um país e sua relação com o cenário global, será utilizada a estrutura teórica especificada pelo modelo MFD. No entanto, cabe ressaltar que alguns fatores que não se mostraram válidos na avaliação empírica deste modelo, já foram sanadas pela introdução dos modelos da Nova Macroeconomia Aberta. Assim iremos explicitar a estrutura teórica dos modelos da NMA, mas não iremos trabalhar com base nesta estrutura.

2.2.3 Nova Macroeconomia Aberta

O modelo de economia aberta de Mundell, Fleming e Dornbusch teve grande influência na literatura até meados dos anos de 1990. No entanto, algumas questões começaram a surgir com relação à especificação dos modelos. Ocorreu uma inclinação pela incorporação das preferências dos agentes, à tecnologia e às restrições orçamentárias de longo prazo nos modelos macroeconômicos. É com o trabalho de Obstfeld e Rogoff (1995), que são incorporados os aspectos microeconômicos e a concorrência monopolística dentro da estrutura de modelo proposta por Mundell e Fleming. Isto permitiu uma integração da maximização intertemporal na análise de choques monetários e um avanço na modelagem anterior, buscando uma abordagem dinâmica.

A incorporação de aspectos microeconômicos esclarece, em especial, a transmissão internacional de choques monetários. Da mesma forma, a adoção do princípio da competição imperfeita permite que a Nova Macroeconomia Aberta se oponha ao papel desempenhado pela concorrência perfeita na transmissão (onde os agentes são tomadores de preços) e dá, ao poder monopolista das empresas, a possibilidade de afetar as decisões de preço. De acordo com a abordagem intertemporal, a conta corrente de uma pequena economia aberta não é influenciada por choques internacionais e sua reação a choques internos depende da persistência desses choques. Obstfeld e Rogoff (1995) assumem que a paridade do poder de compra (PPP) sempre se mantém, como resultado a paridade da taxa de juros real se mantém nos dois países (ROGOFF, 2002).

Ao integrar aspectos microeconômicos e maximização da utilidade intertemporal no estudo da transmissão internacional de choques monetários, o papel da taxa de juros é estabelecido. Após um choque monetário expansionista interno no país, as taxas de juros reais internas diminuem. A taxa de câmbio do país se deprecia e sua balança comercial melhora devido ao efeito de mudança na despesa. Um país com uma moeda que tende a se depreciar experimentará uma queda no preço relativo de suas exportações e um redirecionamento resultante dos gastos mundiais em favor de seus produtos. Consequentemente, a produção interna aumenta e a produção externa diminui. Quando a taxa de câmbio variar, os preços fixados pelo país produtor,

expressos em moeda estrangeira, também variaram. A conta corrente do país pode registrar superávits que aumentam continuamente o estoque de ativos domésticos em comparação com o estoque de ativos estrangeiros. Os efeitos dos choques monetários podem, portanto, durar além do tempo necessário para o ajuste da rigidez nominal. Isso implica que os choques monetários têm efeitos no longo prazo.

Uma característica importante no modelo de Obstfeld e Rogoff (1995) é a interpretação dada à rigidez nominal do preço. Essa rigidez é uma característica exógena decorrente da concorrência imperfeita. Devido a rigidez nominal ser um problema enfrentado pelas empresas, essas, simultaneamente antecipam a definição dos seus preços. Portanto, ao mudar do modelo MFD para o modelo de Obstfeld e Rogoff (1995), o *overshooting* da taxa de câmbio nominal desaparece, deixando de ser o indutor dos *spillover* econômicos, que passa então, a ser caracterizados pela inserção da rigidez de preços nos modelos da NMA.

2.2.4 Trilema Econômico

Ao longo das três décadas entre o estabelecimento do modelo Mundell-Fleming e a instituição da Nova Macroeconomia Aberta, uma das questões que foi apontada desde o princípio, é a ideia da “trindade impossível” ou “trilema”. A hipótese do trilema incorrido pelas autoridades monetárias, expõe a possibilidade de um país pode usufruir simultaneamente de duas das três características seguintes, mas não todas as três: (i) estabilidade da taxa de câmbio; (ii) liberdade no fluxo de capitais; e (iii) orientação primária da política monetária para objetivos de políticas econômicas internas (OBSTFELD; TAYLOR, 2017). Embora um banco central almeje utilizar as três políticas econômicas conjuntamente, o que se observa na teoria e na prática, é que isso é impossível. Na realidade, um banco central deve escolher duas das três políticas possíveis e abandonar a terceira.

O argumento do trilema baseia-se na condição de ausência de arbitragem nos mercados de juros internacionais preconizado pelo modelo Mundell-Fleming-Dornbusch, com a condição de paridade de juros descoberta. Como Cumby e Obstfeld (1982) colocam, a paridade de juros descoberta implica que as flutuações esperadas na taxa de câmbio devem compensar os diferenciais de juros nominais entre os países em um mundo com perfeita mobilidade de capitais, de modo que seja possível igualar os rendimentos nominais esperados internacionalmente. Assim, sob um regime de taxa de câmbio fixa e total mobilidade de capital, os formuladores de políticas não podem estabelecer a taxa de juros no nível que acreditam ser apropriado para as condições monetárias em sua economia.

Se o valor do câmbio se mantiver constante, uma política monetária expansionista causa um efeito líquido – uma queda na taxa de juros nominal de equilíbrio induzida por um aumento no estoque de moeda nominal, que estimula o investimento

(a taxa de juros cai) e expande a renda real de equilíbrio. No entanto, quando existe perfeita mobilidade de capital, a queda nos juros leva a uma massiva saída de capital que contribui para o déficit na BP. Os movimentos massivos na conta de capital tornam praticamente impossível ao Banco Central manter os desequilíbrios por longos períodos, tanto porque não possui reservas suficientes quanto pelos custos de esterilização. Dessa forma, a economia retorna a situação inicial (REY, 2015).

No entanto, a literatura recente, (REY, 2015; MIRANDA-AGRIPPINO; REY, 2015; BRUNO; SHIN, 2015; GEORGIADIS; MEHL, 2015) discute que a hipótese do trilema, com o aumento da integração financeira, pode ser inválida. Segundo essa abordagem, o trilema deve ser entendido como um dilema, com a decisão por parte da autoridade monetária se dividindo apenas entre optar pela perfeita mobilidade de capitais, ou pela independência de política monetária. Rey (2015) aponta que a hipótese do trilema pode ser enganosa, por assumir que as condições monetárias e financeiras internas que moldam a situação macroeconômica de um país podem ser resumidas por uma única variável, a taxa de juros de curto prazo. Se fosse esse o caso, o grau extra de liberdade obtido por meio da flexibilidade da taxa de câmbio seria de fato suficiente para neutralizar quaisquer efeitos das condições financeiras externas sobre as variáveis macroeconômicas internas.

Obstfeld e Taylor (2017) argumentam que a hipótese do dilema implica que a decisão pela flutuação, ou não, da taxa de câmbio, possui um papel secundário na definição das variáveis macroeconômicas. Cabendo aos outros instrumentos, a realização de política monetária por parte dos bancos centrais. Em um mundo de finanças globalizadas com diferentes tipos de fluxos de capital e imperfeições do mercado financeiro, as políticas monetárias dos países centrais podem afetar as condições monetárias de outros países e a estabilidade financeira mundial. Por exemplo, desequilíbrios financeiros podem surgir e afetar a produção interna. A presença de dívida externa pode levar a efeitos disruptivos na balança de pagamentos, e o efeito de uma política monetária interna pode se alterar. Em tal mundo, deixar a taxa de câmbio flutuar pode não ser suficiente para isolar a economia interna dos fatores globais e permitir a independência da política monetária.

Assim, ao longo deste trabalho, será buscado avaliar se, mesmo no tempo atual, com grande redução das barreiras aos fluxos de capital, um rápido processo de transmissão de informação, e uma grande inter-relação entre as economias mundiais, se ainda de fato um país, mesmo sob regime de câmbio flutuante, é impactado pelos choques e ações das autoridades monetárias estrangeiras, isto é, avaliar se existe ou não *spillover* de políticas monetárias entre as economias.

2.3 DECISÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA

A partir da institucionalização do regime de metas de inflação como política a ser perseguida pelas autoridades monetárias ao redor do mundo, as economias mundiais, e os seus respectivos bancos centrais, passaram a inferir que as políticas monetárias deveriam visar a estabilidade de preços (AMATO; MORRIS; SHIN, 2002). Coube aos bancos centrais e economistas, entender o meio pelo qual deveria ocorrer a busca por tal objetivo, e ainda mais, o modo de implementação. Como o objetivo deste trabalho é avaliar se existe relação entre as decisões e realizações de políticas monetárias americanas sobre às decisões e realizações de políticas monetárias latino-americanas, faz-se imprescindível o conhecimento do processo de decisão da política monetária, dos mecanismos de transmissão, e como se dão os diversos efeitos produzidos pela política monetária na economia.

Como coloca Walsh (2017), a decisão da política monetária é complexa e envolve muitas regras, tradições e práticas, referidas como procedimentos operacionais. O que se busca na investigação desses procedimentos é definir como é realizado o processo decisório e sua implementação. Como coloca Mishkin (2007), a tomada de decisão por uma política monetária pode ser delineada em quatro passos: inicialmente, (i) é tomada a decisão sobre os objetivos finais da autoridade de política monetária; em seguida (ii) são definidos os valores dos alvos intermediários necessários para atingir as metas estabelecidas; posteriormente (iii) os valores das metas operacionais consistentes para atingir os alvos intermediários são decididos; e por fim, (iv) a escolha das configurações dos instrumentos que produzem os valores desejados dos alvos operacionais.

O processo em que incorrem as autoridades monetárias, por determinar um objetivo final, não é uma tarefa fácil. Os bancos centrais atuais necessitam decidir pelo *trade-off* entre quais objetivos perseguir, objetivos estes, que podem ser conflitantes entre si. Na maior parte dos países economicamente relevantes, a principal função da autoridade monetária é garantir a estabilidade de preços, evitando a perda de poder de compra da moeda. Porém, como coloca Mishkin (2007), além de possuírem desse objetivo, os bancos centrais possuem mais cinco objetivos básicos pelos quais podem optar, tais como: (i) alto níveis de emprego; (ii) o crescimento econômico; (iii) a estabilidade da taxa de juros; (iv) a estabilidade dos mercados financeiros; e (v) a estabilidade dos mercados cambiais.

A atuação da política monetária sobre a economia leva tempo para se completar. Entre o momento da decisão política e a consecução dos seus objetivos decorre um período de tempo em que a autoridade monetária não sabe o impacto efetivo de suas ações. Como as autoridades monetárias não podem afetar as metas finais diretamente pela decisão de política monetária estabelecem metas intermediárias de modo a permitir acompanhar se a política utilizada está a caminho de alcançar o

resultado desejado. A ideia central por trás do uso dessas metas é que elas permitem avaliar, por meio de impactos sobre o custo e disponibilidade de crédito, o custo de oportunidade do dinheiro, e o nível de gastos dos agentes, se estão em curso de atingir o objetivo final (WOODFORD, 2011). Para essa avaliação, as autoridades monetárias podem optar entre duas variáveis: (i) taxa de juros de longo prazo; ou (ii) agregados monetários. A primeira tem o potencial de afetar o processo decisório das famílias e das empresas, com relação ao consumo e o investimento. O segundo, tem o potencial de afetar o montante de capital disponível aos bancos comerciais emprestarem, alterando a oferta monetária e o volume de crédito na economia.

Como coloca Mishkin (2007), a decisão por qual variável intermediária se utilizar deve satisfazer alguns critérios, tais como: facilidade de mensurar, possibilidade de controlar e previsibilidade de seu impacto sobre a meta final. Atualmente, existe clara preferência pela seleção da taxa de juros de longo prazo, sobre os agregados monetários, como variável intermediária. Isso ocorre, primeiramente, pelo fato de que as taxas de juros são medidas com maior precisão e estão disponíveis mais rapidamente do que os agregados monetários. Além disso, as taxas de juros permitem que os bancos centrais, por meio de operações no mercado aberto, afetem diretamente o preço dos títulos. Finalmente, quanto ao critério de previsibilidade, a autoridade monetária deseja selecionar a meta intermediária com melhor previsibilidade dados os efeitos decorrentes das variáveis operacionais.

Determinadas as metas intermediárias, cabe à autoridade monetária determinar o modo como atingirá tais objetivos, ocorrendo por meio da definição das metas operacionais. Estas são uma medida de reservas bancárias ou uma taxa de juros de curto prazo, impactadas diretamente por meio da operacionalização de um instrumento de política monetária. É por meio de mudanças nas variáveis operacionais, impactadas por alterações nos instrumentos de política monetária, que as variáveis intermediárias são afetadas. Como normalmente a meta intermediária desejada é uma taxa de juros, a meta operacional preferencial também será uma taxa de juros. Nesse sentido, o banco central, por meio da mesa de operações de mercado aberto, atua fixando os preços dos títulos, ou seja, a taxa de juros, e cabe ao mercado determinar a quantidade de reservas (MISHKIN, 2007; WOODFORD, 2011).

É importante ressaltar que o banco central não pode controlar simultaneamente a taxa de juros básica e o nível de reservas bancárias. Isto porque se o banco central pretende alcançar uma determinada meta de taxa de juros, ele deve abrir mão do controle sobre o nível de reservas, que neste caso funciona como a variável de ajuste; por outro lado, se o Banco Central tenta alcançar uma determinada meta monetária agregada, ele perde o controle sobre a taxa de juros, pois esta deve ser permitida variar de modo a alcançar o nível consistente com a meta monetária.

Por fim, a última etapa a qual a autoridade monetária precisa decidir é quanto

aos instrumentos a se utilizar. Os instrumentos são as variáveis diretamente controladas pela autoridade monetária, tais como: (i) a taxa de redesconto, taxas de juros cobrado pelo banco central sobre o capital emprestado aos bancos comerciais; (ii) as reservas compulsórias, depósitos sob a forma de reservas bancárias, o qual cada banco é obrigado a manter junto ao banco central; (iii) e as operações de mercado aberto, realizadas por meio da compra e venda de títulos públicos pelo banco central (WALSH, 2017).

As operações de mercado aberto são realizadas junto ao mercado por meio de leilões de títulos públicos ou privados, de baixo risco e elevada liquidez. Os títulos utilizados são prefixados, de modo que o comprador sabe a taxa de referência no momento da operação. Este instrumento é utilizado tanto para a realização da gerência de liquidez, como para a sinalização da taxa de juros básica. Nesse tipo de operação o banco central pode sinalizar o rumo da política monetária por meio da divulgação da taxa de juros pela qual foram negociados os títulos junto ao mercado. Além disso, este instrumento é utilizado para reduzir a volatilidade da taxa de juros, pois permite gerenciar a liquidez da economia, atuando diretamente sobre as reservas bancárias. Assim, o esforço dos bancos centrais em reduzir a volatilidade no mercado de reservas com impactos sobre a taxa de juros tem levado a intervenções frequentes.

A decisão por qual instrumento utilizar já foi discutida por Poole (1970). A partir de um modelo IS-LM com uma estrutura estocástica e distúrbios com diferentes tipos de natureza e importância relativa, no qual a autoridade monetária pode controlar a taxa de juros (r) ou a oferta monetária (M), Poole mostra que a escolha do instrumento ótimo depende da variância do termo de erro na função IS, a variância do termo de erro na função LM, a covariância dos dois termos de erro e a magnitude dos parâmetros. Assim, adotar a taxa de juros como instrumento é preferido quando a variância da demanda por moeda é maior, isto é, a curva LM é mais íngreme e a curva IS mais plana. A utilização de agregados monetários será preferido se a variação dos choques de demanda agregada for grande, isto é, uma curva LM plana ou a curva IS íngreme (WALSH, 2017).

Por fim, discute-se o processo de implementação das políticas monetárias pelo banco central, em fluxo inverso ao processo decisório. Dadas as metas definidas pela autoridade monetária, a implementação ocorrerá da seguinte forma: (i) atuação no mercado por meio dos instrumentos; (ii) impacto sobre as variáveis operacionais; (iii) transmissão para as variáveis intermediárias; para só assim, atingir os objetivos finais (WALSH, 2017). No processo de implementação o objetivo final da política monetária será atingido por meio da influência sob os canais de transmissão da política monetária.

As decisões de política monetária são transmitidas à economia por meio de seus efeitos sobre as variáveis macroeconômicas. Como coloca Roley e Sellon (1995) um destes canais de transmissão é a taxa de juros de longo prazo. A sua influência

ocorre em setores da economia sensíveis a juros, como habitação, bens duráveis de consumo e investimento fixo. A partir do impacto sobre estes setores os efeitos são transmitidos para outros setores, afetando a demanda agregada total da economia. No entanto, a capacidade da autoridade monetária de afetar a economia depende de sua capacidade de influenciar as expectativas do mercado, principalmente em relação à trajetória futura das taxas de juros e das perspectivas econômicas, já que a maioria das decisões estruturais está voltada para o médio e o longo prazo.

2.4 COMUNICADO DE POLÍTICA MONETÁRIA

Uma decisão de política monetária é muito mais do que apenas mudar uma taxa de juros. Além deste processo, a gestão da política monetária pelos bancos centrais tornou-se, também, uma arte de moldar as expectativas do mercado. São as expectativas que possuem o potencial de impactar a estrutura a termo das taxas de juros de forma eficiente (WOODFORD, 2001; LEÓN; SEBESTYÉN, 2012). É a partir desse impacto inicial que as decisões das famílias e de negócios, com relação à determinação do consumo e do investimento, são realizadas. O processo decisório para uma determinada política monetária agrega, também, o meio como o mercado recebe uma decisão e execução de política monetária. Ao longo desta seção, serão analisados a forma como ocorre a comunicação das decisões tomadas, e o meio pelo qual são executadas as estratégias determinadas pela autoridade monetária. Assim, será discutida a literatura precedente a respeito do processo de comunicação dos bancos centrais e o processo evolutivo que a abordagem adotada atualmente enfrentou. Além disso, serão discutidos o impacto dos comunicados sobre os mercados financeiros.

Atualmente, os bancos centrais ao redor do mundo se tornaram consideravelmente mais transparentes. Esse aumento da transparência decorre das autoridades monetárias buscarem comunicar seus pontos de vista sobre as perspectivas econômicas futuras, os elementos importantes que moldam esta perspectiva e as possíveis consequências da realização de uma política monetária (KOHN; SACK *et al.*, 2003). No período anterior à década de 1990, os bancos centrais adotavam uma postura misteriosa em seu processo comunicativo, tornando mais custoso a sua interpretação pelos agentes econômicos. Isto ocorria pois, como coloca Blinder (1999) e Blinder *et al.* (2008), as autoridades monetárias acreditavam que a surpresa dos agentes permitiria às políticas monetárias a se tornarem mais efetivas. O pensamento estabelecido era de que os formuladores de políticas monetárias deveriam dizer pouco, sem grandes explicações.

No entanto, no final desta mesma década, uma nova visão de como as comunicações do banco central deveriam ser realizadas começou a ser discutida (BRUNNER, 1981; BLINDER, 1999; BERNANKE, 2005). O novo pensamento postulava que os

formuladores de políticas monetárias deveriam buscar uma maior abertura sobre suas decisões. Esse novo método de comunicação postulava que as autoridades monetárias deveriam não só expor qual era a meta final, mas também, todo o processo para seu alcance: (i) desde a definição dos objetivos pelos bancos centrais; (ii) dos instrumentos a se utilizar; (iii) até os procedimentos de tomada de decisão. Nesse sentido, o desenvolvimento da estrutura de metas de inflação, e sua institucionalização ao redor do mundo, foi um fator que reforçou a adoção desta forma de comunicação. Isso ocorreu dado que uma das características essenciais do regime de metas é a importância dada ao processo de comunicação.

O regime de metas de inflação é uma política econômica que tem por objetivo principal, manter a inflação em níveis baixos. Isso é realizado buscando atuar sobre as variáveis reais, e conseqüentemente, os objetivos finais de uma política monetária. Para isto, é realizado um anúncio prévio de uma meta numérica para a inflação em prazo predeterminado, de modo que a autoridade monetária se comprometa, explicitamente, a buscar o cumprimento desta meta fixada. Porém, esta estrutura envolve mais do que apenas o anúncio de um objetivo numérico, mas também busca interagir com os outros agentes do mercado atuando sobre as expectativas, dado que estas são primordiais na manutenção da taxa inflacionária na meta estabelecida (MISHKIN, 2007).

A adoção deste regime a partir de 1990 pela Nova Zelândia abriu uma série de questões para as quais os formuladores de políticas monetárias passaram a se preocupar, incluindo às estratégias gerais de comunicação. O resultado foi que os bancos centrais passaram a anunciar os objetivos e alvos dos instrumentos, tal como, explicar o porquê de cada decisão tomada com relação taxa de juros básica. Ocorreu, então, um maior reconhecimento da interação entre as táticas da política monetária e as políticas de comunicação (AMATO; MORRIS; SHIN, 2002). Essa nova era de transparência foi reforçada, principalmente a partir de 1994, quando o banco central americano (FED) passou a comunicar suas decisões claramente. Desde sua criação em 1998, o Banco Central Europeu (BCE) prezou pela transparência das decisões de política monetária. Anúncios públicos sobre decisões de taxas de juros oficiais passaram a ser divulgados com declarações que incluíam o viés do banco central com relação a futuras mudanças na política monetária, as expectativas do banco central para o futuro da economia, entre outras informações, de forma inteligível a todos os agentes.

Segundo Amato, Morris e Shin (2002), esta nova estratégia de comunicação é baseada na ideia de que as ligações entre a execução da política monetária (taxa de juros *overnight*) e os preços dependem quase inteiramente das expectativas do mercado. Isso ocorre pois os bancos centrais geralmente controlam apenas a taxa de juros *overnight*, uma taxa de juros que não é determinante para praticamente nenhuma

transação econômica com possibilidade de afetar o produto real (BLINDER, 1999). A política monetária gera importantes efeitos macroeconômicos na medida em que move os preços do mercado financeiro. Estes têm o potencial de impactar tais variáveis, isto é, as taxas de juros de longo prazo, os preços de ações e taxas de câmbio. Nesta medida, as expectativas de mercado com relação às ações do banco central, são fundamentais na determinação de preços, e a comunicação entre o banco central e o mercado é crítica.

Blinder *et al.* (2008) coloca que esta interpretação do comunicado de política monetária, implica que o banco central deve fornecer ao mercado mais informações sobre sua própria compreensão dos fatores fundamentais que norteiam a execução da política monetária. A intenção deve ser criar um círculo virtuoso que permita aos mercados seguir as expectativas do banco central. Essa relação possibilita tanto reduzir a dificuldade de realização de previsões pelo banco central, quanto de atingir os objetivos definidos, tornando-se um fator crucial no processo de moldar as expectativas do mercado. O autor propõe, que esse mecanismo de expectativa funciona melhor em um ambiente de transparência do banco central. Como as expectativas do mercado são moldadas em parte pelo curso futuro de ação do banco central, a política monetária é mais eficaz se for mais eficaz na coordenação das expectativas do mercado, como pode ser entendida pela teoria padrão da estrutura a termo da taxa de juros.

De acordo com a teoria padrão da estrutura a termo, as taxas de juros dos instrumentos de longo prazo devem refletir o somatório das taxas futuras de *overnight* esperadas. Por exemplo, a taxa de n dias deve ser, aproximadamente:

$$R_t = \alpha_n + (1/n) (r_t + r_{t+1}^e + r_{t+2}^e + r_{t+n-1}^e) + \varepsilon_{lt} \quad (6)$$

tal que r_t é a taxa *overnight* atual, r_{t+i}^e é a expectativa atual da taxa *overnight* para i períodos a frente, α_n é um prêmio de risco, e o termo de erro, ε_{lt} , indica que o prêmio de risco pode ser estocástico. A equação 6 deixa claro que as taxas intermediárias e de longo prazo são influenciadas, principalmente, pelas expectativas do público com relação a futura política do banco central. Um caso particularmente extremo surge quando as taxas de juros se aproximam do seu limite inferior zero, situação experimentada pelos Estados Unidos no período de 2008 a 2014. Enquanto a taxa meta estiver bem próxima a zero, a comunicação do banco central sobre as taxas futuras passa a ser a variável com maior potencial de impactar as taxas de médio e longo prazo (BERNANKE; REINHART; SACK, 2004; BLINDER *et al.*, 2008).

Um outro ponto de análise é com relação ao dilema enfrentado pelos bancos centrais no processo de comunicação. O dilema refere-se a como deve ocorrer a dispersão de informação ao mercado, isto é, ao formular suas políticas de divulgação, os bancos centrais e agências governamentais enfrentam as questões sobre quanto devem divulgar, de que forma e com que frequência. Como expõe Amato, Morris

e Shin (2002), a disseminação frequente e oportuna deveria ajudar o processo de tomada de decisões, aumentando o conjunto informacional atual à disposição dos agentes econômicos. Porém uma frequência muito alta de comunicação pode ter um revés. Isso ocorre, pois, uma maior frequência de informação implica em informações mais imprecisas, o que pode levar a autoridade monetária a comunicar informações divergentes em pequenos espaços de tempo.

As mesmas questões se aplicam à divulgação de estatísticas econômicas, que na maioria dos casos são medições imperfeitas de conceitos por vezes imprecisos. Isso levanta preocupações legítimas sobre a publicação de dados preliminares ou incompletos, uma vez que o benefício da liberação antecipada pode ser mais do que compensado pelo impacto desproporcional de qualquer erro. Esse *trade-off* entre informações frequentes, porém incertas, e informações lentas, porém mais precisas, é uma contínua discussão. O desafio para os bancos centrais e outras organizações públicas é encontrar o equilíbrio certo entre fornecer informações oportunas e frequentes ao setor privado, de modo a permitir que ele busque seus objetivos, mas reconhecer as limitações inerentes a qualquer divulgação e seu potencial de causar algum dano (AMATO; MORRIS; SHIN, 2002).

À medida que se tornou cada vez mais claro que a gestão de expectativas é uma parte útil da política monetária, a política de comunicação passou de um incômodo para um instrumento-chave na execução de uma determinada política monetária pelo banco central. Nesse sentido, foram realizados diversos estudos buscando entender como a comunicação do banco central pode ser usada para gerenciar as expectativas (PEREZ-QUIROS; SICILIA, 2002; BERNOTH; HAGEN, 2004; EHRMANN; FRATZSCHER, 2005; BLINDER *et al.*, 2008; BRAND; BUNCIC; TURUNEN, 2010). Blinder *et al.* (2008) definem duas abordagens conhecida nesse tipo de estudo. A abordagem do comunicado como um fator com carácter de *creating news*, ou um comunicado com carácter de *reducing noise*. Estudos que investigam como a comunicação do banco central “cria notícias” analisam como os anúncios influenciam os movimentos dos preços dos ativos. Por outro lado, a pesquisa de “redução do ruído” concentra-se em como os anúncios de autoridade monetária, aumentam a previsibilidade das ações do banco central e reduzem a volatilidade dos mercados financeiros.

Diversos estudos seguiram a abordagem de “criar notícias”, entre eles podemos citar Perez-Quiros e Sicilia (2002) e Brand, Buncic e Turunen (2010), que investigam o impacto da comunicação do banco central nos movimentos dos preços dos ativos. No primeiro trabalho, os autores investigam como as decisões de política monetária do Banco Central Europeu (BCE) afetaram a estrutura a termo da taxa de juros na área do euro, avaliando os dias em que o BCE divulgou o comunicado de decisão de política monetária. Eles seguiram a metodologia de estudo de eventos e descobriram que, em dias de reunião do comitê do BCE, a curva de juros apresenta um impacto menor do

que em dias de outros choques de política monetária. Já Brand, Buncic e Turunen (2010) encontram que, durante a conferência de imprensa do BCE, as expectativas do mercado sobre o caminho da política monetária podem mudar consideravelmente. Esse resultado é reforçado por um outro *insight* encontrado pelos autores, que é que as notícias provenientes da comunicação do BCE impactam mais as taxas de juros de longo prazo do que as notícias sobre decisões de política monetária. O trabalho foi realizado a partir da construção de indicadores de notícias sobre a política monetária do BCE, de modo a permitir computar o seu impacto na estrutura a termo da taxa de juros na zona do euro.

Com relação a trabalhos que adotam a abordagem de *reducing noise*, temos os trabalhos de Bernoth e Hagen (2004) e Ehrmann e Fratzscher (2005). No primeiro trabalho, os autores determinam três objetivos: (i) avaliar a eficiência do mercado futuro de taxa de juros da zona do euro; (ii) estimar o efeito dos anúncios de política do BCE sobre a volatilidade das taxas de juros futuras; e (iii) determinar o efeito dos anúncios de política do BCE sobre o erro de previsão nas taxas de juros futuras. Os resultados encontrados foram de que as taxas de juros futuras, com um horizonte de previsão de até quatro meses, podem ser preditores eficientes das taxas à vista. As variações das taxas de juros futuras nos dias de reunião do BCE mostram que a maioria das decisões de política do BCE foram antecipadas corretamente pelos mercados, permanecendo apenas algumas surpresas com baixa volatilidade. Além de uma melhora na previsibilidade das taxas de juros futuras após a instituição da União Europeia.

O trabalho de Ehrmann e Fratzscher (2005) teve por objetivo avaliar qual abordagem de comunicação é mais eficaz quando considerado a previsibilidade dos mercados em relação a política monetária futura e as perspectivas econômicas. Foram encontrados três resultados principais: (i) uma comunicação dispersa com variabilidade de pontos de vista a respeito das decisões de política monetária, reduz a previsibilidade das decisões futuras da política monetária; (ii) a dispersão da comunicação sobre as perspectivas econômicas melhora a capacidade do mercado de antecipar a trajetória futura das taxas de juros e da política monetária; e (iii) uma maior frequência de comunicação em um período entre reuniões ajudou os mercados a anteciparem melhor as decisões de política monetária. Esses resultados sugerem que a autoridade monetária deve distinguir entre esses dois tipos de comunicação para alcançar maior efetividade na política monetária e que devem ser realizadas uma maior frequência de anúncios nos períodos próximos as reuniões. Concluíram ainda que, dentre as instituições avaliadas, o comitê responsável pela decisão de política monetária adotou uma estratégia de comunicação mais individualista do que colegiada. A abordagem individualista ocorre quando os membros expressam uma diversidade de visões sobre a política monetária e perspectivas econômicas. Já a estratégia de comunicação colegiada é quando um

consenso de transmissão dos membros é transmitido.

Atualmente, o processo de comunicação da decisão de política monetária norte-americana e dos países latino-americanos são realizadas por comitês responsáveis por decidir o futuro da política monetária. A decisão é realizada a partir de uma análise das condições econômicas e monetárias do país e do exterior, o que permite a indicação de qual política de juros básicos é mais adequada aos objetivos de política econômica. Posteriormente a esta decisão, cabe a este mesmo comitê, realizar o comunicado de política monetária. Especificamente, no caso dos Estados Unidos, a decisão de política monetária, e conseqüentemente, a determinação das metas para as taxas de juros dos fundos federais é feita pelo Comitê de Mercado Aberto – FOMC (*Federal Open Market Committee*). O comitê é formado pelos sete governadores do Conselho dos Governadores do Federal Reserve e por cinco dos presidentes dos bancos regionais, que revezam entre si. O FOMC se reúne oito vezes por ano e, nestas ocasiões, fundamentam a tomada de decisão sobre a taxa de juros básica. Cabe ressaltar, que podem ocorrer reuniões extraordinárias quando necessário. Além disso, o FED emite atas e estudos em relação as outras variáveis do mercado.

Já no caso brasileiro, o comitê que define a decisão pela política monetária é o Comitê de Política Monetária (COPOM). Este é um órgão do Banco Central do Brasil, formado por seu Presidente e mais oito diretores, que definem, a cada 45 dias aproximadamente, a taxa básica de juros da economia – a Selic. Logo após a deliberação do Comitê de Política Monetária, é divulgada uma nota caracterizada por resumir em poucos parágrafos a decisão do Banco Central. A nota se constitui em um primeiro indicativo do que se esperar para o próximo passo do ciclo de juros. Esta permite ao mercado determinar as expectativas e realizar inferências sobre o futuro da economia. Além disso, são emitidas atas apresentando a análise da evolução recente e as perspectivas para a economia brasileira e para a economia internacional. No documento, o COPOM contextualiza a decisão tomada sobre a taxa Selic com o objetivo de alcançar a meta para a inflação definida pelo Conselho Monetário Nacional.

2.5 TRANSBORDAMENTO DE POLÍTICA MONETÁRIA

A ideia geral de transmissão de política monetária internacional existe há algum tempo, pelo menos desde os trabalhos pioneiros de Mundell (1963) e Fleming (1962). Sua análise, posteriormente ampliada por Dornbusch (1976), mostrou alguns canais por meio dos 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. Ainda que já venha sendo discutida desde o início do século XXI, foi a partir deste evento que ficou claro que políticas e choques externos podem ter efeitos, cada vez mais pertinentes e generalizados em um mundo altamente globalizado, mesmo

sob a adoção por parte de muitos bancos centrais de um regime de metas de inflação e taxa de câmbio flutuante (DIEBOLD; YILMAZ, 2012).

Partindo do modelo Mundell-Fleming-Dornbusch, temos duas previsões básicas dado um choque externo: (i) efeitos de uma mudança nos consumo interno; e (ii) efeito da demanda externa como canais de repercussão da política monetária internacional. É essencial observar aqui que, embora a análise desse tipo de transbordamento seja usada para motivar alguns resultados posteriores, o uso do “*spillover* de política monetária internacional” nesta análise, designará a transmissão direta da política monetária do banco central americano, o Federal Reserve (FED), para as taxas de juros dos países da América Latina. Isso quer dizer que a hipótese é de que a taxa de juros dos países latino-americanos reagem, sistematicamente, às mudanças na taxa dos *Federal Funds* americanos, *Ceteris Paribus* em relação as outras variáveis macroeconômicas.

Um bom ponto de partida na literatura difere do tratamento direto dos efeitos da política monetária internacional, mas iniciou-se a partir de uma contribuição realizada por Calvo e Reinhart (2002). Partindo do modelo proposto por Mundell-Fleming-Dornbusch, na qual é evidenciada a hipótese da trindade impossível, em seu artigo *Fear of Floating*, os autores apresentam a ideia e a evidência de que muitos bancos centrais em economias emergentes, em regimes de taxa de câmbio flutuante, não permitem que suas taxas de câmbio apreciem e depreciem como os mercados ditariam naturalmente. Em teoria, os regimes flutuantes devem permitir que as moedas sirvam de amortecedores nos mercados internos em sua relação com os mercados internacionais, nivelando, principalmente, os diferenciais das taxas de juros. Assim, os choques externos, deveriam impactar majoritariamente na taxa de câmbio.

No entanto, Calvo e Reinhart (2002) mostram que tais países, mesmo sob a premissa de câmbio flutuante, atuam no mercado de modo a controlar esta variável. Assim, a taxa de câmbio que era considerada 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 exportadores de *commodities*. 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 do banco central dos países emergentes.

Posteriormente, aparecem na literatura 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 Canova (2005). Canova propõe 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 efeito do choque de política monetária americana sendo maior sobre os níveis de preços e a produção real de um mercado emergente do que sobre os níveis de preços e a produção real dos EUA. 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 (DEDOLA; RIVOLTA; STRACCA, 2017).

Dentre os 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, poderiam representar uma grande parte do impacto dos choques como um todo. Esse entendimento começou a ganhar atenção, a partir da análise realizada por Galí e Gertler (2010), na qual é explorada a possibilidade de que os bancos centrais ao redor do 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 a ocorrência dos *spillovers* de política monetária ocorriam particularmente devido a bruscas alterações de política monetária realizadas pelos países industrializados na primeira metade dos anos 2000. Ele argumenta que esses desvios causaram desequilíbrios monetários internacionais que resultaram em vários transbordamentos entre os países.

Edwards (2015) segue a metodologia proposta por Taylor e fornece 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. A partir da estimação das regras de Taylor para o Chile, a Colômbia e o México, para o período entre 2000 e 2008, ele descobre 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 pelos FED. O autor pontua ainda, que o grau de independência da política monetária é menor decorrente do *Fear of Floating* enfrentados pelos bancos centrais desses países.

Uma outra justificativa para a ocorrência de *spillovers* nas economias emergentes, é desenvolvida em Rey (2015), e posteriormente, aprofundadas por Miranda-Agrippino e Rey (2015), Passari e Rey (2015) e Rey (2016). Estes estudos, apontam que a ocorrência de *spillovers* entre choques e decisões de políticas monetárias 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. Esses estudos descobriram que, mesmo em economias avançadas, uma política monetária do FED levou a um grande impacto sobre as políticas monetárias internacionais.

Dentro da análise do *spillovers*, existe na literatura uma busca também pelo entendimento da relação entre as políticas monetárias externas e os transbordamentos de volatilidade ocorridos sobre a estrutura a termo da taxa de juros de outros países. Busca-se avaliar como determinada ação de política monetária, pode impactar outros países. Nesse contexto, autores como Ehrmann e Fratzscher (2003), Sack e Rigobon (2003) e Ehrmann e Fratzscher (2005) e Diebold, Yilmaz *et al.* (2011) passaram a estudar o problema do *spillovers* sobre as médias das taxas, como também, sobre a volatilidade.

Uma extensão a este tipo de análise, refere-se a avaliar as reações do mercado de juros às notícias monetárias internas e às decisões de política monetária externa é apresentada por Ehrmann e Fratzscher (2003). Os autores investigaram como os mercados de juros dos EUA, da Alemanha e da zona do euro reagem aos anúncios de política monetária realizadas pelo FED, pelo Banco Central Alemão (Bundesbank) e pelo Banco Central Europeu (BCE). Eles usaram uma modelagem de heterocedasticidade condicional exponencial bivariada (E-GARCH) para analisar o nível de interdependência entre os mercados de taxa de juros, com relação às decisões de política monetária interna e externa e seus respectivos comunicados. Essa metodologia permitiu aos autores medir os efeitos de notícias e *spillover* para as médias condicionais e as variâncias condicionais. O período de reuniões programadas e não programadas abrangidas foi de janeiro de 1993 a fevereiro de 2002.

Os resultados apresentados por Ehrmann e Fratzscher (2003) sugerem que as taxas de juros respondem consistentemente à política monetária interna. No entanto, o impacto das notícias, em relação às decisões de política monetária externa, também existe, mas varia de acordo com os mercados analisados pelos autores. Os anúncios do FED afetam as curvas de rendimento da Alemanha e da área do Euro, enquanto o mercado das taxas de juros dos EUA raramente responde às decisões realizadas pelo BCE e Bundesbank. Outro resultado importante é que apenas o mercado de juros alemão apresentou um aumento de volatilidade quando o banco central nacional divulgou o comunicado. Esse fato pode existir porque as estratégias e decisões de política monetária do FED e do BCE tornaram-se mais claras para os participantes do mercado ao longo do tempo, gerando menor volatilidade e menos incerteza nos dias em torno das decisões políticas.

Já no trabalho de Rigobon e Sack (2004), os autores estimaram a resposta dos preços de ativos financeiros às mudanças na política monetária. O estudo é realizado a partir do desenvolvimento de um novo estimador baseado na heteroscedasticidade

existente nos dados de alta frequência, e implementado por meio de duas abordagens alternativas: (i) regressão de variáveis instrumentais simples; e (ii) método de momentos generalizado. A pesquisa constatou que a resposta das taxas de juros do mercado e dos preços das ações às mudanças na política monetária pode ser identificada com base no aumento da frequência de choques que ocorre nos dias das reuniões do *Federal Open Market Committee* (FOMC) e de seu comunicado ao público. Os resultados encontrados indicam que um aumento nas taxas de juros de curto prazo nos EUA resulta em uma queda nos preços das ações e em deslocamento ascendente na estrutura a termo da taxa de juros dos EUA e da zona do euro, com os vencimentos de longo prazo sendo impactados de forma mais amena.

O trabalho de Ehrmann e Fratzscher (2005) pode ser considerado um outro exemplo de pesquisa que analisa a interdependência entre sobre as taxas de juros diárias nas economias dos EUA e da zona do euro, quando ocorrem decisões de política monetária e respectivos comunicados. No entanto, os autores também analisaram os impactos da ocorrência de notícias envolvendo variáveis macroeconômicas, tais como taxa de desemprego e o crescimento do produto. Os autores encontraram que, dentro do período de análise, 1993 a 2003, a implementação da União Monetária Europeia (UME), aumentou a interdependência entre as taxas de juros diárias da área dos EUA e da zona do euro. Além disso, os autores observam que os efeitos de transbordamento dos EUA para a UME são mais fortes do que na direção oposta. A justificativa desse fato é que devido a alguns anúncios da economia americana serem divulgados após o fechamento do mercado europeu, no momento da abertura de mercado ocorrem alterações abruptas nos preços praticados. Isso indica que as notícias dos EUA se tornaram um indicador importante para os participantes da área do euro na formação de suas expectativas. Essa hipótese pode ser, em parte, explicada pelo aumento da integração real das duas economias.

Um trabalho recente na avaliação de *spillovers* financeiros que adota uma abordagem diferente, é Diebold, Yilmaz *et al.* (2011). Os autores propõem um índice para medir os *spillovers* de volatilidade total e direcional entre cinco mercados de ativos nas Américas: EUA, Argentina, Brasil, Chile e México. Os resultados encontrados indicam que tanto o retorno quanto os efeitos de volatilidade variam amplamente. Os *spillovers* de retorno, no entanto, tendem a evoluir gradualmente, enquanto os *spillovers* de volatilidade exibem rajadas nítidas que frequentemente correspondem a choques decorrentes de eventos econômicos internacionais. O presente trabalho visa estimar a ocorrência de *spillovers* sobre as taxas de política monetária latino-americanas em sua relação com a taxa de política monetária dos Estados Unidos. Isso ocorrerá avaliando o comportamento das taxas de juros ao longo do tempo.

2.6 CANAIS DE TRANSMISSÃO INTERNACIONAL

No processo de análise da relação entre as curvas de juros dos Estados Unidos e das economias da América Latina, faz-se necessário identificar o modo como ocorre o processo de transmissão entre a política monetária americana, e seu transbordamento para as outras economias. A partir do entendimento de como esse processo ocorre, é possível que a autoridade monetária, tenha maior controle sob sua economia interna, mesmo quando afetada por variáveis externas.

O propósito desta seção é fornecer uma visão geral dos seis canais de transmissão, por meio dos quais a política monetária de um país pode ter efeitos internacionais, como apresentado em Gopinath, Helpman e Rogoff (2014), Takáts, Vela *et al.* (2014), Bruno e Shin (2015) e Rey (2016). A abordagem adotada será em avaliar os canais de transmissão exemplificada por meio da política monetária americana, e seus respectivos impactos sobre uma economia emergente. Enfatiza-se que existem vários canais de transmissão que serão discutidos ao longo dessa seção, mas que estes não devem ser vistos isoladamente. Pelo contrário, as repercussões internacionais devido à política monetária de um outro são uma combinação de todos os canais relevantes.

O primeiro canal por meio do qual podemos observar uma transmissão da política monetária americana para um país emergente é o da taxa de câmbio. Uma política monetária expansiva nos Estados Unidos tem por consequência ajustes no portfólio de ativos, o que leva a uma apreciação nas moedas dos países emergentes. Essa apreciação da moeda, além de reduzir a demanda por bens nacionais, pode levar a um prejuízo com relação a competitividade do comércio mundial. Um outro fator relevante, como expõe Gourinchas e Obstfeld (2012), é que taxas de câmbio supervalorizadas contribuem para o acúmulo de riscos, que podem impactar a estabilidade financeira. Esse fator se tornou mais relevante após a ocorrência da crise financeira de 2008, momento em que turbulências no mercado global geraram rápidas alterações nas taxas de câmbio ao redor do mundo.

O segundo canal é a taxa de juros de curto prazo. Apesar do impacto das políticas monetárias americanas sobre a taxa de juros de curto prazo dos países emergente não serem automáticas no regimes de taxa de câmbio flutuante. O que se observa é que, dada uma política monetária expansionista realizada pelo FED, com consequente redução a taxa básica de juros americana, ocorre uma redução subsequente na taxa de juros de curto prazo dos países emergentes. Sob uma rígida meta de inflação, a taxa de câmbio flutuante, em princípio, deveria isolar a política monetária dos efeitos externos, como sugere a teoria do Trilema.

O terceiro canal é a taxa de juros de longo prazo. Essa pode influenciar as economias emergentes afetando as decisões com relação ao investimento em carteira. Quanto mais livres forem os mercados de capitais de ambas as economias, e maior a liberdade de substituição entre os títulos de longo prazo, mais forte será o impacto

esperado sobre as taxas de juros de longo prazo das economias emergentes. Porém contrário ao esperado, os fluxos de capitais não são estritamente necessários para esse transbordamento. Pode ocorrer de que fatores internacionais levem os bancos centrais das economias emergente a ajustarem suas taxas de curtíssimo prazo para valores mais baixos, desencadeando uma redução semelhante nas taxas de longo prazo com baixo impacto na conta financeira. Takáts, Vela *et al.* (2014) mostra que de fato existe uma movimentação conjunta entre as taxas de juros de longo prazo americanas e de países emergentes. A partir da estimação de um modelo de regressão linear no qual são incorporadas tanto a taxa de juros de curto prazo dos emergentes, quanto os rendimentos de longo prazo dos EUA. Os resultados mostram que a taxa de juros de longo prazo americana têm um impacto estatisticamente significativo para maior parte da amostra, assumindo valores e sinais diferentes dentre os 19 países avaliados.

O quarto canal é o de fluxo de capitais. Como coloca Borio e Zhu (2012) e Bruno e Shin (2015), o canal de fluxo de capitais pode transmitir a política monetária de economias centrais para economias emergentes por meio de duas formas: (i) empréstimos bancários internacionais; e (ii) tomada de risco. O primeiro ocorre a partir do aumento de financiamento bancário tomado em dólar no mercado externo pelos bancos dos países emergentes, por meio de suas subsidiárias nos EUA. Esse processo ocorre da seguinte forma: a política monetária é flexibilizada pelo FED, o que gera uma redução dos custos de financiamento para os bancos americanos. Esses oferecem uma maior quantidade de empréstimos no mercado, que é demandado pelos bancos dos países emergentes. Assim, ocorre uma entrada de capitais nos países emergentes, o que por consequência afeta as variáveis macroeconômicas, como crédito, investimento e produto.

Sob a forma da tomada de risco, a política monetária funciona alterando a estrutura de risco dos ativos dos bancos. Essa mudança no risco pode ocorrer de diferentes maneiras. Primeiro, o valor dos ativos dos bancos pode mudar, o que permite que os bancos se alavanquem mais. Em segundo lugar, os retornos que os bancos recebem em seus investimentos de curto e longo prazo mudam, podendo incentivar a oferta de crédito no mercado interno. Em terceiro, pode ocorrer uma supervalorização dos ativos no mercado interno, gerando uma valoração distorcida das garantias requeridas pelos bancos no momento de realização dos empréstimos. Isso pode fazer, em um momento de crise, que os bancos enfrentem súbitas restrições de liquidez, e inconformidades com a legislação bancária, os levando a um processo de falência, e consequentemente uma instabilidade em todo o sistema financeiro.

Os canais apresentados anteriormente, são consolidados na literatura. Porém, recentemente, mais dois canais de transmissão de política monetária internacional vêm sendo discutidos, principalmente na relação entre a política monetária dos Estados

Unidos com os países emergentes. Estes são: o canal de preço das *commodities*, e o canal psicológico. O primeiro pode afetar as economias pelo impacto da política monetária americana sobre o preço das *commodities* (GLICK; LEDUC, 2012). O segundo, pode ser visto como um canal que indica o sentimento do investidor em impulsionar os fluxos de capitais, que ocorre mesmo sem mudanças significativas nos fundamentos macroeconômicos dos países emergentes, ver Mohanty *et al.* (2014). Ao longo do desenvolvimento deste trabalho, será avaliado o comportamento da taxa de juros de curto prazo, dos países latino-americanos e sua relação com a mesma variável norte-americana.

2.7 METODOLOGIA

O presente trabalho visa estimar a ocorrência de *spillovers* de políticas monetárias executada pelo Federal Reserve sobre a política monetária interna de cinco países da América Latina (Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru). Para essa avaliação será adotada a abordagem utilizada em Diebold e Yilmaz (2012), na qual inicialmente é estimada uma estrutura auto-regressiva vetorial (VAR). Posteriormente, são avaliadas as interações entre as taxas de política monetária, por meio da decomposição da variação do erro de previsão. Além disso, foi estudado o comportamento dessas interações ao longo do tempo, por meio de uma estimações com janelas móveis.

Ressalta-se que, apesar de o objeto de pesquisa ser o impacto das políticas do Federal Reserve sobre a política monetária dos bancos centrais latino-americanos, na análise também serão capturados os impactos entre às decisões realizadas por estas autoridades monetárias entre si. Isso permitirá avaliar também, se alguma dessas autoridades monetárias exercem maior influência sobre as outras dentro da regionalidade da América Latina.

2.7.1 Medindo Efeitos dos *Spillovers*

O modelo para avaliação dos *spillovers* financeiros proposto por Diebold e Yilmaz (2012) parte de uma estrutura auto-regressiva vetorial generalizada, invariante à ordenação das variáveis para a decomposição da variância do erro de previsão. Inicialmente são consideradas N-variáveis com covariância estacionária VAR(p), dados pela equação (7):

$$x_t = \sum_{n=1}^p \Phi x_{t-n} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

de modo que $\varepsilon_t \sim (0, \Sigma)$ é um vetor de distúrbios aleatórios independentes e identicamente distribuídos. Essa estrutura pode ser transformada para uma representação em

média móvel dada pela equação (8):

$$x_t = \sum_{n=0}^{\infty} A_n \varepsilon_{t-n}. \quad (8)$$

As matrizes $N \times N$ dos coeficientes A_j descritos na equação (8) obedecem à recursão descrita pela equação (9):

$$A_i = \Phi_1 A_{i-1} + \Phi_2 A_{i-2} + \dots + \Phi_p A_{i-p}, \quad (9)$$

com A_0 sendo uma matriz identidade $N \times N$ e com $A_j = 0$ 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. Por meio das decomposições de variância podemos analisar as variâncias do erro de previsão, decorrentes de choques no sistema por cada variável, e seus respectivos impactos sobre as outras variáveis. 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 .

Na estrutura VAR tradicional, o cálculo das decomposições de variância requer que as inovações sejam ortogonais. Isso, implica que as inovações do VAR são correlacionadas contemporaneamente. Essa ortogonalidade é obtida por meio da fatoração de Cholesky, porém, implicam que a decomposições de variância dependerá da ordenação das variáveis. Essa questão pode ser alterada por meio da estrutura do VAR generalizado propostas por Koop, Pesaran e Potter (1996) e Pesaran e Shin (1998). Essa modelagem permite que as decomposições de variância sejam invariantes ao ordenamento. Os autores propõe que, em vez de tentar ortogonalizar choques, que se permita choques correlacionados, considerando a distribuição historicamente observada dos erros. Isso implica que a soma das contribuições para a variância do erro de previsão podem tomar valores diferentes da unidade, pois os choques em cada variável não são ortogonalizados.

A variação do erro H-passos à frente para $H = 1, 2, \dots$, é denotado pela equação (10):

$$\theta_{ij}^g(H) = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_j' A_h \Sigma e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e_j' A_h \Sigma A_h' e_i)}, \quad (10)$$

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_j é o vetor de seleção, com uma unidade no i -ésimo elemento e zeros em caso contrário. A equação (10) implica que parcelas individuais da variância sejam definidas como as frações das variações do erro H-passos à frente na previsão de x_j , 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 $i \neq j$.

Dada a não ortogonalidade da decomposição, temos que a soma dos elementos em cada linha da tabela de decomposição de variância não é igual a 1: $\sum_{j=1}^N \theta_{ij}^g(H) \neq 1$. De forma a simplificar as informações obtidas por meio da equação (10) na matriz de decomposição de variância, normalizamos cada entrada da matriz de decomposição de variância pela soma da linha como apresentado na equação (11):

$$\tilde{\theta}_{ij}^g(H) = \frac{\theta_{ij}^g(H)}{\sum_{j=1}^N \theta_{ij}^g(H)}. \quad (11)$$

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:

$$S^g(H) = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{N} \times 100. \quad (12)$$

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:

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

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

$$S_i^g(H) = S_{.i}^g(H) - S_i^g(H) \quad (14)$$

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

$$S_{ij}^g(H) = \left(\frac{\tilde{\theta}_{ji}^g(H) - \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{N} \right) \times 100 \quad (15)$$

2.7.1.1 Modelo VEC

O modelo auto-regressivo vetorial (VAR) é apropriado para analisar a dinâmica entre um conjunto de variáveis tratadas como endógenas, sendo utilizados no modelo de *spillover* financeiro. Tais modelos são capazes de captar de forma mais acurada a realidade da dinâmica macroeconômica. No entanto, quando as variáveis são não estacionárias, isto é, possuem uma tendência estocástica, utilizar a metodologia VAR omite informações relevantes.

Um caso particular surge quando as séries em nível são co-integradas. Nessa situação é possível mostrar que os estimadores são consistentes, convergem rapidamente e ainda, mantêm as informações sobre os níveis. Na presença de co-integração Engle e Granger (1987) recomendam utilizar um Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC), que explicita a utilização do modelo de correção de erro, o qual representa o comportamento de longo prazo. Por meio da reparametrização de um modelo VAR equação (30), um modelo VEC pode ser obtido da seguinte forma:

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \Pi x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (16)$$

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_{i+1} + \dots + \Pi_p), \quad i = 1, \dots, p-1$$

$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_p).$$

no qual I é a matriz identidade ($k \times k$) e Γ_i é a matriz que capta o impacto de longo prazo.

Para que o lado esquerdo da equação (16) seja estacionário, é necessário que o posto da matriz Π seja maior que um. Isso implica que existem menos colunas linearmente independentes (r) do que o posto máximo (K). Ocorrendo de a matriz não possuir posto cheio, haverá duas matrizes ($K \times r$) tal que, $\Pi = \alpha \beta'$. As r colunas de β são os vetores de co-integração que representam as relações de longo prazo entre as séries de x_t .

Para a análise da existência de co-integração entre as variáveis é utilizado o teste de Johansen, que avalia o posto da matriz que representa as propriedades de longo prazo do sistema, Π . Por fim, o modelo VEC é re-transformado para uma estrutura VAR permitindo obter as equações (7) e (8) e, conseqüentemente, possibilitando a estimação dos índices de *spillover* financeiro.

2.8 RESULTADOS EMPÍRICOS

2.8.1 Base de Dados

A base de dados é composta por seis séries temporais das taxas de juros dos títulos com maturidade de três meses para cada país analisado. As taxas de juros

para os países Brasil, Chile, Estados Unidos e México foram obtidas junto ao *Federal Reserve Bank of St. Louis* (FRED). Já para os países Colômbia e Peru, as taxas de juros foram obtidas junto aos respectivos bancos centrais. O período de análise compreende o período entre janeiro de 2000 e agosto de 2019, com observações em periodicidade mensal. Isso resultou em uma amostra com 236 observações para cada série avaliada.

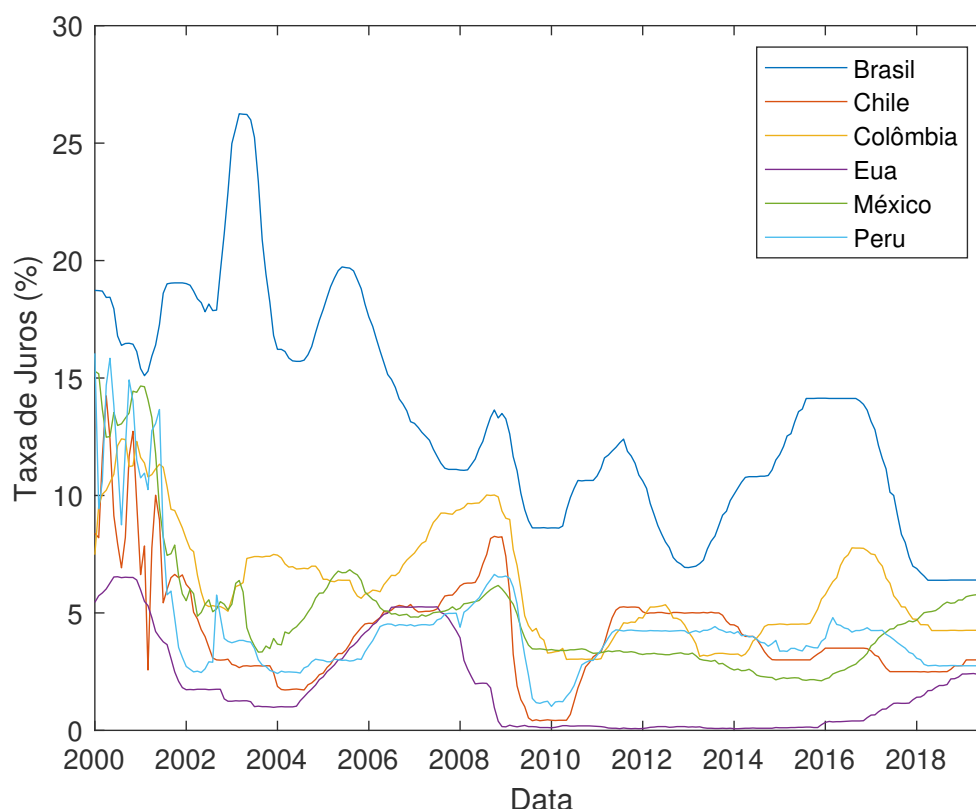


Figura 1 – Taxa de Juros em Nível

Fonte: Elaboração Própria com dados do FED de St. Louis, Banco Central Colombiano e Peruano.

Na Figura 1 podem ser vistos o comportamento das variáveis em nível ao longo do período de estudo. Na Tabela 1 estão expostas as estatísticas descritivas para as taxas em nível junto ao teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), que avalia a presença de raiz unitária. A média e volatilidade das taxas de juros são mais altas no Brasil, com taxas entre 5,90% e 26,25% e mais baixas nos Estado Unidos, com taxas entre 0,07% e 6,54%. Com relação ao Teste KPSS, temos que todas as séries avaliadas são não-estacionárias. Junto são apresentados os coeficientes obtidos pelo teste de normalidade de Jarque-Bera (JB), que verifica se os dados têm assimetria e curtose de uma distribuição normal e o teste de Ljung-Box (Q) para avaliação da correlação serial nos dados. Os resultados indicam que os dados não seguem uma distribuição normal, com a hipótese nula do teste Jarque-Bera sendo rejeitada ao nível de significância de 1%. Em relação ao teste de Ljung-Box, os resultados apresentaram

autocorrelação serial para todas as séries.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas das Taxas de Juros

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	México	Peru
Média	13,15	4,17	6,23	1,78	5,00	4,39
Desv. Padrão	4,64	2,27	2,36	1,93	2,80	2,64
Mínimo	5,90	0,41	3,02	0,07	2,11	1,02
Máximo	26,25	14,24	12,41	6,54	15,29	16,05
Assimetria	0,56	1,28	0,66	1,03	2,09	2,52
Curtose	-0,08	2,83	-0,40	-0,20	4,36	6,74
KPSS	2,11	0,87	1,94	1,80	2,07	1,00
JB	200,61	146,99	18,92	42,92	365,58	711,41
Q(20)	223,69	201,32	230,24	230,65	218,75	193,15

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

Hipótese Alternativa do Teste KPSS: Não-Estacionário

Fonte: Elaboração Própria.

Como o método proposto exige a estacionariedade das séries, optou-se pela utilização de um modelo com vetor de correção de erros. A justificativa para essa opção se deve a hipótese proposta por Taylor (2013) de que existe uma coordenação na realização de política monetária, principalmente entre os países emergentes. Essa hipótese apresenta como consequência uma relação entre os comportamento das taxas de juros ao longo do tempo. Foram encontradas três relações de co-integração entre as variáveis, como pode ser visto pelos resultados do teste de Johansen apresentados no Apêndice A. Assim, foi utilizado a estrutura VEC para modelagem e, posteriormente, sua transformação na estrutura VAR para estimação dos índices de *spillover*. A estimação do teste de Johansen, do modelo VEC e VAR são apresentadas no Apêndice A.1.

2.8.2 Índices de *Spillover*

Na Tabela 2, relatamos as estimativas dos índices de transbordamento para cada série com base na metodologia de Diebold e Yilmaz (2012). É considerado todo o período amostral, com horizonte de previsão de 12 períodos. É possível observar que as repercussões da política monetária do próprio país explicam a maior parcela da variação do erro de previsão, pois os elementos diagonais recebem valores mais altos em comparação aos elementos fora da diagonal. Os EUA se mostrou o país menos afetado por políticas monetárias externas, com a parcela da variação do próprio país representando 92,51% de sua variância, ou seja, apenas 7,49% da variância veio de choques decorrente das políticas monetárias dos países latino-americanos.

Além disso, os transmissores mais importantes de choques de política monetária são o Peru, transmitindo 67,93%, seguido do Chile, com 53,57% e posteriormente

Tabela 2 – Índice de *Spillover* Estático

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	México	Peru	Recebido
Brasil	88,91	7,60	0,45	1,76	0,90	0,37	11,08
Chile	1,38	60,33	4,96	2,02	1,94	29,38	39,68
Colômbia	3,51	16,17	39,68	3,49	0,78	36,37	60,32
EUA	1,42	1,04	0,24	92,51	3,80	0,98	7,48
México	0,42	0,39	5,76	32,92	59,68	0,83	40,32
Peru	0,08	28,37	8,99	2,52	12,38	47,66	52,34
P/ os Outros	6,81	53,57	20,40	42,71	19,80	67,93	211,22
Total	995,72	113,90	60,08	135,22	79,48	115,59	TCI:
Líquido	-4,28	13,90	-39,92	35,22	-20,52	15,59	35,20

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

os EUA, com 42,71%. Com relação ao recebimento de choques externos, os países que mais receberam influência de políticas monetárias externas foram a Colômbia, recebendo 60,32%, seguido do Peru, com 52,34% e México, com 40,32%. Esse resultado é interessante pois explicita a existência de uma forte conexão entre o Chile e o Peru no processo de realização de suas políticas monetárias internas. Em alguns momentos, um dos países agindo primeiro, e posteriormente, o outro tomando a frente.

Quando avaliamos o índice direcional líquido (a quantidade transmitida, descontada da influência recebida) estimados, relatados na última linha da Tabela 2, vemos que o maior transmissor líquido foi os EUA, causando 35,22% de choques sobre os outros mercados. Esse resultado aponta o alto poder dos Estados Unidos de impactar as economias latino-americanas, sofrendo pouca, ou quase nenhuma influência contrária. Tais resultados corroboram com estudos passados sobre *spillover* financeiros mundiais (TAYLOR, 2013; EDWARDS, 2012; REY, 2016), por meio de uma abordagem diferente, servindo como mais um suporte a literatura. A literatura também encontrou que os EUA influencia a política monetária de outros países do mundo, recebendo poucos choques sobre sua economia, o que os levou a definirem a economia dos EUA como uma economia central no sistema financeiro (REY, 2016). Esse fato também pode ser observado pelos resultados encontrados.

A Tabela 2 também apresenta o índice de transbordamento total (TCI) estático, relatado no canto inferior direito. Esse índice expressa o quanto da variação do erro de previsão nos choques da política monetária são decorrentes de transbordamentos de choques entre os países, considerando toda as observações da amostra. Os resultados encontrados indicam que, em média, 35,20% da variação do erro de previsão nas taxas de política monetária, são decorrentes de choques externos.

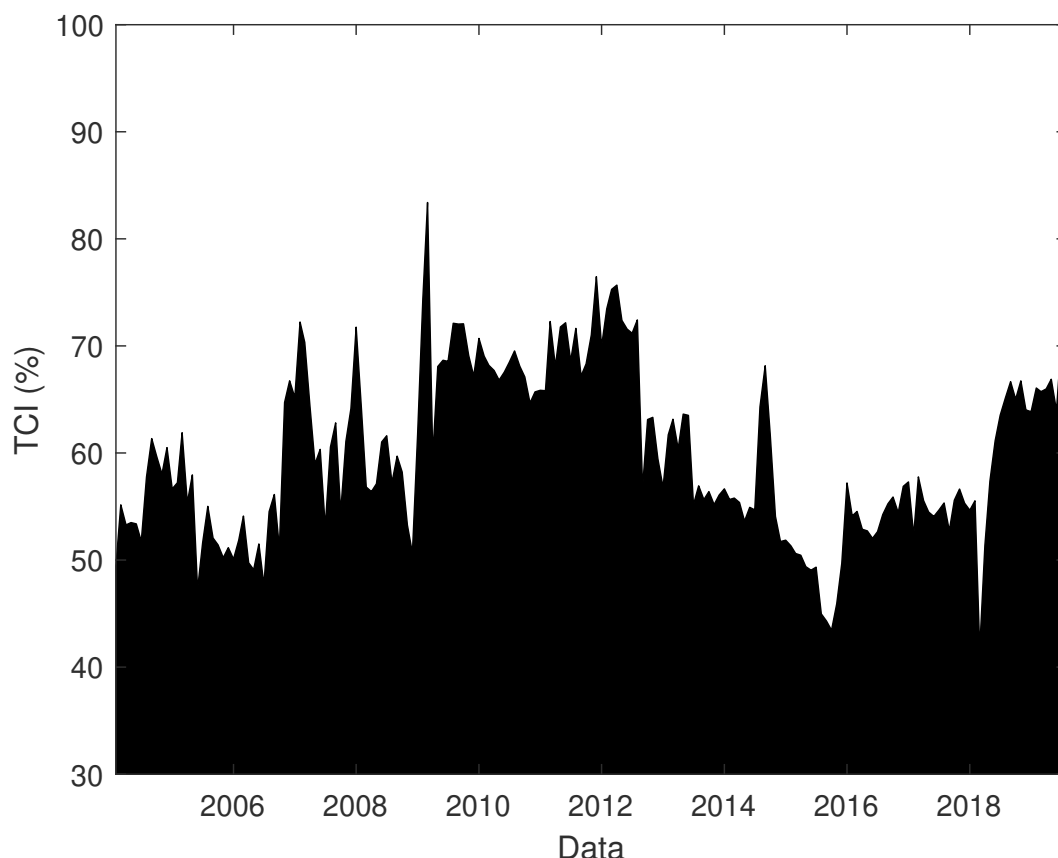


Figura 2 – Índice de *Spillover* Total
 Fonte: Elaboração Própria

Agora, voltamos nossa atenção para a interpretação dos gráficos de transbordamento com base nas estimativas variáveis no tempo dos vários índices de transbordamento, obtidos por meio de uma estimação com janela móvel. São consideradas amostras de 50 observações, com horizonte de previsão de 12 períodos. A Figura 2 apresenta os resultados para o índice de conectividade total ao longo do tempo. De acordo com essa figura, observamos uma grande variação no índice de transbordamento total, que responde a eventos econômicos extremos, como a grande crise financeira de 2008, e períodos posteriores, que ficaram caracterizados por intensas intervenções não convencionais de política monetária (BLINDER *et al.*, 2010). Em particular, o transbordamento de política monetária atingiu seu pico no mês em que os Estados Unidos anunciou seu primeiro programa de política monetária não convencional, em março de 2009.

Esse tipo de política monetária, que ficou conhecido como *Quantitative Easing*, envolvia a expansão maciça dos balanços dos bancos centrais, buscando influenciar outras taxas de juros além das habituais taxas oficiais de curto prazo (JOYCE *et al.*, 2012). Isso ocorreu pois os EUA já estavam trabalhando com taxas de curtíssimo prazos próximas de zero, e obtendo efeitos fracos sobre as variáveis operacionais e os objetivos finais (BLINDER *et al.*, 2010). Os níveis de *spillover* total permaneceram

altos até 2012 , momento em que se iniciou uma redução da política de *Quantitative Easing* pelos EUA.

Além disso, é possível ver na Figura 2 um aumento do TCI a partir de 2016. Esse pode estar associado à retomada da economia americana, juntamente com uma instabilidade política nos países latino-americanos. Com a melhora da economia americana, ocorreu um fluxo de saída de capital estrangeiro dos países latino-americanos. Isso ocasionou uma necessidade de intervenção nas políticas de juros, câmbio e crédito por parte desses banco centrais. A concomitância dessas intervenções levou a um aumento do TCI no período, que se manteve até o período final da análise.

Tabela 3 – Índice de *Spillover* Dinâmico

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	México	Peru	Recebido
Brasil	47,15	12,11	7,58	7,03	18,26	7,87	52,85
Chile	11,84	40,74	6,09	11,35	17,26	12,72	59,26
Colômbia	7,36	17,68	37,33	11,84	16,83	8,96	62,67
EUA	8,16	10,84	8,49	44,43	17,71	10,37	55,57
México	14,32	15,47	6,81	12,22	42,14	9,04	57,86
Peru	13,31	20,62	5,99	16,25	14,97	28,85	71,15
P/ os Outros	54,99	76,72	34,97	58,68	85,04	48,96	359,36
Total	102,14	117,47	72,29	103,11	127,18	77,81	TCI:
Líquido	2,14	17,47	-27,71	3,11	27,18	-22,19	59,89

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 3 temos os coeficientes que sumarizam o comportamento dos índices de *spillover* considerando a passagem temporal. São apresentados os coeficientes médios obtidos por cada amostra de 50 observações que foi realizada na estimação da janela móvel. A grande diferença em relação a tabela estática nos dá indícios de uma possível quebra estrutural. É possível observar, que em relação a Tabela 2 o transbordamento de política monetária se mostra mais expressivo, com a interação entre as políticas monetárias de cada país aumentando substancialmente. Nessa estimação o México passa a ser o país como maior potencial de influenciar as políticas monetárias dos outros países. Essa fato está relacionado a forte instabilidade econômica dos países da América Latina, principalmente o México, no período inicial da amostra.

Um fato interessante apontado por esses resultados é a grande variabilidade dos índices de transbordamento ao longo do tempo, efeito não presente quando é avaliado todo o período amostral. Isso pode nos indicar algumas questões tais como uma possível alteração na interconexão dos países com o passar do tempo, ou uma possível coalizão de políticas monetárias, como propostas por Galí e Gertler (2010),

Taylor (2013) e Edwards (2015). Uma ideia para estudos posteriores seria avaliar o modelo inserindo o comportamento temporal, como ocorre com o TVP-VAR.

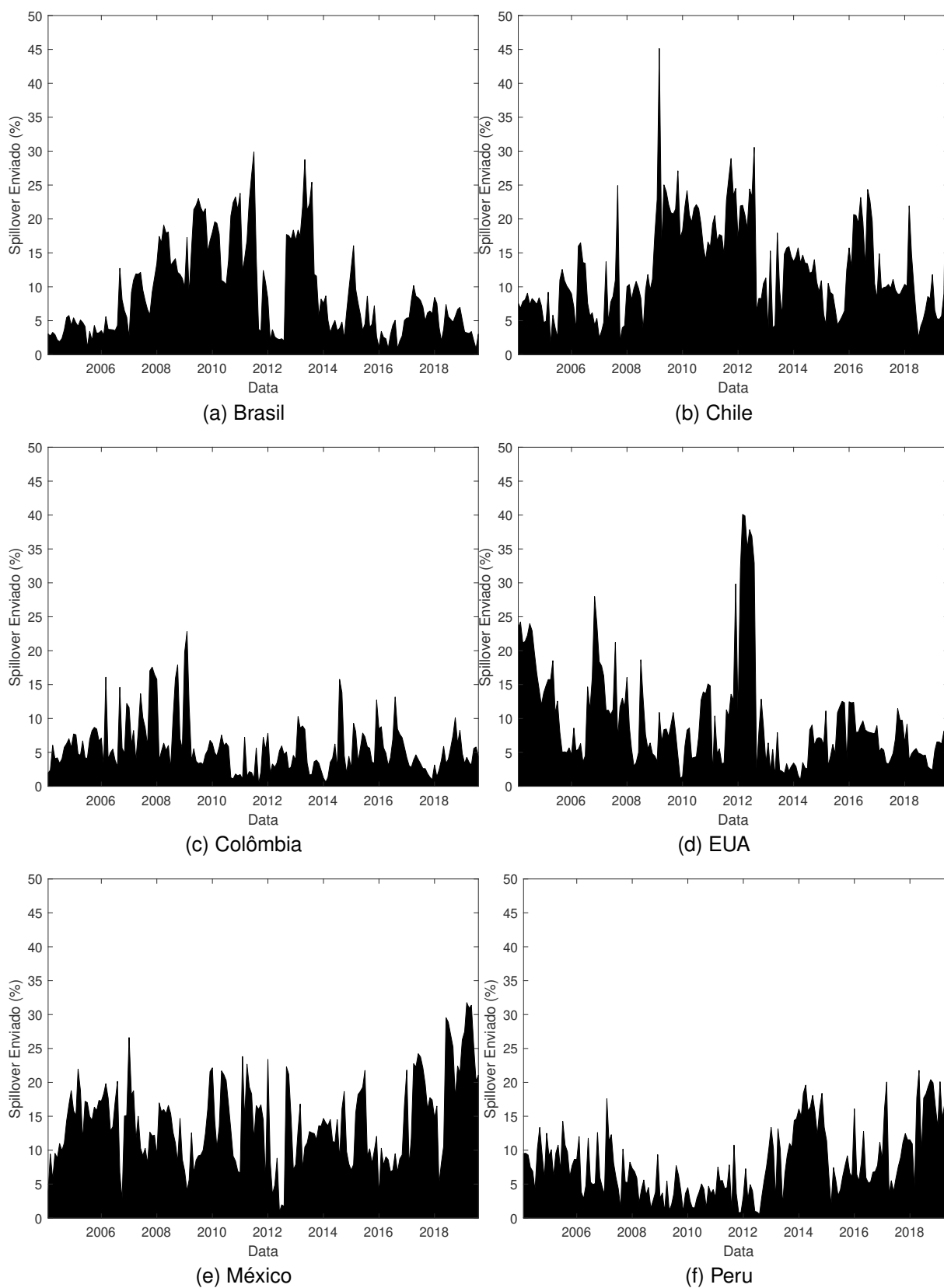


Figura 3 – Spillover Enviado

Fonte: Elaboração própria (2019)

A Figura 3 apresenta o *spillover* enviado, em forma dinâmica, de choques de política monetária de cada um dos países aos outros, isto é, a variação do erro de previsão advindo de um choque gerado pelo país sobre os outros países. De acordo com essa figura, os *spillovers* direcionais de cada série variam entre 0% e 50%. Os índices se comportam de maneira bastante heterogênea ao longo do tempo e seguem um padrão semelhante ao encontrado para o TCI. Por exemplo, os *spillovers* de política monetária atingem o pico na crise de 2008, com a introdução das políticas monetárias não-convencionais. O Chile e os EUA são os países que apresenta a maior variabilidade, com maior parcela de influência sobre os outros países no período entre 2008 e 2014. O México teve uma participação média relativamente mais alta ao longo de todo o período avaliado. O Brasil, passou a influenciar as outras políticas monetárias a partir de 2008, exercendo um maior impacto entre 2016 e 2018. Com relação a Colômbia e o Peru, podemos ver que exerceram pouca influência ao longo de todo período avaliado.

A Figura 4 apresenta o *spillover* recebido, em forma dinâmica, de choques de política monetária de cada um dos países pelos outros, isto é, a variação do erro de previsão absorvido por um país advindo de choques gerados pelos outros países. Como na Figura 3, eles se comportam de maneira bastante heterogênea ao longo do tempo. A influência recebida chega atingir níveis próximos a 17% para todos os países avaliados: Brasil, Chile, Colômbia, EUA, México e Peru.

São analisados também, os gráficos dinâmicos de *spillover* líquido, conforme ilustrado na Figura 5. O *spillover* líquido pode ser entendido como a diferença entre a influência enviada e recebida por um país. De acordo com a Figura 5, vemos que a Colômbia e o Peru podem ser considerados, principalmente, como receptores líquidos de choques de política monetária durante o período amostral. O Chile e o México são transmissores líquido de choques de política monetária. O Chile exerceu alta influencia no período entre a crise financeira de 2008 e o fim do *Quantitative Easing*. Os EUA também pode ser considerado um transmissor líquido de choques de política monetária. O Brasil apresentam influências diversas, ora atuando como receptor líquido, ora como transmissor líquido de choques de política monetária.

Finalmente, enfocando a conexão direcional líquida em pares de choques de política monetária, ou seja, choques de política monetária entre pares de países, que são apresentados na Figura 6, observamos as seguintes regularidades empíricas. Primeiro, em termos líquidos, os *spillovers* de política monetária são de maior magnitude entre pares de países latino-americanos, principalmente, as relações entre o Brasil e o Chile com os outros países. Os EUA e o Chile parecem ser os transmissores líquidos dominantes de choques de política monetária para todos os países. No entanto, enquanto a influência do Chile é concentrada no período entre 2008 e 2014, a influência norte-americana é dispersa ao longo de todo o período analisado. A Colômbia e o Peru parecem ser os receptores líquidos principais, recebendo forte influências sobre

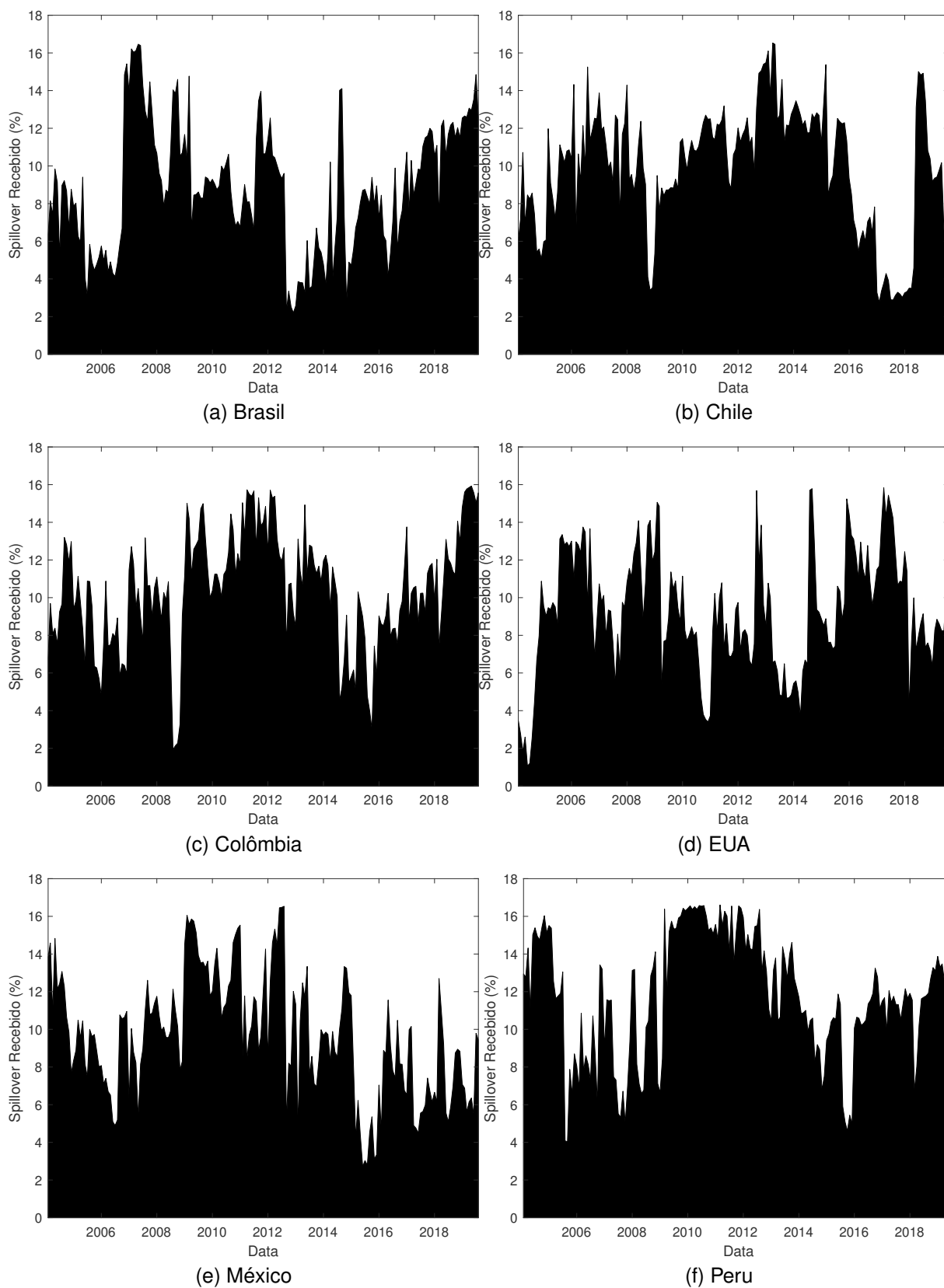


Figura 4 – Spillover Recebido

Fonte: Elaboração própria (2019)

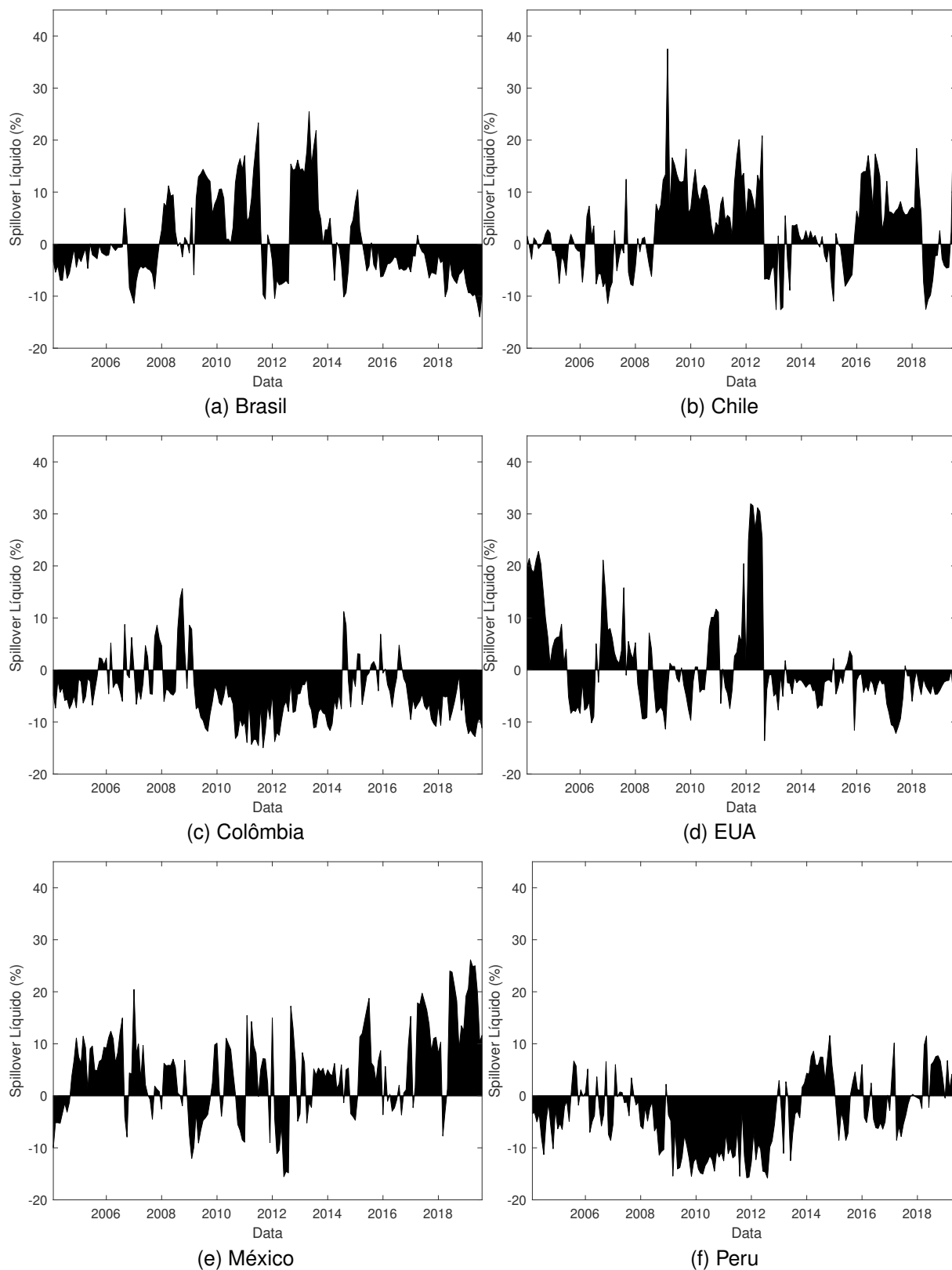


Figura 5 – Spillover Líquido

Fonte: Elaboração própria (2019)

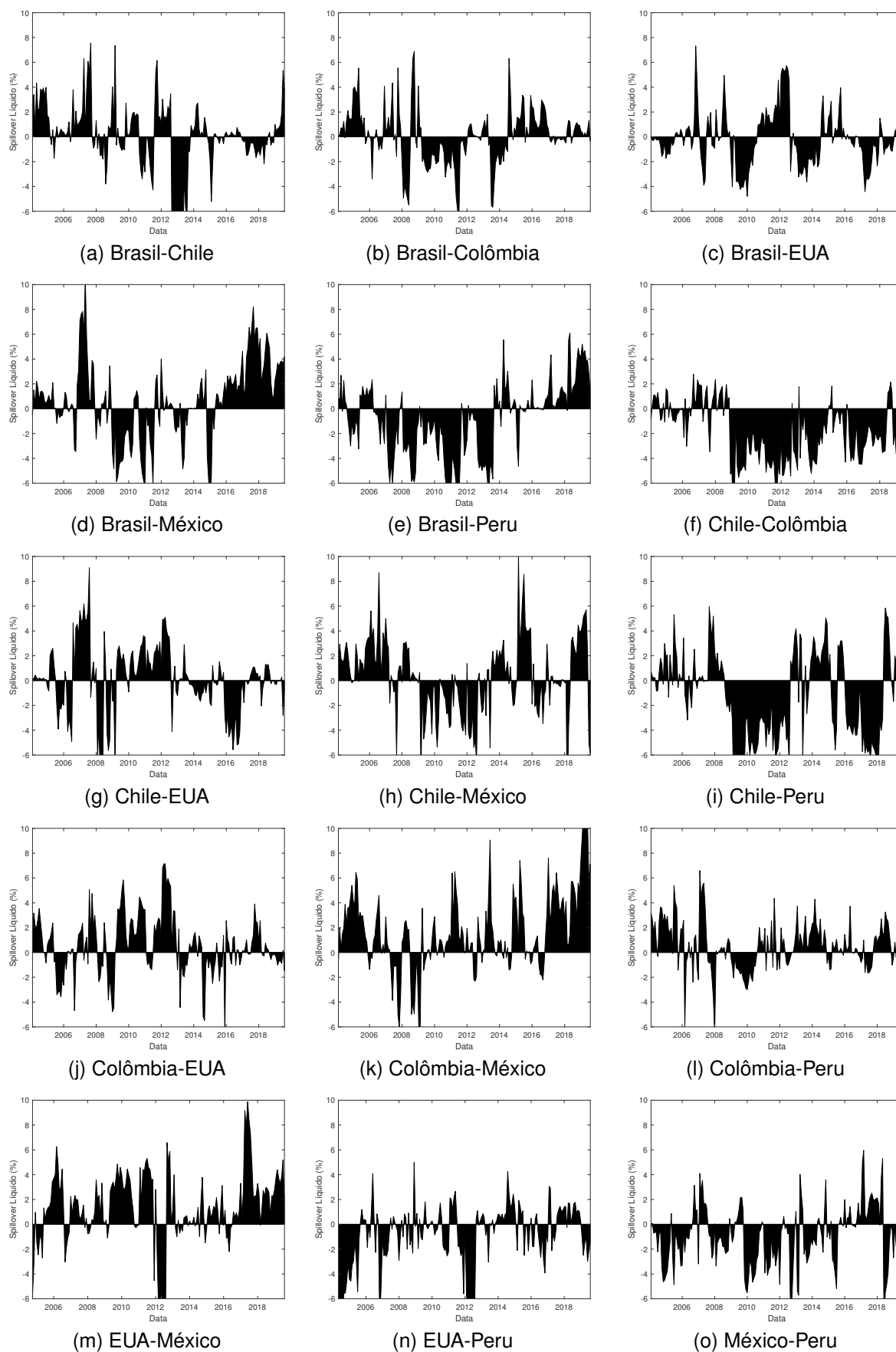


Figura 6 – Spillover Líquido em Pares

Fonte: Elaboração própria (2019)

suas políticas monetárias ao longo de todo o período analisado. Por fim, O Brasil e o México apresentam influências variantes sobre os outros países, ora recebendo, ora transmitindo choques de política monetária.

2.9 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste estudo, examinamos a transmissão internacional de choques de política monetária no Brasil, Chile, Colômbia, EUA, México e Peru, no período de 2000 a 2018. A metodologia proposta por Diebold e Yilmaz (2012) foi utilizada. Os efeitos de *spillover* nos mercados foram medidos usando a decomposição de variância de erro de previsão baseado em um modelo de vetores auto-regressivos generalizado, invariante à ordenação dos países. Os resultados de nossa análise empírica sugerem que os choques da política monetária internacional são uma fonte importante de flutuações da política monetária doméstica. Além disso, a magnitude das repercussões da política monetária internacional se comporta de maneira heterogênea ao longo do tempo. A dinâmica temporal dos índices de transbordamento foi capturada por meio de uma janela móvel, apresentando picos no índice de transbordamento alcançados durante a crise financeira de 2008 e os períodos posteriores em que ocorreram políticas monetárias não convencionais.

Os transmissores dominantes de choques de política monetária internacional são os EUA e o Chile, enquanto a Colômbia e o Peru podem ser entendidos como receptores de choques de política monetária internacional. Curiosamente, os choques da política monetária internacional originários dos EUA são os maiores durante o período de taxas de juros próximas a zero e a era das ações não convencionais de política monetária relacionadas, indicando ganhos potenciais com a coordenação da política monetária. Embora nos limitemos à análise das repercussões da política monetária em cinco economias latino-americanas, como parte de pesquisas futuras, seria interessante analisá-las em um conjunto maior de países desenvolvidos e em desenvolvimento.

Vale ressaltar, que a metodologia utilizada é uma inovação não observada na literatura com relação a avaliação de *spillovers* de política monetária nos países latino-americanos. No entanto, os resultados encontrados corroboram e expandem os resultados obtidos por Canova (2005), Maćkowiak (2007) e Taylor (2013) para os países avaliados. Isto dá mais uma sustentação a validade da hipótese de que a taxa de juros dos países latino-americanos reagem, sistematicamente, às mudanças na taxa dos *Federal Funds* americanos. E apontam ainda, uma forte inter-relação sobre o comportamento das taxas de juros dos países latino-americanos entre si.

Por fim, os resultados servem como arcabouço para entender o modo como as políticas monetárias de outros países podem afetar as variáveis econômicas internas. Os co-movimentos dessas políticas são cruciais para o entendimento do impacto das

mudanças nas taxas de curto, médio e 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. Tal entendimento pode reafirmar os estudos de Galí e Gertler (2010) e Taylor (2013), nos quais são propostas uma maior coordenação entre as ações dos bancos centrais em todo o mundo.

3 SPILLOVER ENTRE AS ESTRUTURAS A TERMO: O CASO DA AMÉRICA DO SUL E OS ESTADOS UNIDOS

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 à respeito de sua modelagem, particularmente no que diz respeito a análise de títulos de dívidas soberanos. 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) e 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 no 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 a 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 (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. O trabalho de Diebold e Yilmaz (2009) mede a interdependência de retornos e volatilidade no mercado de ativos e capitais latino-americano. No entanto, 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, considerando diversos horizontes de maturidade dos títulos presentes na 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 estrutura a termo da taxa 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 dos 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 às taxas de juros de médio prazo para cada país da amostra. Estes três fatores latentes na estrutura a termo da taxa de juros são extraídos usando o filtro de Kalman. Posteriormente, são extraídos os índices *spillovers* entre os fatores por meio de uma decomposição da variância do erro de previsão em uma estrutura auto-regressiva vetorial 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 (REY, 2015), 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 inclinação (25,53%), seguido pelo fator de nível (22,79%) e pelo fator de curvatura (15,18%). Há uma maior influência dos EUA nos fatores de nível e curvatura, e uma maior influência regional nos fatores de inclinação entre as economias emergentes. 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 corroboram com Sowmya, Prasanna e Bhaduri (2016), que realizou uma avaliação para os países da Ásia e sua relação com a Europa.

Além desta introdução, o trabalho divide-se em mais cinco seções. Na segunda são expostos os conceitos teóricos da estrutura a termo da taxa de juros, junto ao desenvolvimento passado obtido pela literatura. Na terceira seção são discutidos trabalhos recentes considerando a ocorrência de *spillover* nas economias emergentes. Na quarta seção é descrita a metodologia utilizada na análise empírica. Na quinta seção são expostos os resultados da análise. Por fim, na sexta seção são apresentadas as considerações finais.

3.2 A ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS

A teoria econômica pauta que a taxa de juros pode ser entendida como a remuneração ao investidor pelo emprego do recurso ou capital para produção (MISHKIN, 2007). Ela é fundamental no processo de intermediação financeira, já que funciona como um estímulo ao agente superavitário para não consumir no tempo presente, e fazê-lo no futuro. Os investidores devem ser compensados por elementos que deterioram o valor do dinheiro ao longo do tempo. O principal exemplo é a inflação - um aumento no nível de preços antes do vencimento do título deteriora seu valor nominal, causando perda de poder de compra para o detentor do título. Em contrapartida, a taxa de juros é como o custo que o agente deficitário terá para financiar seus investimentos. Portanto, o princípio central da teoria da renda fixa baseia-se no pressuposto de que o dinheiro tem um custo determinado pelos juros ao longo do tempo.

A estrutura a termo das taxas de juros expressa a relação entre taxas à vista de diferentes vencimentos em qualquer momento no tempo, sendo obtida pelos preços ou rendimentos dos instrumentos de renda fixa negociados nos mercados financeiros. É possível obter curvas de juros de diversos tipos de ativos, comumente são feitas curvas a partir de títulos governamentais zero cupom (CAMPBELL, 1995). Os títulos públicos, por exemplo, são instrumentos utilizados no financiamento da dívida pública e pagam ao seu detentor um valor monetário em alguma data futura, conhecida como vencimento. O rendimento que o título paga até o vencimento está intimamente relacionado ao valor temporal do dinheiro, ou seja, a ideia de que o dinheiro disponível no momento vale mais do que a mesma quantia no futuro devido à sua potencial capacidade de ganho.

A estrutura a termo da taxa de juros teórica é uma curva suave e contínua construída por meio dos pontos discretos observados nos mercados financeiros. Na prática, as curvas de juros não são observáveis, pois é possível observar taxas de juros para apenas alguns vencimentos de títulos (por exemplo, três meses, doze meses, cinco anos). Isso permite apenas associar pontos discretos de rendimentos a alguns dos vencimentos possíveis. Por esse motivo, as curvas de juros devem ser estimadas a

partir dos preços observados dos títulos. A qualquer momento t , haverá um conjunto de informações sobre títulos com vencimentos em diferentes maturidades, correspondendo a diferentes pagamentos de fluxo de caixa que podem ser usados na construção das curvas. Esse exercício de ajustar a estrutura a termo das taxas de juros em todo o espectro de maturidade é o papel da modelagem da curva de juros.

Um trabalho que realizou essa construção foi Diebold e Li (2006). O estudo estimou uma estrutura a termo da taxa de juros para os EUA por meio do rendimentos obtidos dos *Treasuries* americanos. Esses são negociados com desconto sobre o valor de face, caracterizando-se por ser zero cupom. No caso brasileiro, o ativo que mais se assemelha são as Letras do Tesouro Nacional (LTN) nas versões em que não possuem cupons e não são atreladas a algum índice. No entanto, ressalta-se que, utilizando o procedimento de *bootstrap*, é possível obter a curva de juros transformando títulos com cupom em títulos equivalentes aos zero cupons.

3.2.1 Taxas à Vista, Taxas a Termo e Taxas Futuras

Devido a existência de diversos tipos de taxas de juros, é importante discutir três principais conceitos teóricos do mercado de títulos e as suas inter-relações: a curva de desconto, a curva de taxa a termo e a curva de juros. Segundo Gürkaynak e Wright (2012) a curva de juros expressa a construção gráfica da estrutura a termo das taxas de juros, associando os rendimentos dos títulos de um determinado emissor, em relação a um conjunto de vencimentos, $\tau = (\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_n)$, para um determinado momento no tempo.

Seja $P_t(\tau)$ o preço de um título sem pagamento de cupom (os títulos com cupom zero não pagam cupons periódicos, assim, os investidores recebem o valor nominal e os ganhos dos títulos apenas no vencimento) e risco de inadimplência nulo, com maturidade τ no período t , e com o valor da maturidade igual a uma unidade. Assim, $P_t(\tau)$ é o valor presente de uma unidade monetária τ períodos à frente. Além disso, $y_t(\tau)$ é seu rendimento continuamente composto até seu vencimento no tempo t . A premissa básica é que $P_t(\tau)$ produz o valor presente do fluxo de caixa futuro prometido pelo emissor, descontado por um fator de desconto, dado por:

$$y_t(\tau) = -\frac{\log(P_t(\tau))}{\tau}, \quad (17)$$

no qual τ pode assumir qualquer valor no conjunto de possíveis vencimentos.

Da equação (17) temos que existe uma relação direta entre a curva de juros e a curva de descontos, o que implica que o conhecimento de uma, permite a construção da outra. Assim, a curva de desconto é dada por:

$$P_t(\tau) = e^{-\tau y_t(\tau)}. \quad (18)$$

No caso da avaliação de um título com vencimento τ que paga cupons periódicos c_i nos períodos t_i , a mesma relação é obtida da seguinte forma:

$$P_t(\tau) = \sum_{i=1}^n c_i e^{-(t_i-t)y_t(\tau)}. \quad (19)$$

A taxa *forward*, ou taxa a termo, representa a taxa do compromisso de comprar um título de um período em uma data futura, como se os investidores estivessem realizando transações a uma taxa de juros atual em uma data futura. Ou seja, a taxa a termo expressa a taxa marginal de retorno por manter um título por um período adicional ($\tau_2 - \tau_1$).

A taxa a termo, no tempo t , aplicada ao intervalo entre τ_1 e τ_2 , relaciona-se à taxa *spot*, ou taxa à vista, $y_t(\tau)$ da seguinte forma:

$$f_t(\tau_1, \tau_2) = \frac{\tau_2 y_t(\tau_2) - \tau_1 y_t(\tau_1)}{\tau_2 - \tau_1} = \frac{1}{\tau_2 - \tau_1} \int_{\tau_1}^{\tau_2} y_t(u) du. \quad (20)$$

O caso limite da equação (20), isto é, quando τ_2 está próximo de τ_1 , expressa a curva nominal das taxas a termo instantâneas, dada por:

$$f_t(\tau) = -P'_t(\tau)/P_t(\tau), \quad (21)$$

no qual $P'_t(\tau)$ representa a primeira derivada da função $P_t(\tau)$. Assim, a função $f_t(\tau)$ descreve a taxa de retorno instantânea de um investimento por um curto período de tempo. Além disso, pela equação (21), temos que a curva de desconto e a curva de taxa a termo são inter-relacionadas, de modo que o conhecimento da curva de desconto permite calcular a curva de taxa a termo. Por fim, da equação (18) e (21) temos que a relação entre a curva de juros e a curva de taxa a termo é dada por:

$$y_t(\tau) = \frac{1}{\tau} \int_0^{\tau} f_t(u) du. \quad (22)$$

Assim, a taxa à vista, $y_t(\tau)$, é uma média aritmética das taxas a termo instantâneas. Isto implica que, a curva de juros, $y_t(\tau)$, pode ser entendida como a taxa média de declínio nas taxas a termo para o intervalo entre 0 e τ .

Uma grande variedade de informações importantes estão representadas nessas curvas, tais como o valor do dinheiro no tempo, ações esperadas de política monetária, expectativas inflacionárias prêmios de risco, avaliações de capacidade creditícia, e liquidez relativa (BOLDER, 2015). O interesse em demonstrar as relações de $P_t(\tau)$, $f_t(\tau)$, e $y_t(\tau)$ é evidenciar que o conhecimento de uma das três taxas é suficiente para a obtenção das outras duas. Portanto, sem perda de generalidade, é possível trabalhar com qualquer uma dessas curvas.

3.2.2 Modelos da Estrutura a Termo da Taxa de Juros

Os modelos de estrutura a termo visam especificar o comportamento das taxas de juros, buscando identificar os componentes, comumente chamados de fatores, que ajudam a explicar o preço dos ativos de renda fixa. Esses fatores são de natureza estocástica e, portanto, carregam um caráter de incerteza. Logo, para a modelagem da estrutura a termo da taxa de juros, deve-se especificar um processo estatístico que descreve o caráter estocástico dos fatores que impactam às taxas de juros. O fato de a estrutura a termo ser influenciada por vários fatores revela um processo não trivial para a modelagem e previsão da curva de juros (DE POOTER; RAVAZZOLO; DIJK, 2010; SCHNORRENBARGER, 2017).

Em geral, muitas variáveis impactam no comportamento das taxas de juros, identificar essas forças, e entender seu impacto sobre os juros é de crucial importância. Segundo Bolder (2015), um modelo de estrutura a termo pode descrever a forma da curva de juros em um determinado momento no tempo, ou a dinâmica da curva de juros ao longo do tempo. A primeira perspectiva engloba um exercício matemático de ajustar uma curva de juros estática para um único período de tempo, enquanto a segunda busca entender como a curva de rendimento se comporta com o avanço temporal.

As primeiras tentativas de estimar a estrutura a termo se baseavam no ajuste de funções suaves aos rendimentos dos títulos até o seus vencimentos, por meio de regressões lineares. No entanto, essa abordagem foi insatisfatória devido à limitação em se identificar o retorno dos títulos zero cupom, e em alguns casos, o fato de existirem os cupons. Diante disso, McCulloch (1971) sugeriu um novo método baseado em *splines* quadráticos, focado diretamente na estimativa de títulos com zero cupom e fatores de desconto. Nas últimas quatro décadas, diversas pesquisas estenderam o trabalho de McCulloch, entre eles temos Nelson e Siegel (1987), Shea (1991), Steeley (1991) e Svensson (1994).

Os métodos que buscam estimar a curva de juros devem encontrar uma maneira de aproximar as taxas à vista, a termo ou a função de desconto. Isso requer o ajuste de uma forma funcional parcimoniosa, que seja flexível na captura de fatos estilizados sobre a forma da estrutura a termo da taxa de juros. Um bom método de estimativa da estrutura a termo deve atender a pelo menos quatro requisitos: (i) o método deve garantir um ajuste adequado dos dados; (ii) as taxas estimadas de zero cupom e as taxas a termo deve ser positivas em todo o espectro de vencimentos; (iii) as funções de desconto estimadas, e as estruturas a termo de taxas zero cupom e taxas a termo, devem ser contínuas e suaves; e (iv) o método deve permitir formas assintóticas para as estruturas a termo de taxas de zero cupom e taxas a termo no final longo do espectro de maturidade (NAWALKHA; SOTO, 2017).

Os modelos de estimativa da estrutura a termo da taxa de juros podem ser divi-

didados pelo uso de três métodos principais: (i) o método de bootstrapping; (ii) o método de *spline* polinomial/exponencial; e (iii) o método de forma funcional exponencial. O primeiro método pode ser encontrado no trabalho de Shea (1991). O segundo método foi utilizado no trabalho de McCulloch (1971). O terceiro método foi proposto no trabalho de Nelson e Siegel (1987). Destes trabalhos iniciais, foram desenvolvidas as diversas extensões que existem na literatura atual, tais como a extensão de Svensson (1994), os métodos de ponderação de erros de Steeley (1991), os métodos de penalização de Fisher, Nychka e Zervos (1995), entre outros.

Recentemente, surgiu na literatura uma abordagem que explora diferentes formas de modelar a estrutura a termo em conjunto com fatores macroeconômicos, tais como os trabalhos de Ang e Piazzesi (2003) e Hördahl, Tristani e Vestin (2006) e Rudebusch e Wu (2008). A primeira abordagem natural para incorporar fundamentos macroeconômicos foi realizada por modelos afins sem arbitragem que combinaram rendimento latente e macro-fatores na função das taxas de juros de curto prazo. Isto foi realizado de modo a permitir que a função afim dependesse de fatores macro que medissem variáveis econômicas como inflação, atividade real, crédito, entre outras.

O trabalho de Diebold, Rudebusch e Aruoba (2006) é um exemplo que não só fornece uma interpretação macroeconômica dos modelos DNS como também combina fatores macroeconômicos na estrutura de estimação da curva de juros. Suas estimativas para títulos do tesouro dos EUA encontraram uma correlação entre fatores latentes e variáveis macroeconômicas relacionadas à atividade real, inflação e um instrumento de política monetária. Foi encontrado que o fator de nível está altamente correlacionado com a inflação e o fator de inclinação está altamente correlacionado com a atividade real. Já o fator de curvatura parece não ter relação com nenhuma das principais variáveis macroeconômicas.

Neste artigo, focamos no métodos de estimativa de estrutura de termos mais usados: o método de forma exponencial de Nelson e Siegel e sua extensão para uma estrutura dinâmica. Apesar de uma maior dificuldade computacional, o modelo de Nelson e Siegel (1987), e sua extensão dada por Svensson (1994), têm uma posição de destaque entre os métodos de estimativa da estrutura a termo. Podemos listar pelo menos três vantagens em relação aos outros métodos: (i) a suavidade das curvas estimadas para as taxas à vista e a termo; (ii) o comportamento assintótico da estrutura a termo no longo prazo; e (iii) sua robustez a *outliers* e erros nos dados de mercado.

Segundo (NAWALKHA; SOTO, 2017), o *Bank for International Settlements* (BIS) afirma que a maioria dos bancos centrais usa esses métodos para estimativa de suas estrutura a termo da taxa de juro. Além disso, nos últimos anos, esses modelos estão atraindo o interesse de pesquisadores na área de modelagem de interesse e gerenciamento de riscos de portfólio, tais como os trabalhos de Diebold e Li (2006), que reinterpreta os três fatores como nível, inclinação, e curvatura na estrutura de

Litterman e Scheinkman (1991). O trabalho de Christensen, Diebold e Rudebusch (2011) fornece fundamentos teóricos para o modelo base, por meio da estimação da estrutura a termo da taxa de juros dinâmica. O trabalho Gürkaynak, Sack e Wright (2007) fornece as estimativas da curva de juros norte-americana para o período entre 1961 até 2006, em uma frequência diária. Os autores utilizaram da especificação de Nelson e Siegel (1987) para o período anterior a 1980 (devido à falta de títulos de longo prazo) e a extensão de Svensson (1994) posteriormente.

3.3 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 é Calvo e Reinhart (2002). Partindo do modelo proposto por Mundell-Fleming-Dornbusch, os autores apresentam evidência empírica 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 considerada 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 a 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 Gali e Gertler (2010), 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 a 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 às 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, Mancini 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.

3.4 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 a 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).

3.4.1 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 se ajustar aos diferentes formatos da curva de juros em qualquer período de tempo:

$$y(\tau) = \beta_1 + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + \beta_3 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right), \quad (23)$$

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.

3.4.2 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:

$$y(\tau) = L_t + S_t \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + C_t \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right), \quad (24)$$

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 L_t , S_t e C_t , 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 $\lim_{\tau \rightarrow \infty} y_t(\tau) = L_t$, cuja carga é constante em 1 para todos os vencimentos. Um aumento em L_t desloca a curva inteira de juros igualmente, já que sua carga fatorial é idêntica em todos os vencimentos. O carregamento em S_t é uma função que começa em uma unidade, mas decai monotonicamente com a maturidade. Flutuações em S_t geram maiores desvios nas taxas de juros de curto prazo. O carregamento em C_t aumenta em maturações médias e depois decai para zero. Assim, um aumento em C_t 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 $y_t(0) = L_t + S_t$.

A estimação do DNS é proposta em Diebold e Li (2006) por meio de uma abordagem em dois estágios. Na primeira etapa, 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. Na segunda etapa, 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 auto-regressivo estocástico de primeira ordem. No sistema de espaço de estados, a notação vetorial é descrita pelas

equações (25) e (26):

$$y_t = \Lambda f_t + \varepsilon_t, \quad (25)$$

$$(f_t - \mu) = A(f_{t-1} - \mu) + \eta_t, \quad (26)$$

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 (25)) 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 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 (26)) 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:

$$\begin{pmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} \sim \text{WN} \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} Q & 0 \\ 0 & P \end{pmatrix} \right]. \quad (27)$$

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 auto-regressivo 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 formalizada como:

$$\begin{pmatrix} y_t(\tau_1) \\ y_t(\tau_2) \\ \vdots \\ y_t(\tau_N) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \frac{1-e^{-\lambda\tau_1}}{\lambda\tau_1} & \frac{1-e^{-\lambda\tau_1}}{\lambda\tau_2} - e^{-\lambda\tau_1} \\ 1 & \frac{1-e^{-\lambda\tau_2}}{\lambda\tau_2} & \frac{1-e^{-\lambda\tau_2}}{\lambda\tau_2} - e^{-\lambda\tau_2} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & \frac{1-e^{-\lambda\tau_N}}{\lambda\tau_N} & \frac{1-e^{-\lambda\tau_N}}{\lambda\tau_N} - e^{-\lambda\tau_N} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_t \\ S_t \\ C_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t(\tau_1) \\ \varepsilon_t(\tau_2) \\ \vdots \\ \varepsilon_t(\tau_N) \end{pmatrix}. \quad (28)$$

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

$$\begin{pmatrix} L_t - \mu_L \\ S_t - \mu_S \\ C_t - \mu_C \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1} - \mu_L \\ S_{t-1} - \mu_S \\ C_{t-1} - \mu_C \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_t(L) \\ \eta_t(S) \\ \eta_t(C) \end{pmatrix}. \quad (29)$$

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.

3.4.3 Medindo Efeitos dos Spillovers

Diebold e Yilmaz (2012) propuseram uma medida de *spillover* baseada em uma estrutura auto-regressiva 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):

$$x_t = \sum_{n=1}^p \Phi x_{t-n} + \varepsilon_t, \quad (30)$$

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:

$$x_t = \sum_{n=0}^{\infty} A_n \varepsilon_{t-n}, \quad (31)$$

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

$$A_i = \Phi_1 A_{i-1} + \Phi_2 A_{i-2} + \dots + \Phi_p A_{i-p}, \quad (32)$$

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 permite analisar as variâncias do erro de previsão de cada variável em partes que são atribuídas aos vários choques do sistema.

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, por meio da distribuição histórica dos erros. A soma das contribuições para a variância do erro de previsão podem diferir da unidade pois os choques para cada variável não são ortogonalizados.

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 . 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:

$$\theta_{ij}^g(H) = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \Sigma e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \Sigma A_h' e_i)}, \quad (33)$$

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 exposto 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:

$$\tilde{\theta}_{ij}^g(H) = \frac{\theta_{ij}^g(H)}{\sum_{j=1}^N \theta_{ij}^g(H)}. \quad (34)$$

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:

$$S^g(H) = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{N} \times 100. \quad (35)$$

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:

$$S_i^g(H) = \frac{\sum_{j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{N} \times 100 \quad (36)$$

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

$$S_i^g(H) = S_{.i}^g(H) - S_i^g(H) \quad (37)$$

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

$$S_{ij}^g(H) = \left(\frac{\tilde{\theta}_{ji}^g(H) - \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{N} \right) \times 100 \quad (38)$$

3.4.3.1 Modelo VEC

O modelo auto-regressivo vetorial (VAR) é apropriado para analisar a dinâmica entre um conjunto de variáveis tratadas como endógenas, sendo utilizados no modelo de *spillover* financeiro. Porém, nos casos em que as séries utilizadas são não estacionárias, utilizar a metodologia VAR omite informações relevantes. Na presença de heterocedasticidade e autocorrelação, os estimadores continuam sendo não viesados e consistentes, mas deixam de ser eficientes. No entanto, quando as séries apresentam alguma relação de cointegração, esse problema pode ser solucionado com um vetor de correção de erros. Segundo Engle e Granger (1987), um Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC) possui estimadores consistentes e eficientes mantendo as informações sobre os níveis.

Um modelo VEC pode ser obtido da seguinte forma:

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \Pi x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (39)$$

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_{i+1} + \dots + \Pi_p), \quad i = 1, \dots, p-1$$

$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_p).$$

no qual I é a matriz identidade ($k \times k$) e Γ_i é a matriz que capta o impacto de longo prazo.

Para que Δx_t seja estacionário, é necessário que o posto da matriz Π seja maior que um. Assim existirá vetores de co-integração que representam as relações de longo prazo entre as séries de x_t . Na análise da existência de co-integração entre as variáveis é utilizado o teste de Johansen, que avalia o posto da matriz Π . Por fim, o modelo VEC

é re-transformado para uma estrutura VAR permitindo obter as equações (30) e (31) e, conseqüentemente, a estimação dos índices de *spillovers*.

3.5 RESULTADOS EMPÍRICOS

3.5.1 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 e 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. As maturidades utilizadas, e a fonte dos dados estão expostas na Tabela 4. Ressalta-se que, em alguns casos, optou-se por utilizar taxas de referência interbancárias como *proxy* das taxas de títulos públicos em função de sua liquidez, caso do Brasil e Chile.

Tabela 4 – Variáveis Utilizadas e Fonte de Dados

País	Maturidades	Fonte
Brasil	3M,6M,1A a 10A	B3
Chile	3M,6M,1A a 5A,10A	Banco Central do Chile
Colômbia	3M,6M,1A,5A,10A	Banco Central da Colômbia
EUA	3M,6M,1A,2A,3A,5A,7A,10A	<i>Federal Reserve</i> de St. Louis
Peru	3M,6M,1A a 10A	Superin. de Bancos e Seguros

M = Meses, A = Anos.

Fonte: Elaboração Própria.

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. 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 (SOWMYA; PRASANNA; BHADURI, 2016). Além disso, os títulos em moeda local também refletem a orientação da política monetária da economia interna, 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 do ciclo 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 taxa de juros em moeda doméstica. A Tabela 5

Tabela 5 – Estatísticas Descritivas de Taxas de Juros Selecionadas

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.

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 Estados Unidos, com taxas entre 0% e 5,26%.

3.5.2 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 e Li (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 (CALDEIRA; MOURA; SAVINO PORTUGAL, 2009), optou-se por utilizar as estimativas obtidas pelo modelo apresentado em dois estágios, como o vetor de inicialização do filtro de Kalman.

Inicialmente foram estimados os parâmetros do modelo usando uma abordagem em dois estágios. Primeiro, com λ mantido fixo, estima-se os parâmetros de nível, inclinação e curvatura para cada curva de juros diária. Processo repetido para todas as curvas de juros observadas que fornece uma série temporal tridimensional de estimativas dos fatores de nível, inclinação e curvatura não observados. Posteriormente, foi ajustado um modelo auto-regressivo de primeira ordem, VAR(1), à série temporal de fatores derivados no primeiro passo, e extraídas 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) e Caldeira, Moura e Savino Portugal (2009). 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 iguais à covariância do processo de ruído branco, tal que $Q = BB'$ e $H = DD'$.

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, ajusta melhor a curva em maturidades longas, enquanto valores grandes, produzem decaimento mais rápido e

Tabela 6 – Fator de Decaimento e Maturidade de Máximo

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	Peru
λ_j	0,1110	0,0644	0,0508	0,0397	0,0369
Maturidade	16,16	27,85	35,30	45,17	48,60

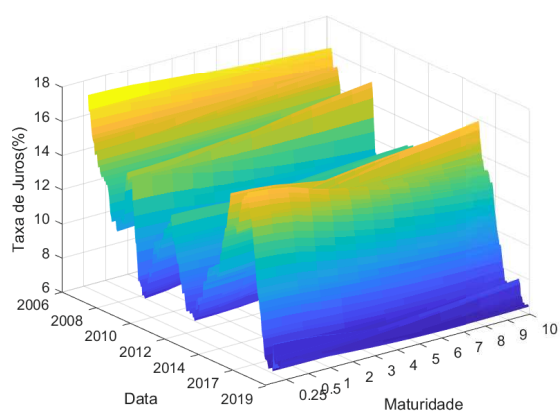
Fonte: Elaboração Própria.

podem ajustar melhor a curva em maturidades curtas. Na tabela 6 são apresentados os λ encontrados a partir da estimação pelo filtro de Kalman. Como pode se observar, todos os λ_j 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 à instabilidade política e econômica dos países avaliados, possibilitando avaliar a expectativa do mercado quanto ao desenvolvimento da política monetária futura.

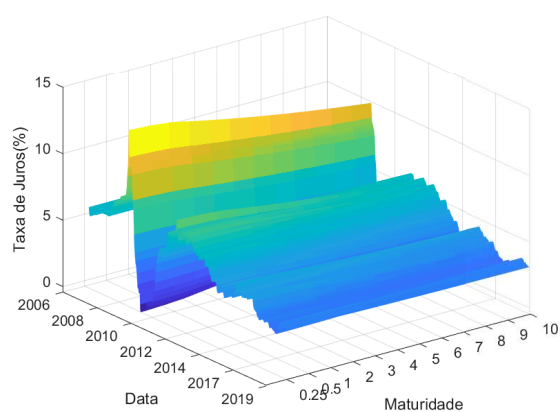
Na Figura 7 são expostos o comportamento ao longo do tempo, das estruturas a termo da taxa de juros para todos os países analisados. Como pode ser observado por uma análise visual, há uma grande variabilidade ao longo do tempo, com comovimentos entre as curvas de juros. Existe uma redução dos níveis das curvas de juros no período entre 2008 e 2009, para todas as curvas estimadas, o que pode ser um indicio da ocorrência de *spillovers* entre os fatores das estruturas a termo da taxa de juros.

As estatísticas descritivas para os três fatores latentes estimados para todos os países da amostra, são apresentadas na Tabela 7. 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.

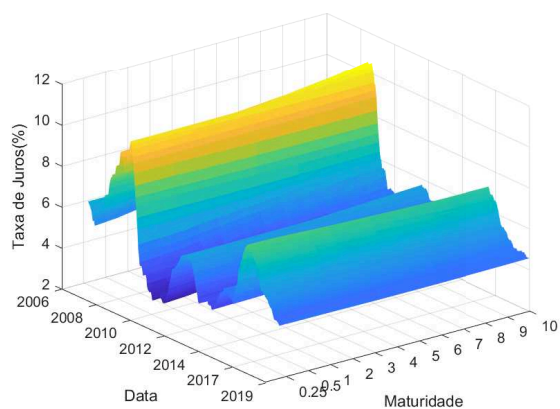
Como a avaliação dos índices de *spillovers* entre os fatores da estrutura a termo será realizada por meio de uma decomposição da variância que requer estacionariedade, foram avaliadas a presença de raiz unitária por meio do teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Os coeficientes de nível são não-estacionários para todos os países da amostra; todos os coeficientes de inclinação são não estacionários; e os coeficientes de curvatura são não-estacionários para todos os países. Todas as séries serão utilizadas em nível, optando-se pela utilização da metodologia com vetor de correção de erros, VEC. A justificativa por essa opção é fundamentada em Taylor



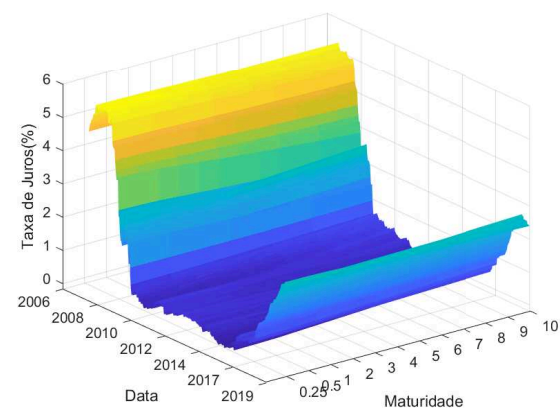
(a) Brasil



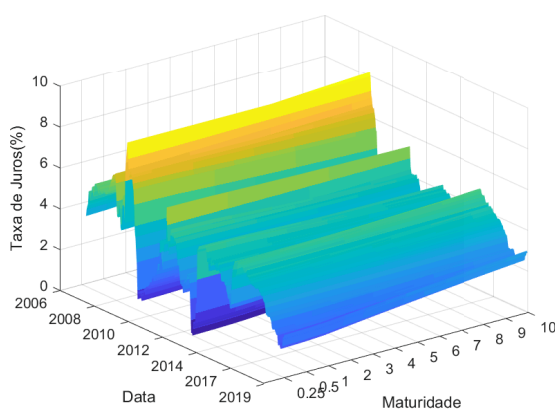
(b) Chile



(c) Colômbia



(d) Estados Unidos



(e) Peru

Figura 7 – Estrutura a Termo da Taxa de Juros ao Longo do Tempo

Fonte: Elaboração própria (2020)

Tabela 7 – Estatísticas Descritivas dos Fatores Latentes

Maturidade	Média	Des. Pad.	Mín	Máx	Assim.	Curt.	JB	KPSS
Brasil								
Nível	12,34	1,52	9,55	18,33	0,70	0,56	278,62	3,30
Inclinação	-1,73	2,43	-7,31	4,05	0,18	-0,33	30,05	1,40
Curvatura	-1,27	3,57	-11,99	8,33	0,05	-0,84	87,60	8,78
Chile								
Nível	5,91	0,86	4,27	8,08	0,27	-0,92	138,21	23,52
Inclinação	-1,16	2,06	-7,36	5,95	-1,01	2,20	1098,80	0,98
Curvatura	-2,89	1,66	-7,03	1,83	0,06	-0,51	32,99	6,61
Colômbia								
Nível	9,01	1,36	5,76	15,11	0,59	0,88	265,83	11,38
Inclinação	-3,64	1,74	-7,92	-0,04	-0,26	-0,53	66,55	3,12
Curvatura	-1,40	3,38	-8,35	9,07	0,71	-0,35	260,31	17,30
EUA								
Nível	4,16	1,15	2,07	6,50	0,16	-1,34	231,56	16,58
Inclinação	-2,95	1,89	-6,45	0,59	0,11	-0,90	105,91	4,97
Curvatura	-2,88	2,12	-7,52	1,42	-0,14	-0,99	128,61	7,54
Peru								
Nível	7,76	1,06	5,27	10,64	0,14	-0,68	65,20	3,18
Inclinação	-4,23	1,76	-8,99	-0,56	-0,55	0,38	166,03	1,63
Curvatura	-2,90	2,54	-10,65	4,18	-0,09	-0,10	4,89	2,54

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

Hipótese Alternativa do Teste KPSS: Não-Estacionário

Fonte: Elaboração Própria.

(2013), no qual assume-se coordenação entre as políticas monetárias e, conseqüentemente, espera-se uma trajetória temporal comum entre os fatores da estrutura a termo da taxa de juros para os países avaliados.

3.5.3 Índices de *Spillover*

Os fatores latentes extraídos pelo modelo DNS são usados na avaliação dos efeitos de *spillovers* entre os países. Como os fatores se mostraram não-estacionários, optou-se pela utilização de uma estrutura VEC para avaliação, que será transformado em um VAR, na estimação dos índices de *spillovers*, ver Apêndice A.2.

O modelo VEC é constituído 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 os dados apresentam frequência diária, optou-se por um horizonte de previsão de 210 passos - média de dias úteis em que ocorreram transações em todos os mercados em um ano - para realização da decomposição da variância do erro de previsão. A definição deste horizonte temporal foi baseada no trabalho de Sowmya, Prasanna e

Bhaduri (2016). Segundo os autores, esta janela temporal é o espaço necessário para se observar alterações nas taxas de política monetária entre as economias.

3.5.3.1 *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 às taxas de juros de longo prazo e à inflação (DIEBOLD; RUDEBUSCH; ARUOBA, 2006). 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, à preferência do investidor estrangeiro, à 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 8 – Índice de *Spillover* para o fator de Nível

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	Peru	Recebido
Brasil	80,67	3,27	5,5	0,26	10,29	31,49
Chile	1,42	92,48	0,77	5,22	0,11	24,60
Colômbia	13,23	2,13	79,82	4,16	0,66	35,15
EUA	0,53	5,03	2,2	81,78	10,46	27,88
Peru	29,88	0,05	1,06	17,73	51,29	42,42
<i>Spillover</i> p/ os Outros	45,06	10,48	9,53	27,37	21,52	161,54
<i>Spillover</i> Total	125,73	102,96	89,35	109,15	72,81	TCI:
<i>Spillover</i> Líquido	25,73	2,96	-10,65	9,15	-27,19	22,79

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 8 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 para o fator de nível é mais alta nos mercados do Chile e EUA. Isso indica que são menos impactados pelos outros países da amostra. Já os países que mais contribuíram para o transbordamento em nível sobre os outros países foram o Brasil respondendo por 45,06% de *spillover*, e os EUA, respondendo por 27,37%. Os maiores receptores

são a Colômbia e o Peru. O resultado é consistente com o estudo de Canova (2005) e Maćkowiak (2007), que observou que o mercado norte-americano recebe menos influência das economias emergentes, tendo um alto poder de transmitir choques externos para as economias sul-americanas.

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 22,79% da variação do erro de previsão, indicando a porcentagem média da variação total do erro de previsão que é decorrente da interação, e consequente *spillover*, entre os países. Os 77,21% restantes da variação total média do erro de previsão são explicados por fatores internos dos países. Isto sustenta a hipótese de que a integração financeira desempenha um papel importante na transmissão de choques de uma economia para outra.

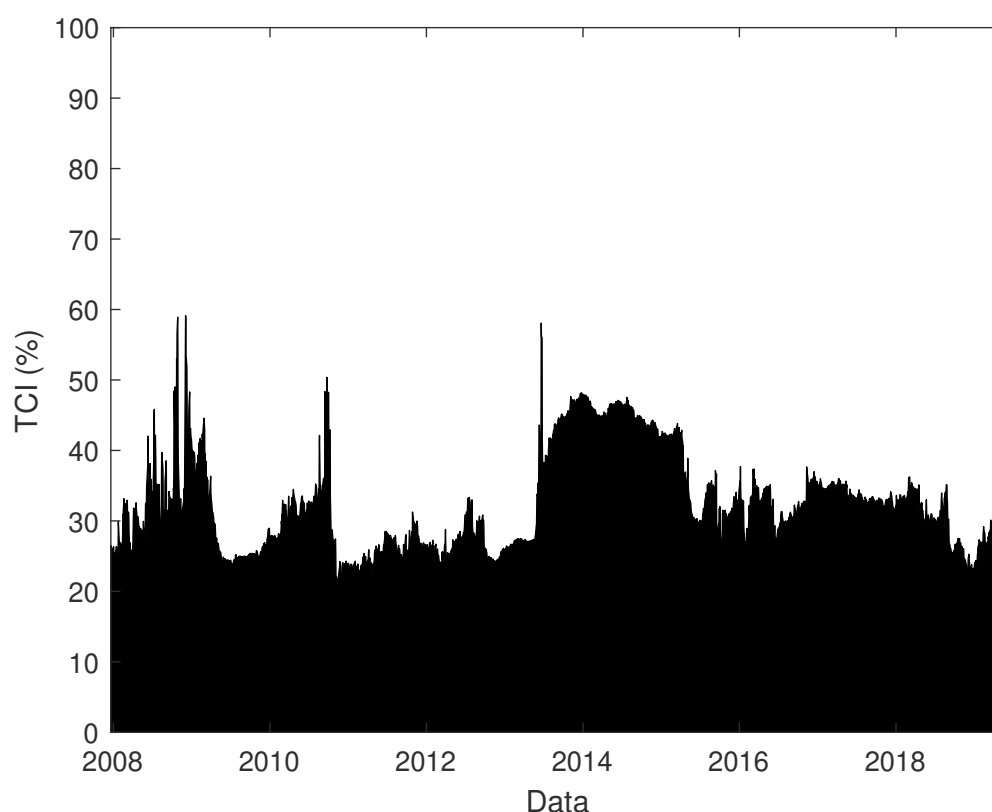


Figura 8 – *Spillover* Total sobre o Fator de Nível

Fonte: Elaboração Própria

O cálculo do índice de transbordamento para a amostra inteira pode não capturar as mudanças cíclicas e estruturais, dessa forma optou-se por avaliar essa relação ao longo do tempo. A dinâmica temporal do TCI no fator de nível foi investigada usando uma janela móvel de 420 dias úteis (24 meses), que captura a variação do transbordamento com o avanço temporal, como apresentado na Figura 8. A transmissão e os encadeamentos foram encontrados como sendo maiores durante o período de crise. As

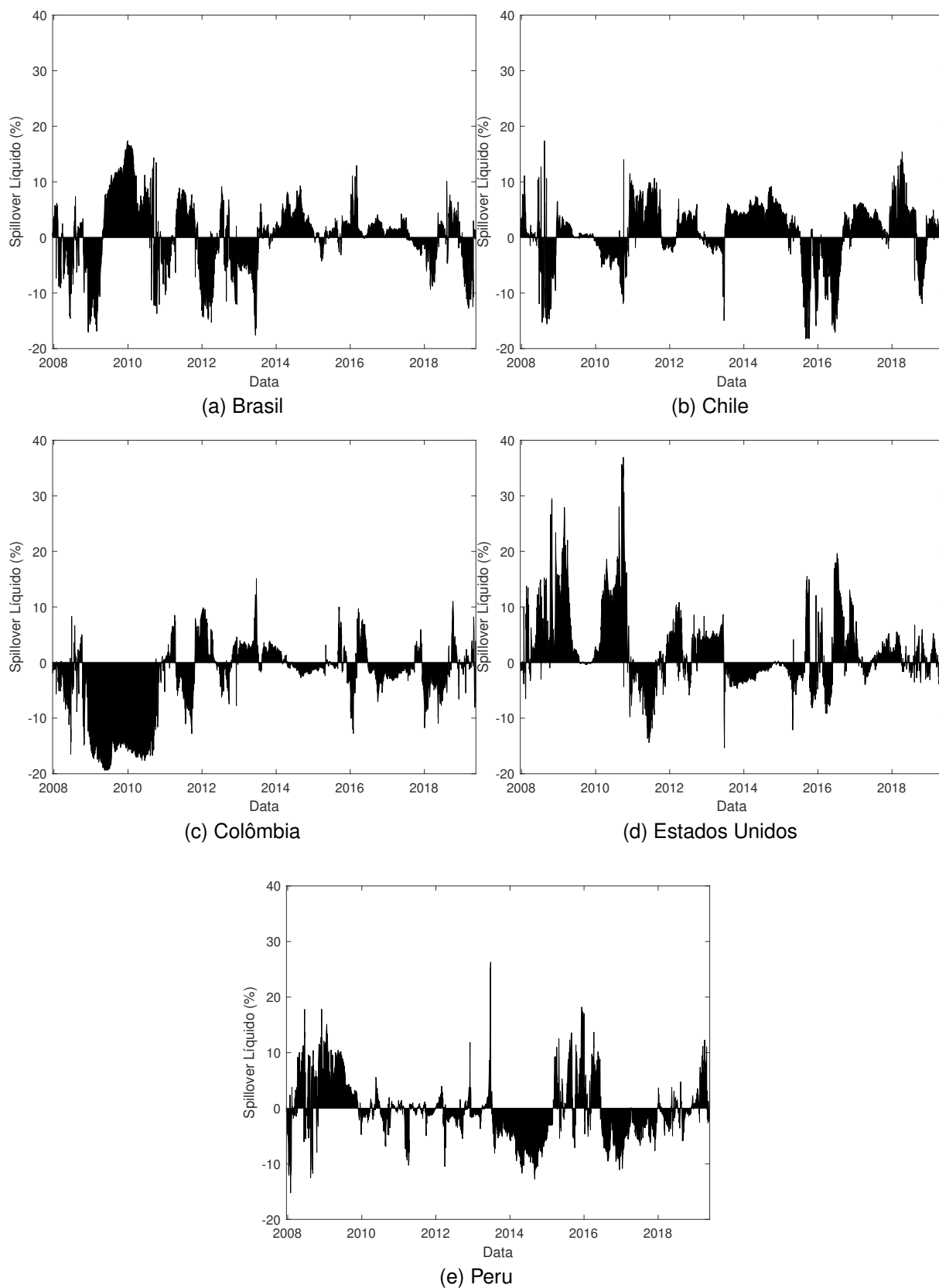


Figura 9 – Spillover Líquido no Fator de Nível

Fonte: Elaboração própria (2020)

ligações entre os fatores de nível foram substanciais na maior parte do tempo, variando entre 25% e 60%. Além disso, os picos e depressões nas áreas de transbordamento foram associados aos eventos financeiros: há um aumento substancial no índice de *spillover* na crise financeira global de 2008; posteriormente, com as ações de política monetária expansiva em 2009/2010, incluindo o *Quantitative Easing*, resultando em um aumento do transbordamento entre os fatores (BLINDER *et al.*, 2010); e um período de forte volatilidade entre 2012/2014, decorrente de instabilidades na Zona do Euro. Os maiores vínculos durante os períodos de crise reforçam a importância de se avaliar o efeito contágio.

Esse resultado é justificável pois foi no período de 2008/2009 que ocorreu a eclosão da crise financeira de 2008. Subsequente a isso, diversos países ao redor do mundo, principalmente o Estados Unidos, iniciaram uma política monetária expansionista. Especificamente, em março de 2009, o governo norte-americano, iniciou uma política monetária não convencional, que ficou conhecida como *Quantitative Easing*. Esse tipo de política monetária envolvia a expansão maciça dos balanços dos bancos centrais, além de tentativas de influenciar outras taxas de juros além das habituais taxas oficiais de curto prazo (JOYCE *et al.*, 2012). Isso ocorreu pois os EUA já estavam trabalhando com taxas de curtíssimo prazos próximas a zero, e baixos efeitos sobre as variáveis operacionais.

Uma das consequências do chamado *Quantitative Easing* é a depreciação da moeda do país em que o estímulo é implantado (KRISHNAMURTHY; VISSING-JORGENSEN, 2011). Por exemplo, para os casos do QE1 e QE2 dos Estados Unidos, observou-se uma depreciação do dólar frente a uma cesta de outras moedas importantes (US Dollar Index). No entanto, esse dinheiro que foi criado pelos EUA também transbordou para as outras economias do mundo. Era como se o fluxo monetário gerado pelos EUA estivesse sendo exportado para outros países, principalmente para os países em desenvolvimento, que possuíam taxas de juros mais altas e, conseqüentemente, opções de investimento mais vantajosa. Isso levou a uma forte apreciação das moedas dos países analisados.

Na Figura 9 são apresentados os *spillovers* líquidos em uma distribuição temporal para os fatores de nível, isto é, a diferença entre a influência enviada e recebida pelos fatores de cada país ao longo do tempo. De acordo com a Figura 9, temos que a influência sobre o fator de nível por choques externos é temporalmente heterogênea para todos os países analisados. No entanto, observamos que os EUA é o país que, durante a maior parte do tempo, impactou os outros países, podendo ser considerado um transmissor dominante. Seguido dos EUA temos o Chile, que apresenta períodos de forte influência sobre os outros países, como nos períodos entre 2008/2010 e 2012/2014. O Brasil e Colômbia ora atuaram como receptores líquidos, ora como transmissores líquidos de choques de política monetária. Por fim, o Peru foi o país

que mais recebeu influência dos outros, ainda que de forma heterogênea ao longo do tempo.

3.5.3.2 *Spillover* no Fator de Inclinação

As mudanças na inclinação, normalmente, são específicas de cada país, 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 (DIEBOLD; RUDEBUSCH; ARUOBA, 2006). 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) afirmam que, devido ao fato de 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 9 – Índice de *Spillover* para o fator de Inclinação

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	Peru	Recebido
Brasil	91,96	4,11	2,06	1,79	0,08	8,04
Chile	0,43	90,98	1,00	3,34	4,25	9,02
Colômbia	13,32	10,84	58,57	6,49	10,78	41,43
EUA	1,76	0,75	0,62	96,08	0,79	3,92
Peru	15,29	24,96	7,66	17,31	34,77	65,23
<i>Spillover</i> p/ os Outros	30,80	40,66	11,34	28,93	15,90	127,64
<i>Spillover</i> Total	122,76	131,64	69,91	125,01	50,67	TCI:
<i>Spillover</i> Líquido	22,76	31,64	-30,09	25,01	-49,33	25,53

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 9 são apresentadas as intensidades das ligações do fator de inclinação. Observa-se que a inclinação é mais influenciada pelos fatores do país de origem, em comparação com a avaliação dos fatores de níveis. No entanto quando ocorre 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 40,66% e 30,80% dos choques, respectivamente. É interessante

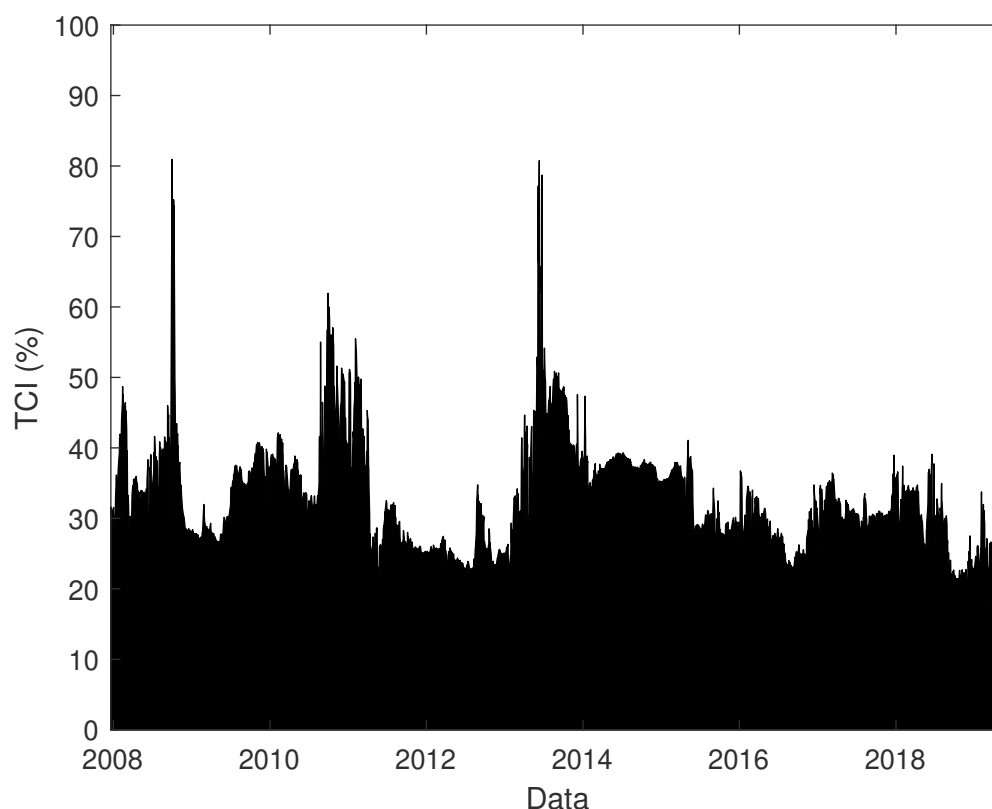


Figura 10 – *Spillover* Total sobre o Fator de Inclinação
 Fonte: Elaboração Própria

observar também o comportamento do índice de transbordamento sobre a Colômbia e o Peru. No caso da Colômbia, temos que 41,43% da variação de seu fator de inclinação é advinda de políticas monetárias realizadas pelos outros países analisados. Esse transbordamento é ainda maior para o caso do Peru, onde 65,23% da variação é decorrente de choques externos.

Este resultado é consistente com a ideia de que o fator de inclinação representa mais aspectos internos e regionais, 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 96,08% de seu fator de inclinação (PASSARI; REY, 2015; EDWARDS, 2015; REY, 2016).

O índice de transbordamento total da inclinação entre os países é de 25,53%. A variação restante de 74,47% 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 210 passos (12 meses) à frente para a decomposição das variâncias. A Figura 10 apresenta os gráficos de transbordamento para o fator de inclinação. Como na análise do fator de nível, o transbordamento da inclinação atingiu o pico em 2008/2009 e 2013.

Foi nesse período que os países sul-americanos passaram também a seguir uma política monetária expansionista, política adotada pelos EUA. Isso ocorreu devido à forte entrada de recursos estrangeiros, com forte apreciação do câmbio, e maior facilidade de financiamento de suas dívidas. Isso fez com que as taxas de juros caíssem vertiginosamente para o Chile, Brasil, e o Peru. Especificamente o Chile, saiu de uma taxa básica de juros de 8,25% para 0,50% em menos de um ano. O mesmo tipo de política monetária foi realizada no Brasil, com a taxa de juros atingindo 8,75% no início de 2009, e o Peru, reduzindo a taxa básica de juros de 6,25% para 0,90% (CARRERA; RAMIREZ-RONDÁN, 2019). Essa realização de políticas monetárias concomitante explica o forte aumento do TCI naquele período, principalmente entre as economias sul-americanas.

Em comparação com a Figura 8 é possível observar duas distinções: o coeficiente de *Spillover* Total (TCI) é mais estável e reduzido em comparação ao TCI do fator de nível. Esse fato corrobora a hipótese de que o fator de inclinação reflete a política monetária e as condições econômicas internas, ocasionando em um fator menos impactado pelos choques externos. No entanto, a sincronidade 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.

Na Figura 11 são apresentados os *spillovers* líquidos em uma distribuição temporal para os fatores de inclinação. Isto é, a diferença entre a influência enviada e recebida pelos países ao longo do tempo. Como pode ser observado, temos que a influência sobre o fator de inclinação por choques externos é temporalmente heterogênea para todos os países analisados. No entanto, observamos que o Chile, o Brasil e os EUA são os países que mais transmitiram influências para as outras taxas de juros (observar os valores do eixo y), o que nos leva a considerá-los transmissores dominantes. Com relação à Colômbia e o Peru, temos que esses países receberam mais influência do que enviaram, no segundo de forma mais expressiva (EDWARDS, 2015; TAYLOR, 2013).

Quando comparamos a Figura 11 com a Figura 9 podemos observar dois fatos. O primeiro é que os transbordamentos são mais concentrados em períodos específicos, como o caso do Chile e os EUA. O segundo fato é que também apresenta uma maior volatilidade no índice de transbordamento; são observadas rajadas nítidas de aumento e redução das influências. Isso mais uma vez, reforça a ideia de que o fator de inclinação reflete a política monetária interna e as condições econômicas e financeiras do mercado, com momentos de choques externos sendo transmitidos e absorvidos de forma mais rápida (DRIESSEN; MELENBERG; NIJMAN, 2003).

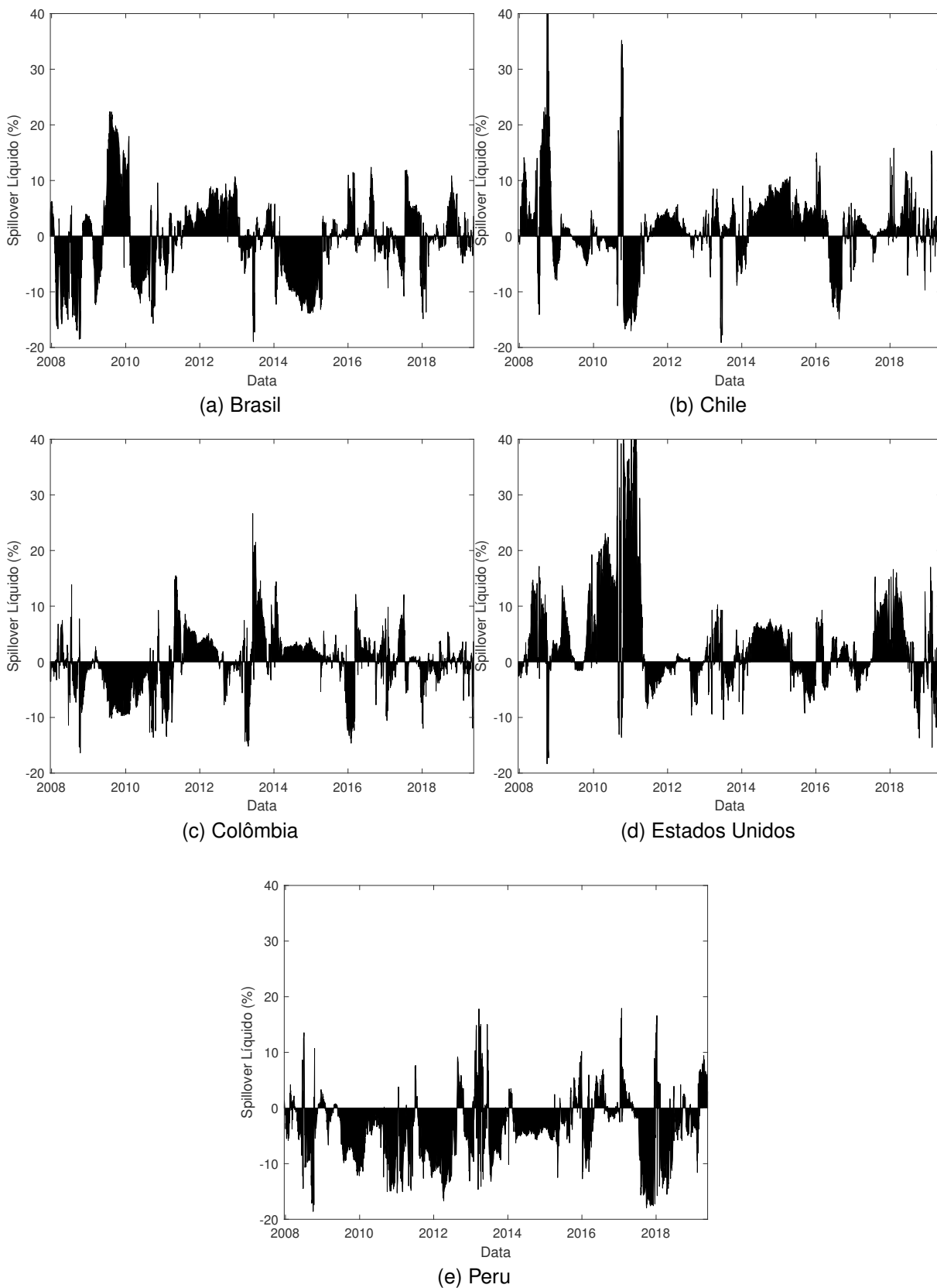


Figura 11 – Spillover Líquido no Fator de Inclinação

Fonte: Elaboração própria (2020)

3.5.3.3 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 com os choques macroeconômicos, quando afetam o nível de risco do mundo todo. Esse aspecto é evidenciado pelo trabalho de Diebold, Rudebusch e Aruoba (2006), no qual é identificado que a curvatura possui baixos vínculos com os fundamentos macroeconômicos. Portanto, espera-se que, comparado com o nível e a inclinação, o efeito de transbordamento na curvatura seja menor.

Tabela 10 – Índice de *Spillover* para o fator de Curvatura

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	Peru	Recebido
Brasil	95,10	1,89	0,00	0,47	2,53	19,33
Chile	0,83	97,29	0,92	0,21	0,76	17,97
Colômbia	0,54	0,79	93,74	0,70	4,24	33,77
EUA	0,04	0,76	0,77	95,80	2,63	6,23
Peru	0,61	19,9	2,09	35,22	42,18	32,27
<i>Spillover</i> p/ os Outros	2,02	23,34	3,78	36,60	10,16	109,57
<i>Spillover</i> Total	97,12	120,63	97,52	132,40	52,34	TCI:
<i>Spillover</i> Líquido	-2,88	20,63	-2,48	32,40	-47,66	15,18

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

Na Tabela 10 são apresentadas as inter-relações do 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 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, resultado consistente com estudos passados (BRUNO; SHIN, 2015; REY, 2016). 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.

O TCI para a curvatura nos países foi de 15,18%. Os 84,82% restantes da variação na curvatura foram explicados por choques internos. 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 60%, com uma menor variabilidade do índice quando comparado aos fa-

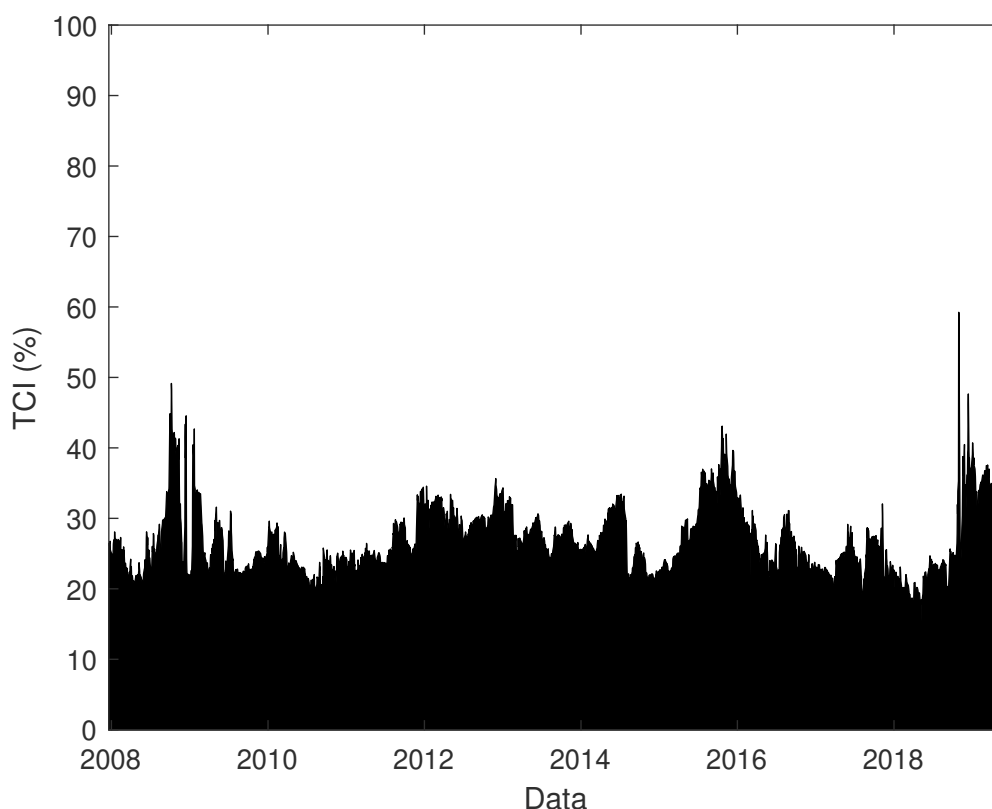


Figura 12 – *Spillover* Total sobre o Fator de Curvatura
Fonte: Elaboração Própria

tores de nível e inclinação. 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 analisados.

Com relação ao fator de curvatura, podemos observar no gráfico dois momentos de forte expansão do TCI, o primeiro ocorrendo no período de 2008/2009, e o segundo ocorrendo em meados 2018 em diante. Esses aumentos estão fortemente associados ao nível de risco das economias avaliadas. No período de 2008/2009 tivemos a crise financeira que gerou um aumento do nível de risco em todo o mundo, iniciando nos EUA e transbordando para as outras economias, isto é, os outros países em análise, o que explica a forte expansão do índice de transbordamento. Já em meados de 2018, foi observado um retorno da capacidade de crescimento dos EUA, o que levou a uma saída de capital, e conseqüente desvalorização da moeda dos países sul-americanos. Esse cenário, associado a outros eventos políticos, gerou uma incerteza econômica, que levou ao aumento das taxas de juros no médio prazo de forma concomitante, o que explica o aumento do TCI nesse período.

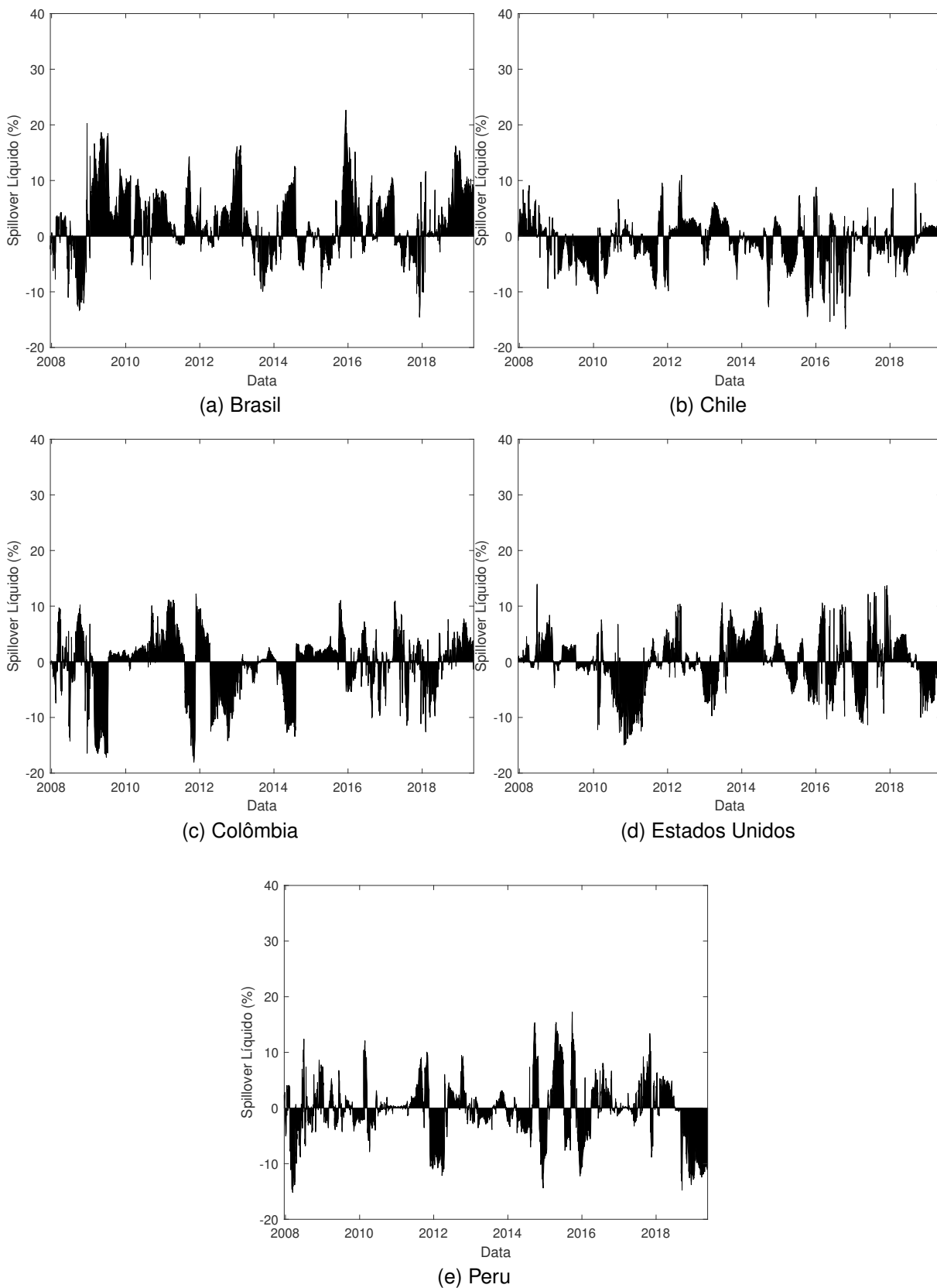


Figura 13 – Spillover Líquido no Fator de Curvatura

Fonte: Elaboração própria (2020)

Na Figura 13 são apresentados os *spillovers* líquidos em uma distribuição temporal para os fatores de curvatura. Como nos resultados encontrados para os fatores de nível e inclinação (Figuras 9 e 11) o país que tem maior influência no índice de *spillover* de choques externos é o EUA, resultados consistentes com a literatura (CANOVA, 2005; MAĆKOWIAK, 2007; TAYLOR, 2013; EDWARDS, 2015). No entanto, os *spillovers* líquidos do fator de curvatura apresentam resultados mais estáveis em relação aos resultados observados no fator de inclinação, isto é, os períodos de transbordamento são melhor definidos. No entanto, como nos casos anteriores, esses períodos são heterogêneos ao longo da amostra.

Um fato é o caso do Chile e do Peru, diferente do que ocorreu nas Figuras 9 e 11, tiveram uma inversão no comportamento de seus coeficientes. Enquanto o Chile era um país transmissor, se tornou um receptor. Já o Peru, que era um expressivo receptor de influência externa, se tornou um país com maior capacidade de transmitir influência para os outros países. Esses resultados são interessantes pois ressaltam a importância da consideração do λ na estimação da estrutura a termo da taxa de juros. Reforçando que, ainda que os fatores seja compostos por taxas de juros, apresentam informações diferentes com relação as economias analisadas. (DRIESSEN; MELENBERG; NIJMAN, 2003; SOWMYA; PRASANNA; BHADURI, 2016).

3.5.3.4 Robustez

O artigo usou a decomposição da variação de erro de previsão do modelo auto-regressivo vetorial generalizado para capturar os efeitos de *spillvoer* nos fatores estimados pelo modelo DNS. Como uma verificação de sensibilidade, foram calculados também três fatores empíricos normalmente usados na literatura como *proxies* para os fatores latentes da estrutura a termo da taxa de juros (AFONSO; MARTINS, 2012). Essas três *proxies* são calculadas com base nas equações (40), (41) e (42) representando, respectivamente, os fatores de nível, L_t , inclinação, S_t , e curvatura, C_t , do modelo DNS:

$$\text{Nível} = [(y_t(3)) + (y_t(24)) + (y_t(120))]/3, \quad (40)$$

$$\text{Inclinação} = [(y_t(3)) - (y_t(120))], \quad (41)$$

$$\text{Curvatura} = [2 \times (y_t(24)) - (y_t(3)) - (y_t(120))], \quad (42)$$

no qual $y_t(\tau)$ refere-se ao rendimento dos títulos cupom zero do vencimento τ (em meses).

Tabela 11 – Estatísticas Descritivas dos Fatores Latentes

Maturidade	Média	Des. Pad.	Mín	Máx	KPSS
Brasil					
Nível	11,60	1,92	7,83	16,86	5,655
Inclinação	-1,36	1,83	-6,39	3,53	2,357
Curvatura	-2,94	1,25	-2,74	3,44	6,143
Chile					
Nível	4,69	1,25	2,61	8,78	1,318
Inclinação	-1,08	1,52	-5,56	4,38	1,029
Curvatura	-0,91	0,70	-4,12	1,20	2,307
Colômbia					
Nível	6,57	1,66	4,19	11,62	1,173
Inclinação	-2,66	1,37	-5,90	6,58	4,972
Curvatura	-1,83	1,44	-14,96	4,50	3,519
EUA					
Nível	1,86	1,29	5,83	5,18	1,182
Inclinação	-1,79	1,07	-3,83	0,64	4,531
Curvatura	-0,96	0,75	-2,43	0,42	7,147
Peru					
Nível	4,69	1,07	2,00	8,73	6,062
Inclinação	-2,55	1,05	-5,30	-0,60	0,914
Curvatura	-1,42	0,86	-3,63	1,27	3,969

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

Hipótese Alternativa KPSS: Não Estacionário

Fonte: Elaboração Própria.

Na Tabela 11 são expostas as estatísticas descritivas dos fatores empíricos calculados pelas equações (40), (41) e (42) ¹. É expostos também o teste KPSS utilizado para a verificação da estacionariedade das séries, requisito necessário para estimação do modelo VAR. Como pode ser observado, nenhuma das séries avaliadas se mostrou estacionária, o que implicou na necessidade de um modelo VEC como base para estimação dos índices de *spillover*.

Na Tabela 12 são apresentadas as inter-relações para o fator empírico de nível. Como pode ser observado, apresentou uma alto índice de *spillovers*, um pouco maior do que o estimado para o fator de nível extraído pelo DNS. As inter-relações se alteraram um pouco, com o Brasil exercendo maior influência sobre os países sul-americanos, seguido do Chile e dos EUA. Na avaliação com o fator de nível do DNS, quem exerceu maior influência foi os EUA. Esse resultados podem estar associados uma menor suavidade dos fatores em relação aos fatores extraídos pelo modelo DNS. Isso pode implicar na ocorrência de um maior *spillover* financeiro.

Na Tabela 13 são apresentadas as inter-relações para o fator empírico de incli-

¹ No caso da Colômbia, foi utilizado o título com maturidade de 12 meses como *proxy* para a maturidade de 24 meses.

Tabela 12 – Índice de *Spillover* para o Nível Empírico

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	Peru	Recebido
Brasil	95,49	2,37	0,11	0,17	1,85	4,50
Chile	9,63	64,02	0,08	5,95	20,32	35,98
Colômbia	8,29	1,72	81,61	1,88	6,5	18,39
EUA	0,06	3,52	0,00	95,45	0,97	4,55
Peru	44,04	17,15	0,25	4,87	33,69	66,31
<i>Spillover</i> p/ os Outros	62,02	24,76	0,44	12,87	29,64	108,32
<i>Spillover</i> Total	157,51	88,78	82,05	108,32	63,33	TCI
<i>Spillover</i> Líquido	57,51	-11,22	-17,95	8,32	-36,67	25,95

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

Tabela 13 – Índice de *Spillover* para a Inclinação Empírica

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	Peru	Recebido
Brasil	93,89	2,55	2,23	1,26	0,06	6,10
Chile	0,15	88,85	8,41	2,49	0,09	11,14
Colômbia	3,48	20,63	52,94	16,58	6,37	47,06
EUA	0,89	0,06	0,02	98,95	0,07	1,04
Peru	0,61	3,06	20,24	1,16	74,94	25,07
<i>Spillover</i> p/ os Outros	5,13	26,30	30,90	21,49	6,59	120,44
<i>Spillover</i> Total	99,02	115,15	83,84	120,44	81,53	TCI
<i>Spillover</i> Líquido	-0,98	15,15	-16,16	20,44	-18,47	18,09

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

nação. Acontece situação semelhante ao caso anterior, temos um índice de *spillovers* compatível, mas menor em relação ao estimado para o fator de inclinação extraído pelo DNS. As inter-relações se alteraram um pouco, com o EUA exercendo maior influência sobre os países sul-americanos, seguido da Colômbia e do Chile.

Por fim, na Tabela 14 são apresentadas as inter-relações para o fator empírico de curvatura. A mesma situação acontece como nos casos anteriores, resultados compatíveis com o esperado, com índice de *spillovers* ligeiramente maior em comparação ao estimado para o fator de curvatura pelo DNS. No entanto, tanto essa Tabela, quanto as Tabelas 12 e 13 corroboram com a hipótese de que existe *spillover* de choques externos entre os fatores da estrutura a termo da taxa de juros de cada país.

Tabela 14 – Índice de *Spillover* para a Curvatura Empírica

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	Peru	Recebido
Brasil	96,13	1,17	2,03	0,04	0,63	3,87
Chile	0,5	99,04	0,38	0	0,08	0,96
Colômbia	0,06	0,29	43,81	0,21	55,63	56,19
EUA	0	0,89	1,81	96,16	1,15	3,85
Peru	0,1	0,02	26,34	0,01	73,52	26,47
<i>Spillover</i> p/ os Outros	0,66	2,37	30,56	0,26	57,49	96,42
<i>Spillover</i> Total	96,79	101,41	74,37	96,42	131,01	TCI
<i>Spillover</i> Líquido	-3,21	1,41	-25,63	-3,58	31,01	18,27

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

3.6 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, 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 auto-regressivos generalizado como em Diebold e Yilmaz (2012), que é invariante à ordenação dos países.

Os resultados do estudo indicam que o fator de inclinação apresenta um maior índice de transbordamento entre os países, seguido pelos fatores de nível 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 dos EUA e do 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 observada 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 o modo como a estrutura a termo da taxa de juros de outros países pode afetar as variáveis econômicas internas, de modo que reafirmam as evidências encontradas por Canova (2005), Taylor (2013), Passari e Rey (2015), Edwards (2015) e Rey (2016), por meio de uma técnica e objeto de estudo diferente. Os co-movimentos desses fatores são cruciais para o entendimento do impacto das mudanças nas taxas de curto, médio e 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.

4 CONCLUSÃO

À medida que o mundo se recupera da crise financeira global de 2008, é observado uma crescente interconexão e dependência entre as economias ao redor do mundo. Quer você chame de choques de política monetária internacional, contágio ou “ciclo financeiro global”, pesquisas recentes mostraram que poucos países podem isolar suas economias de choques externos, particularmente, advindos da política monetária dos EUA (CANOVA, 2005; MAĆKOWIAK, 2007; GALI; GERTLER, 2010; TAYLOR, 2013; EDWARDS, 2015; PASSARI; REY, 2015; BRUNO; SHIN, 2015; REY, 2015, 2016; SOWMYA; PRASANNA; BHADURI, 2016). Esse fato se torna mais expressivo quando se estuda as economias emergentes. Isso ocorre pois as EM geralmente dependem mais do comércio internacional, podendo também, apresentarem falta de fundamentos econômicos sólidos. Embora a literatura tenha fornecido algumas respostas sobre os processos exatos subjacentes ao processo de transmissão dos choques de política monetária internacional, muitas questões permanecem.

Para fornecer algumas respostas (parciais) a essas perguntas, este trabalho avaliou os impactos dos choques monetários dos EUA em algumas economias latino-americanas. Essa avaliação ocorreu de duas formas. Na primeira buscou-se avaliar a ocorrência de *spillover* financeiro entre os Estados Unidos e os países da América Latina, avaliando diretamente as taxas de juros de curtíssimo prazo das economias. Na segunda foi avaliado a ocorrência de *spillover* considerando as taxas de juros desde o curtíssimo até o longo prazo, isto é, avaliando a inter-relação entre as estruturas a termo da taxa de juros dos EUA e das economias emergentes.

Os resultados de nossa análise empírica sugerem que os choques da política monetária internacional são uma fonte importante de flutuações da política monetária interna dos países avaliados, com a magnitude das repercussões da política monetária internacional se comportando de maneira heterogênea ao longo do tempo. Além disso, é encontrado que os choques nas taxas dos *Federal Funds* induzem reações significativas das taxas de juros das EM, que seguem a direção do choque. Essa interação é ainda mais forte entre os países latino-americanos, com expressivos índices de *spillover* entre essas economias. Esses resultados podem indicar uma perda de autonomia da política monetária interna, e um alto grau de repercussão e repasse.

Os índices de *spillover* nos mercados foram obtidos utilizando da decomposição da variância de erro de previsão baseado em um modelo de vetores auto-regressivos generalizado, invariante à ordenação dos países, proposto por Diebold e Yilmaz (2012). Vale ressaltar, que a metodologia utilizada ainda não foi utilizada na literatura considerando a política monetária dos países latino-americanos como objeto de estudo. Meus resultados complementam a literatura existente em várias dimensões. Os resultados encontrados corroboram e expandem os resultados obtidos pela literatura recente (CA-

NOVA, 2005; MAĆKOWIAK, 2007; TAYLOR, 2013). Primeiro, forneço mais evidências da influência que a política monetária dos EUA tem na determinação das condições financeiras globais, desta vez em um contexto de mercado emergente. Segundo, é exposto que essa influência reduz a independência da política monetária nos países analisados, sustentando a hipótese de Rey (2015) de que, em um mundo altamente conectado financeiramente, as taxas de câmbio não podem mais servir como amortecedores eficientes e o chamado “trilema” de fato, tornar-se um “dilema” entre política monetária independente e fluxos de capital livres.

Esses resultados são um começo encorajador, mas ainda há muita pesquisa a ser feita sobre a transmissão e os efeitos subsequentes na política monetária dos EUA em mercados emergentes. Algumas considerações para estudos futuros incluem: contabilizar explicitamente o papel dos fluxos de capitais; avaliar as política monetária não convencionais; comparar as interações pré e pós-crise; além de, explorar o papel exato das intervenções cambiais na resposta a esses choques externos, analisando mais países com diferentes estruturas econômicas para discernir quais características do país podem induzir a um maior grau de vulnerabilidade aos *spillovers*.

Por fim, os resultados servem como arcabouço para entender o modo como as políticas monetárias de outros países podem afetar as variáveis econômicas internas. Os co-movimentos dessas políticas são cruciais para o entendimento do impacto das mudanças nas taxas de curto, médio e 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. Tal entendimento pode reafirmar os estudos de Galí e Gertler (2010) e Taylor (2013), nos quais são propostas uma maior coordenação entre as ações dos bancos centrais em todo o mundo.

REFERÊNCIAS

- ABBRITTI, Mirko *et al.* Global Factors in the Term Structure of Interest Rates. **International Journal of Central Banking**, v. 14, n. 2, p. 301–339, 2018.
- AFONSO, António; MARTINS, Manuel MF. Level, slope, curvature of the sovereign yield curve, and fiscal behaviour. **Journal of Banking & Finance**, v. 36, n. 6, p. 1789–1807, 2012.
- AMATO, Jeffery D; MORRIS, Stephen; SHIN, Hyun Song. Communication and monetary policy. **Oxford Review of Economic Policy**, v. 18, n. 4, p. 495–503, 2002.
- ANG, Andrew; PIAZZESI, Monika. 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, Byung Yoon; KIM, Dong Heon. 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, Pierluigi *et al.* A Simple Approach to Three-Factor Affine Term Structure Models. **The Journal of Fixed Income**, v. 6, n. 3, p. 43–53, 1996.
- BERNANKE, Ben S. The logic of monetary policy. **Vital Speeches of the Day**, v. 71, n. 6, p. 165, 2005.
- BERNANKE, Ben; REINHART, Vincent; SACK, Brian. Monetary policy alternatives at the zero bound: An empirical assessment. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 2004, n. 2, p. 1–100, 2004.
- BERNOTH, Kerstin; HAGEN, Jürgen von. The Euribor futures market: Efficiency and the impact of ECB policy announcements. **International Finance**, v. 7, n. 1, p. 1–24, 2004.
- BLINDER, Alan S. **Central banking in theory and practice**. Cambridge: Mit press, 1999.
- BLINDER, Alan S *et al.* Quantitative easing: entrance and exit strategies. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 92, n. 6, p. 465–479, 2010.
- BLINDER, Alan S *et al.* Central bank communication and monetary policy: A survey of theory and evidence. **Journal of Economic Literature**, v. 46, n. 4, p. 910–45, 2008.
- BOLDER, David J. **Fixed-Income portfolio analytics: a practical guide to implementing, monitoring and understanding fixed-income portfolios**. Switzerland: Springer, 2015.

BORIO, Claudio; ZHU, Haibin. Capital regulation, risk-taking and monetary policy: a missing link in the transmission mechanism? **Journal of Financial Stability**, v. 8, n. 4, p. 236–251, 2012.

BRAND, Claus; BUNCIC, Daniel; TURUNEN, Jarkko. The impact of ECB monetary policy decisions and communication on the yield curve. **Journal of the European Economic Association**, v. 8, n. 6, p. 1266–1298, 2010.

BRUNNER, Karl. **The art of central banking**. Rochester: University of Rochester, 1981.

BRUNO, Valentina; SHIN, Hyun. Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy. **Journal of Monetary Economics**, v. 71, p. 119–132, 2015.

BYRNE, Joseph P; FAZIO, Giorgio; FIESS, Norbert. 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.

CALDEIRA, João; MOURA, Guilherme V; SAVINO PORTUGAL, Marcelo. Efficient yield curve estimation and forecasting in Brazil. **EconomiA**, v. 11, n. 1, p. 27–51, 2009.

CALVO, Guillermo A; REINHART, Carmen M. Fear of floating. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 117, n. 2, p. 379–408, 2002.

CAMPBELL, John Y. Some lessons from the yield curve. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 3, p. 129–152, 1995.

CANOVA, Fabio. The transmission of US shocks to Latin America. **Journal of Applied Econometrics**, v. 20, n. 2, p. 229–251, 2005.

CARRERA, César; RAMIREZ-RONDÁN, Nelson R. Effects of US Quantitative Easing on Latin American Economies. **Macroeconomic Dynamics**, p. 1–23, 2019.

CHEN, Jiaqian; MANCINI GRIFFOLI, Tommaso; SAHAY, Ratna. Spillovers from United States Monetary Policy on Emerging Markets; Different This Time? International Monetary Fund, Working Paper, n. 14/240, 2014.

CHRISTENSEN, Jens HE; DIEBOLD, Francis X; RUDEBUSCH, Glenn D. The affine arbitrage-free class of Nelson–Siegel term structure models. **Journal of Econometrics**, v. 164, n. 1, p. 4–20, 2011.

CUMBY, Robert E; OBSTFELD, Maurice. International interest-rate and price-level linkages under flexible exchange rates: A review of recent evidence. National Bureau of Economic Research, Working Paper, w0921, 1982.

DAI, Qiang; SINGLETON, Kenneth J. Specification analysis of affine term structure models. **The Journal of Finance**, v. 55, n. 5, p. 1943–1978, 2000.

DE POOTER, Michiel; RAVAZZOLO, Francesco; DIJK, Dick van. Term structure forecasting using macro factors and forecast combination. Board of Governors of the Federal Reserve System (US), Working Paper, n. 993, 2010.

DEDOLA, Luca; RIVOLTA, Giulia; STRACCA, Livio. If the Fed sneezes, who catches a cold? **Journal of International Economics**, v. 108, s23–s41, 2017.

DEVEREUX, Michael B; ENGEL, Charles. Exchange rate pass-through, exchange rate volatility, and exchange rate disconnect. **Journal of Monetary Economics**, v. 49, n. 5, p. 913–940, 2002.

DIEBOLD, Francis X; LI, Canlin. Forecasting the term structure of government bond yields. **Journal of Econometrics**, v. 130, n. 2, p. 337–364, 2006.

DIEBOLD, Francis X; LI, Canlin; YUE, Vivian Z. Global yield curve dynamics and interactions: a dynamic Nelson–Siegel approach. **Journal of Econometrics**, v. 146, n. 2, p. 351–363, 2008.

DIEBOLD, Francis X; RUDEBUSCH, Glenn D; ARUOBA, S Boragan. The macroeconomy and the yield curve: a dynamic latent factor approach. **Journal of Econometrics**, v. 131, n. 1-2, p. 309–338, 2006.

DIEBOLD, Francis X; YILMAZ, Kamil. Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. **International Journal of Forecasting**, v. 28, n. 1, p. 57–66, 2012.

DIEBOLD, Francis X; YILMAZ, Kamil. 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, Francis X; YILMAZ, Kamil *et al.* Equity market spillovers in the Americas. **Financial Stability, Monetary Policy, and Central Banking**, v. 15, p. 199–214, 2011.

DORNBUSCH, Rudiger. Exchange rate expectations and monetary policy. **Journal of International Economics**, v. 6, n. 3, p. 231–244, 1976.

DRIESSEN, Joost; MELENBERG, Bertrand; NIJMAN, Theo. Common factors in international bond returns. **Journal of International Money and Finance**, v. 22, n. 5, p. 629–656, 2003.

EDWARDS, Sebastian. Monetary policy independence under flexible exchange rates: an illusion? **The World Economy**, v. 38, n. 5, p. 773–787, 2015.

EDWARDS, Sebastian. The Federal Reserve, the Emerging Markets, and Capital Controls: A High-Frequency Empirical Investigation. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 44, p. 151–184, 2012.

EHRMANN, Michael; FRATZSCHER, Marcel. Equal size, equal role? Interest rate interdependence between the euro area and the United States. **The Economic Journal**, v. 115, n. 506, p. 928–948, 2005.

EHRMANN, Michael; FRATZSCHER, Marcel. Monetary policy announcements and money markets: A transatlantic perspective. **International Finance**, v. 6, n. 3, p. 309–328, 2003.

ENGLE, Robert F; GRANGER, Clive WJ. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251–276, 1987.

ENGSTED, Tom; TANGGAARD, Carsten. The comovement of US and German bond markets. **International Review of Financial Analysis**, v. 16, n. 2, p. 172–182, 2007.

FISHER, Mark; NYCHKA, Douglas W; ZERVOS, David. Fitting the term structure of interest rates with smoothing splines. Board of Governors of the Federal Reserve System (US), Working Paper, n. 95-1, 1995.

FLEMING, J Marcus. Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. **IMF Staff Papers**, v. 9, n. 3, p. 369–380, 1962.

GALI, Jordi; GERTLER, Mark. **International dimensions of monetary policy**. Chicago: University of Chicago Press, 2010.

GEORGIADIS, Georgios; MEHL, Arnaud. Trilemma, not dilemma: financial globalisation and Monetary policy effectiveness. **Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper**, n. 222, 2015.

GLICK, Reuven; LEDUC, Sylvain. Central bank announcements of asset purchases and the impact on global financial and commodity markets. **Journal of International Money and Finance**, v. 31, n. 8, p. 2078–2101, 2012.

GOPINATH, Gita; HELPMAN, Elhanan; ROGOFF, Kenneth. **Handbook of International Economics**. Amsterdam: Elsevier, 2014. v. 4.

GOURINCHAS, Pierre-Olivier; OBSTFELD, Maurice. Stories of the twentieth century for the twenty-first. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 4, n. 1, p. 226–65, 2012.

GÜRKAYNAK, Refet S; SACK, Brian; WRIGHT, Jonathan H. The US Treasury yield curve: 1961 to the present. **Journal of Monetary Economics**, v. 54, n. 8, p. 2291–2304, 2007.

GÜRKAYNAK, Refet S; WRIGHT, Jonathan H. Macroeconomics and the term structure. **Journal of Economic Literature**, v. 50, n. 2, p. 331–67, 2012.

HÖRDAHL, Peter; TRISTANI, Oreste; VESTIN, David. A joint econometric model of macroeconomic and term-structure dynamics. **Journal of Econometrics**, v. 131, n. 1-2, p. 405–444, 2006.

JOYCE, Michael *et al.* Quantitative easing and unconventional monetary policy—an introduction. **The Economic Journal**, v. 122, n. 564, p. 271–288, 2012.

KOHN, Donald L; SACK, Brian P *et al.* Central bank talk: does it matter and why? Board of Governors of the Federal Reserve System, Working Paper, n. 2003-55, 2003.

KOOP, Gary; PESARAN, M Hashem; POTTER, Simon M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. **Journal of econometrics**, v. 74, n. 1, p. 119–147, 1996.

KRISHNAMURTHY, Arvind; VISSING-JORGENSEN, Annette. The effects of quantitative easing on interest rates: channels and implications for policy. **Brookings Papers on Economic Activity**, p. 215–288, 2011.

LEÓN, Ángel; SEBESTYÉN, Szabolcs. New measures of monetary policy surprises and jumps in interest rates. **Journal of Banking & Finance**, v. 36, n. 8, p. 2323–2343, 2012.

LITTERMAN, Robert; SCHEINKMAN, Jose. Common factors affecting bond returns. **Journal of Fixed Income**, v. 1, n. 1, p. 54–61, 1991.

MAĆKOWIAK, Bartosz. External shocks, US monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets. **Journal of Monetary Economics**, v. 54, n. 8, p. 2512–2520, 2007.

MCCULLOCH, J Huston. Measuring the term structure of interest rates. **The Journal of Business**, v. 44, n. 1, p. 19–31, 1971.

MIRANDA-AGRIPPINO, Silvia; REY, Helene. World Asset Markets and the Global Financial Cycle. Centre for Economic Policy Research, Working Paper, n. 10936, 2015.

MISHKIN, Frederic S. **Monetary policy strategy**. Cambridge: Mit Press, 2007.

MOHANTY, Madhusudan *et al.* The transmission of unconventional monetary policy to the emerging markets-An overview. **BIS Papers**, v. 78, p. 1–24, 2014.

MUNDELL, Robert A. Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. **Canadian Journal of Economics and Political Science**, v. 29, n. 4, p. 475–485, 1963.

NAWALKHA, Sanjay; SOTO, Gloria M. A Review of Term Structure Estimation Methods. **The Journal of Alternative Investments**, v. 7, n. 1, p. 67–75, 2017.

NELSON, Charles R; SIEGEL, Andrew F. Parsimonious modeling of yield curves. **Journal of Business**, v. 60, n. 4, p. 473–489, 1987.

OBSTFELD, Maurice *et al.* Trilemmas and Tradeoffs: Living with Financial Globalization. **Central Banking, Analysis, and Economic Policies Book Series**, v. 20, p. 013–078, 2015.

OBSTFELD, Maurice; ROGOFF, Kenneth. Exchange rate dynamics redux. **Journal of Political Economy**, v. 103, n. 3, p. 624–660, 1995.

OBSTFELD, Maurice; TAYLOR, Alan. **Global capital markets: integration, crisis, and growth**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.

OBSTFELD, Maurice; TAYLOR, Alan. International monetary relations: Taking finance seriously. **Journal of Economic Perspectives**, v. 31, n. 3, p. 3–28, 2017.

PASSARI, Evgenia; REY, H el ene. Financial flows and the international monetary system. **The Economic Journal**, v. 125, n. 584, p. 675–698, 2015.

PEREZ-QUIROS, Gabriel; SICILIA, Jorge. Is the European Central Bank (and the United States Federal Reserve) predictable? European Central Bank, Working Paper, n. 192, 2002.

PESARAN, H Hashem; SHIN, Yongcheol. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics letters**, v. 58, n. 1, p. 17–29, 1998.

POOLE, William. Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macro model. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 84, n. 2, p. 197–216, 1970.

REY, H el ene. Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence. National Bureau of Economic Research, Working Paper No. w21162, 2015.

REY, H el ene. International channels of transmission of monetary policy and the Mundellian trilemma. **IMF Economic Review**, v. 64, n. 1, p. 6–35, 2016.

RIGOBON, Roberto; SACK, Brian. The impact of monetary policy on asset prices. **Journal of Monetary Economics**, v. 51, n. 8, p. 1553–1575, 2004.

ROGOFF, Kenneth. Dornbusch's Overshooting Model after Twenty-Five Years: International Monetary Fund's Second Annual Research Conference Mundell-Fleming Lecture. **IMF Staff Papers**, v. 49, n. 1, p. 1–34, 2002.

ROLEY, V Vance; SELLON, Gordon. Monetary policy actions and long-term interest rates. **Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Quarterly**, v. 80, n. 4, p. 77–89, 1995.

RUDEBUSCH, Glenn D; WU, Tao. A macro-finance model of the term structure, monetary policy and the economy. **The Economic Journal**, v. 118, n. 530, p. 906–926, 2008.

SACK, Brian P; RIGOBON, Roberto. Spillovers Across US Financial Markets. National Bureau of Economic Research, Working Paper No. w9640, 2003.

SCHNORRENBARGER, Richard. **Fixed-income portfolio optimization based on dynamic Nelson-Siegel models with macroeconomic factors for the Brazilian yield curve**. 2017. Dissertação de Mestrado – Universidade Federal de Santa Catarina.

SHEA, Gary S. Uncertainty and implied variance bounds in long-memory models of the interest rate term structure. **Empirical Economics**, v. 16, n. 3, p. 287–312, 1991.

SOWMYA, Subramaniam; PRASANNA, Krishna; BHADURI, Saumitra. Linkages in the term structure of interest rates across sovereign bond markets. **Emerging Markets Review**, v. 27, p. 118–139, 2016.

STEELEY, James M. Estimating the gilt-edged term structure: basis splines and confidence intervals. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 18, n. 4, p. 513–529, 1991.

STOCK, James; WATSON, Mark. Forecasting output and inflation: The role of asset prices. **Journal of Economic Literature**, v. 41, n. 3, p. 788–829, 2003.

SUTTON, Gregory D. Is there excess comovement of bond yields between countries? **Journal of International Money and Finance**, v. 19, n. 3, p. 363–376, 2000.

SVENSSON, Lars. Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994. International Monetary Fund, Working Papers, n. 94-114, 1994.

TAKÁTS, Elod; VELA, Abraham *et al.* International monetary policy transmission. **BIS Papers**, v. 78, p. 25–44, 2014.

TAYLOR, John B. International monetary coordination and the great deviation. **Journal of Policy Modeling**, v. 35, n. 3, p. 463–472, 2013.

WALSH, Carl E. **Monetary theory and policy**. Cambridge: MIT press, 2017.

WOODFORD, Michael. **Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy**. Princeton: Princeton University Press, 2011.

WOODFORD, Michael. Monetary policy in the information economy. National Bureau of Economic Research, Working Paper No. w8674, 2001.

Apêndices

APÊNDICE A – APÊNDICE

A.1 MODELO VEC - IMPACTOS DAS DECISÕES DO FED SOBRE AS ECONOMIAS LATINO-AMERICANAS

Tabela 15 – Teste de Johansen para a Política Monetária

	Coeficiente	Est. 10%	Est. 5%	Est. 1%
$r \leq 5$	4.71	6.50	8.18	11.65
$r \leq 4$	8.15	12.91	14.90	19.19
$r \leq 3$	18.13	18.90	21.07	25.75
$r \leq 2$	31.34	24.78	27.14	32.14
$r \leq 1$	33.86	30.84	33.32	38.78
$r = 0$	67.65	36.25	39.43	44.59

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

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 16 – Coeficientes do VEC para a Política Monetária

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	México	Peru
ECT 1	-0.005 (0.004)	-0.028 (0.010)	0.016 (0.003)	0.001 (0.001)	-0.011 (0.003)	-0.027 (0.009)
ECT 2	-0.045 (0.016)	-0.139 (0.045)	-0.022 (0.013)	0.002 (0.006)	0.017 (0.015)	0.051 (0.038)
ECT 3	0.001 (0.014)	0.055 (0.040)	-0.058 (0.012)	-0.007 (0.006)	0.057 (0.013)	0.086 (0.033)
Constante	0.101 (0.045)	0.370 (0.125)	0.021 (0.037)	-0.014 (0.018)	-0.028 (0.042)	-0.091 (0.106)
Brasil.dl1	0.780 (0.041)	0.180 (0.114)	0.031 (0.034)	-0.028 (0.016)	0.084 (0.038)	-0.042 (0.096)
Chile.dl1	-0.049 (0.029)	0.065 (0.082)	0.031 (0.024)	0.006 (0.012)	-0.055 (0.027)	0.177 (0.069)
Colômbia.dl1	0.066 (0.067)	0.222 (0.187)	0.278 (0.056)	0.011 (0.027)	-0.054 (0.062)	0.538 (0.158)
EUA.dl1	-0.261 (0.131)	0.199 (0.366)	-0.052 (0.109)	0.674 (0.052)	0.654 (0.122)	0.462 (0.309)
México.dl1	-0.056 (0.058)	0.015 (0.161)	0.184 (0.048)	-0.003 (0.023)	0.383 (0.053)	0.114 (0.136)
Peru.dl1	0.085 (0.029)	-0.088 (0.081)	0.080 (0.024)	0.020 (0.012)	0.099 (0.027)	0.009 (0.069)
R^2	0.674	0.111	0.423	0.538	0.446	0.192
Teste F	46.25	2.78	16.44	26.10	18.00	5.31

Em negrito, resultados estatisticamente significantes ao nível de 10%.

Desvio Padrão entre parênteses

Fonte: Elaboração Própria.

Devido a existência de variáveis não-estacionárias, foi impossibilitado ajustar um modelo do tipo VAR em nível. Dessa forma procedeu-se com a análise de um modelo com vetor de correção de erros, utilizado nos casos em que as séries são não-estacionárias e apresentam ao menos um vetor de co-integração. A justificativa pelo ajuste de uma série em nível ocorre em decorrência da hipótese de coordenação de política monetária proposta por Taylor (2013). Para tal, foi avaliado a existência pelo menos um vetor de co-integração por meio do teste de Johansen, com a estatística do traço. Nessa avaliação, foram estipulados uma quantidade máxima de cinco vetores de co-integração e duas defasagens definidas pelo critério de Schwarz para realização do teste. Os resultados do teste são apresentados na Tabela 15. Podemos constatar a presença de três vetores de co-integração, a um nível de 5% de significância.

Tabela 17 – Coeficientes do VAR para a Política Monetária

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	México	Peru
Brasil.L1	1.780	0.180	0.031	-0.028	0.084	-0.042
Chile.L1	-0.049	1.065	0.031	0.006	-0.055	0.177
Colômbia.L1	0.066	0.222	1.278	0.011	-0.054	0.538
EUA.L1	-0.261	0.199	-0.052	1.674	0.654	0.462
México.L1	-0.056	0.015	0.184	-0.003	1.383	0.114
Peru.L1	0.085	-0.088	0.080	0.020	0.099	1.009
Brasil.L2	-0.785	-0.208	-0.015	0.029	-0.095	0.015
Chile.L2	0.005	-0.204	-0.052	-0.004	0.072	-0.127
Colômbia.L2	-0.065	-0.168	-0.336	-0.018	0.110	-0.452
EUA.L2	0.263	-0.204	0.106	-0.683	-0.639	-0.609
México.L2	0.072	0.035	-0.239	0.015	-0.422	0.052
Peru.L2	-0.075	0.084	0.008	-0.025	-0.119	-0.209

Fonte: Elaboração Própria.

Na Tabela 16 são apresentadas as estimações para o modelo selecionado, que foi um VEC com três vetores de co-integração. Podemos observar que as variáveis que expõem as relações de longo prazo se mostraram estatisticamente significantes para países diferentes. A primeira, *ECT1*, se mostrou significativa para o Chile, a Colômbia, o México e o Peru. A segunda, *ECT2*, para o Brasil, Chile e Colômbia. A terceira, *ECT3*, para a Colômbia, o México e o Peru. Essas três trajetórias distintas podem estar relacionadas a diferentes tipos de realizações de política monetária, e características intrínsecas as economias.

Podemos associar *ECT1* a realização de uma rápida redução das taxas de juros durante o período entre 2009 e 2010, caso do Chile, Colômbia, México e Peru. Nesse mesmo período os EUA já haviam reduzido as taxas de juros e o Brasil estava realizando essa política de forma mais conservadora. As outras duas relações podem estar a relação dos países enquanto inseridos no ciclo financeiro global. É possível observar que a interação entre os países ocorre de forma difusa, com os países sendo

afetados tanto diretamente quanto indiretamente pelos outros. Por fim, na Tabela 17 são expostos os coeficientes obtidos a partir da transformação do VEC para uma estrutura VAR.

A.2 MODELO VEC - SPILLOVER ENTRE AS ESTRUTURAS A TERMO: O CASO DA AMÉRICA DO SUL E OS ESTADOS UNIDOS

Devido a existência de variáveis não-estacionárias para todas os fatores avaliados, foi impossibilitado ajustar um modelo do tipo VAR em nível. Dessa forma procedeu-se com a análise de um modelo com vetor de correção de erros, utilizado nos casos em que as séries são não-estacionárias e apresentam ao menos um vetor de co-integração. A justificativa pelo ajuste de uma série em nível ocorre em decorrência da hipótese de coordenação de política monetária proposta por Taylor (2013) espera-se ao menos um vetor de co-integração para cada fator analisado. Para tal, foi avaliado a existência de co-integração por meio do teste de Johansen, com a estatística do traço. Nessa avaliação, foram estipulados uma quantidade máxima de quatro vetores de co-integração e duas defasagens definidas pelo critério de Schwarz para realização do teste.

A.2.1 Modelo VEC para o Fator de Nível

Tabela 18 – Teste de Johansen para o Fator de Nível

	Coeficiente	Est. 10%	Est. 5%	Est. 1%
$r \leq 4$	3,63	6,5	8,18	11,65
$r \leq 3$	9,44	12,91	14,9	19,19
$r \leq 2$	13,39	18,9	21,07	25,75
$r \leq 1$	24,87	24,78	27,14	32,14
$r = 0$	49,81	30,84	33,32	38,78

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

Fonte: Elaboração Própria.

Os resultados do teste de Johansen para o fator de nível são apresentados na Tabela 18. Podemos constatar a presença de um vetor de co-integração, a um nível de 1% de significância. O modelo selecionado foi um VEC com um vetor de co-integração. Os coeficientes deste modelo são expostos na Tabela 19. Na Tabela 20 são expostos os coeficientes do modelo VAR decorrentes da transformação do modelo VEC exposto na Tabela 19.

A.2.2 Modelo VEC para o Fator de Inclinação

Os resultados do teste de Johansen para o fator de inclinação são apresentados na Tabela 21. Podemos constatar a presença de um vetor de co-integração, a um

Tabela 19 – Coeficientes do VEC para o fator de Nível

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	Peru
ECT 1	-0,007 (0,003)	0,001 (0,001)	0,004 (0,002)	-0,004 (0,002)	0,012 (0,002)
Constante	-0,022 (0,009)	0,001 (0,002)	0,013 (0,006)	-0,014 (0,005)	0,036 (0,008)
Brasil.dl1	-0,021 (0,019)	0,001 (0,004)	0,035 (0,011)	-0,013 (0,011)	0,049 (0,016)
Chile.dl1	0,256 (0,088)	0,397 (0,017)	0,159 (0,051)	0,104 (0,050)	0,020 (0,074)
Colômbia.dl1	-0,008 (0,032)	0,003 (0,006)	0,153 (0,019)	0,043 (0,018)	0,087 (0,027)
EUA.dl1	0,016 (0,033)	0,021 (0,006)	0,033 (0,019)	0,055 (0,019)	0,081 (0,028)
Peru.dl1	-0,020 (0,022)	0,001 (0,004)	0,023 (0,013)	0,050 (0,013)	-0,069 (0,019)
R^2	0,006	0,170	0,046	0,0161	0,022
Teste F	2,36	85,87	19,39	6,87	9,04

Em negrito, resultados estatisticamente significantes ao nível de 10%.

Desvio Padrão entre parênteses

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 20 – Coeficientes do VEC na estrutura VAR de Nível

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	Peru
Constante	-0.022	0.001	0.013	-0.014	0.036
Brasil.I1	0.979	0.001	0.035	-0.013	0.049
Brasil.I2	0.015	0.000	-0.031	0.008	-0.037
Chile.I1	0.256	1.397	0.159	0.104	0.020
Chile.I2	-0.250	-0.398	-0.163	-0.099	-0.032
Colômbia.I1	-0.008	0.003	1.153	0.043	0.087
Colômbia.I2	0.010	-0.004	-0.155	-0.041	-0.091
EUA.I1	0.016	0.021	0.033	1.055	0.081
EUA.I2	-0.024	-0.020	-0.028	-0.061	-0.066
Peru.I1	-0.020	0.001	0.023	0.050	0.931
Peru.I2	0.029	-0.002	-0.030	-0.044	0.052

Fonte: Elaboração Própria.

nível de 1% de significância. O modelo selecionado foi um VEC com um vetor de co-integração. Os coeficientes deste modelo são expostos na Tabela 22. Por fim, na Tabela 26 são expostos os coeficientes do modelo VAR decorrentes da transformação do modelo VEC exposto na Tabela 22.

Tabela 21 – Teste de Johansen para o fator de Inclinação

	Coeficiente	Est. 10%	Est. 5%	Est. 1%
$r \leq 4$	2,55	6,5	8,18	11,65
$r \leq 3$	6,06	12,91	14,9	19,19
$r \leq 2$	12,3	18,9	21,07	25,75
$r \leq 1$	17,97	24,78	27,14	32,14
$r = 0$	43,12	30,84	33,32	38,78

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

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 22 – Coeficientes do VEC para o fator de Inclinação

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	Peru
ECT 1	0,001	0,001	0,002	0,001	0,004
	(0,001)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,001)
Constante	-0,007	-0,006	-0,015	-0,005	-0,036
	(0,009)	(0,003)	(0,005)	(0,004)	(0,007)
Brasil.dl1	0,031	-0,005	0,041	-0,010	0,026
	(0,019)	(0,007)	(0,010)	(0,009)	(0,016)
Chile.dl1	0,211	0,424	0,056	-0,058	0,085
	(0,043)	(0,017)	(0,023)	(0,021)	(0,036)
Colômbia.dl1	-0,003	-0,025	0,146	0,063	0,113
	(0,034)	(0,013)	(0,019)	(0,017)	(0,029)
EUA.dl1	0,003	0,053	0,024	0,052	0,035
	(0,038)	(0,015)	(0,021)	(0,019)	(0,032)
Peru.dl1	-0,042	0,002	0,024	0,001	-0,006
	(0,022)	(0,009)	(0,012)	(0,011)	(0,019)
R ²	0,011	0,188	0,046	0,011	0,022
Teste F	4,70	97,20	20,13	4,63	9,48

Em negrito, resultados estatisticamente significantes ao nível de 10%.

Desvio Padrão entre parênteses

Fonte: Elaboração Própria.

A.2.3 Modelo VEC para o Fator de Curvatura

Os resultados do teste de Johansen para o fator de curvatura são apresentados na Tabela 24. Podemos constatar a presença de um vetor de co-integração, a um nível de 1% de significância. O modelo selecionado foi um VEC com um vetor de co-integração. Os coeficientes deste modelo são expostos na Tabela 25. Por fim, na Tabela ?? são expostos os coeficientes do modelo VAR decorrentes da transformação do modelo VEC exposto na Tabela 25.

Tabela 23 – Coeficientes do VEC na estrutura VAR de Inclinação

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	Peru
Constante	-0,007	-0,006	-0,015	-0,005	-0,036
Brasil.I1	1,031	-0,005	0,041	-0,010	0,026
Brasil.I2	-0,031	0,006	-0,039	0,010	-0,022
Chile.I1	0,211	1,424	0,056	-0,058	0,085
Chile.I2	-0,210	-0,423	-0,053	0,059	-0,077
Colômbia.I1	-0,003	-0,025	1,146	0,063	0,113
Colômbia.I2	0,002	0,024	-0,149	-0,065	-0,120
EUA.I1	0,003	0,053	0,024	1,052	0,035
EUA.I2	-0,002	-0,051	-0,022	-0,051	-0,029
Peru.I1	-0,042	0,002	0,024	0,001	0,994
Peru.I2	0,041	-0,004	-0,029	-0,002	-0,004

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 24 – Teste de Johansen para o Fator de Curvatura

	Coeficiente	Est. 10%	Est. 5%	Est. 1%
$r \leq 4$	5,58	6,50	8,18	11,65
$r \leq 3$	10,05	12,91	14,90	19,19
$r \leq 2$	23,55	18,90	21,07	25,75
$r \leq 1$	24,82	24,78	27,14	32,14
$r = 0$	41,40	30,84	33,32	38,78

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

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 25 – Coeficientes do VEC para o fator de Curvatura

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	Peru
ECT 1	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,001 (0,000)
Constante	0,002 (0,006)	0,001 (0,003)	0,002 (0,004)	-0,002 (0,004)	0,021 (0,009)
Brasil.dl1	0,296 (0,018)	0,004 (0,008)	0,024 (0,010)	-0,005 (0,012)	0,004 (0,026)
Chile.dl1	0,017 (0,038)	0,398 (0,017)	0,007 (0,023)	-0,047 (0,027)	0,019 (0,057)
Colômbia.dl1	-0,030 (0,028)	0,028 (0,012)	0,451 (0,017)	0,019 (0,020)	0,022 (0,042)
EUA.dl1	-0,051 (0,026)	0,007 (0,012)	-0,046 (0,016)	0,100 (0,018)	-0,045 (0,039)
Peru.dl1	0,004 (0,012)	-0,001 (0,005)	-0,002 (0,007)	0,004 (0,009)	-0,050 (0,018)
R^2	0,091	0,163	0,207	0,012	0,014
Teste F	42,03	81,38	109,50	5,14	6,14

Em negrito, resultados estatisticamente significantes ao nível de 10%.

Desvio Padrão entre parênteses

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 26 – Coeficientes do VEC na estrutura VAR para a Curvatura

	Brasil	Chile	Colômbia	EUA	Peru
Constante	0.002	0.001	0.002	-0.002	0.021
Brasil.l1	1.296	0.004	0.024	-0.005	0.004
Brasil.l2	-0.296	-0.004	-0.024	0.005	-0.004
Chile.l1	0.017	1.398	0.007	-0.047	0.019
Chile.l2	-0.015	-0.398	-0.006	0.046	-0.006
Colômbia.l1	-0.030	0.028	1.451	0.019	0.022
Colômbia.l2	0.030	-0.028	-0.451	-0.019	-0.021
EUA.l1	-0.051	0.007	-0.046	1.100	-0.045
EUA.l2	0.054	-0.007	0.047	-0.101	0.060
Peru.l1	0.004	-0.001	-0.002	0.004	0.950
Peru.l2	-0.007	0.000	0.000	-0.003	0.029

Fonte: Elaboração Própria.