

FLEXIBILIDADE DA POLÍTICA MONETÁRIA DOMÉSTICA: O SISTEMA DE METAS DE INFLAÇÃO INFLUENCIA?

Eliene de Sá Farias¹
Leonardo Bornacki de Mattos²

Área 5: Economia Internacional

Resumo: A globalização econômica e a liberalização dos mercados financeiros tornaram os países mais sujeitos ao efeito contágio das mudanças na política monetária de grandes centros financeiros mundiais, como os Estados Unidos. Este estudo testa a hipótese de que os países que adotam o sistema de metas de inflação (SMI) têm menor flexibilidade da política monetária diante de mudanças na taxa de juros dos EUA em relação aos países que não adotam tal regime monetário. Usa-se estatística descritiva exploratória e o modelo VAR em painel. Os principais achados sustentam indícios da presença de menor flexibilidade da política monetária para cerca de 17% dos países que adotam SMI analisados nos períodos que sucedem a adoção desse sistema. As evidências empíricas indicam que os países que adotam SMI e são de renda média alta e de baixa renda são mais susceptíveis a menor flexibilidade da política monetária.

Palavras chaves: metas de inflação, choques monetários externos, taxa de juros, PVAR

JEL: F41, F42, C33

Abstract: Economic globalization and the liberalization of financial markets have made countries more subject to the contagion effect of changes in monetary policy in major world financial centers such as the United States. This paper tests the hypothesis that countries that adopt the inflation targeting system (SMI) have less monetary policy flexibility in the face of changes in the US interest rate compared to countries that do not adopt such a monetary regime. Exploratory descriptive statistics and the panel VAR model are used. The main findings support evidence of the presence of lesser monetary policy flexibility for 17% of the countries that adopt SMI analyzed in the periods following the adoption of this system. Empirical evidence indicates that countries that adopt SMI and are upper-middle-income and low-income countries are more susceptible to less monetary policy flexibility.

Keywords: inflation targets, monetary shocks, interest rate, PVAR

1. Introdução

A política monetária implementada pelos centros financeiros mundiais³ consta-se como responsável por transferir efeitos colaterais aos demais países. Como consequência da globalização econômica e liberalização generalizada dos mercados financeiros, economias abertas foram sujeitas a vários tipos de transbordamentos de economias centrais, desde a década de oitenta (ROHIT, DASH, 2019). Na década de noventa, após vários anos de cortes nas taxas de juros nominais, os banqueiros centrais de países avançados aumentaram a taxa de juros. Como resultado, houve externalidades para os outros países, algumas das quais remetem as crises financeiras na América Latina e no Leste Asiático (AIZENMAN, CHINN, ITO, 2016). Como fatores contribuintes considerou-se os regimes de câmbio semifixados. Contudo, os países que aderiram a uma diversidade de regimes de câmbio, também tiveram dificuldades de se isolarem de eventos a nível global, como a crise dos subprimes.

¹Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal Viçosa. E-mail: eliene.farias@ufv.br. A autora agradece o apoio recebido da Fundação de Amparo à Pesquisa de Minas Gerais-FAPEMIG.

² Professor Associado no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: lbmattos@ufv.br

³ Entre os principais, tem-se os Estados Unidos, Área do Euro, Japão e Reino Unido por exemplo.

Economias de grandes centros financeiros, como os Estados Unidos, detêm uma alta conexão comercial e financeira com outros países. Alterações observadas na taxa de juros dos EUA além de afetar sua própria economia são capazes de transmitir efeitos a outras economias. Por exemplo, a taxa de juros de um grupo de países de regime de câmbio fixo atrelado ao dólar americano possui correlação de Pearson média de aproximadamente 0,75 com a taxa de juros dos EUA de 1990 a 2019. Para esse período, um grupo de países de regime de câmbio não fixo⁴ exibe correlação de cerca de 0,51 com a taxa de juros dos EUA. Diversos estudos enfatizam o papel crítico desempenhado pela política monetária norte-americana na definição de condições globais de liquidez e de crédito (REY, 2013; BRUNO, SHIN, 2015, PASSARI E REY, 2015) Entre as economias que adotam o regime de câmbio não fixo, existe uma parcela que também opta por implementar o sistema de metas de inflação (SMI). O SMI objetiva uma meta explícita para inflação tendo o cuidado com a transparência, credibilidade e prestação de contas do Banco Central na gestão da Política Monetária (LIN; YE, 2017). Um dos primeiros países que adotaram esse sistema foi a Nova Zelândia em 1990, e após isso vários países, de diferentes níveis de desenvolvimento, adotaram esse sistema. Os países que adotaram o SMI continuam usando esse sistema.

A política monetária dos países que adotam o SMI é voltada para atender aos objetivos domésticos, ou seja, cumprir a meta estipulada. Neste estudo, supõe-se que esse grupo de países tem maior flexibilidade da política monetária nos casos em que a taxa de juros doméstica se aproxima de mudanças na taxa de juros dos EUA. Caso contrário, esses países possuem menor flexibilidade da política monetária, pois a adoção do SMI restringiria alterações da taxa de juros. Com os países que adotam SMI buscam atingir objetivos domésticos, espera-se que seja menos sujeito a seguir a política monetária estabelecida nos grandes centros financeiros, como os EUA. A correlação da taxa de juros desse grupo de países com a taxa de juros dos EUA de 1990 a 2019 foi de 0,54, valor inferior ao grupo de países com regime de câmbio fixo com relação ao dólar americano. Usa-se a taxa de juros nominal de curto prazo, pois é uma taxa que deveria ser diretamente afetada pelas mudanças na política monetária e, com isso, serviria como uma medida de postura da política de determinado país (OBSTFELD, SHAMBAUGH, TAYLOR, 2005).

A resposta da política monetária dos países que adotam SMI comparada a dos países que não adotam esse sistema é verificada. Especificamente, avalia-se essa relação por meio de estatística descritiva exploratória. Em seguida, investiga-se a resposta da taxa de juros doméstica ao choque monetário externo de janeiro de 1990 a dezembro de 2019 por meio do modelo VAR em painel. Estende-se essa análise da flexibilidade da política monetária para os períodos que antecedem e sucedem à adoção do SMI para os países que adotaram esse sistema. Dada a heterogeneidade dos países, separou-se os países por grupo segundo sua classificação de renda, quais sejam alta renda, renda média alta, renda média baixa e baixa renda. Controlar por períodos, regimes cambiais e classificação de renda constitui uma das contribuições deste estudo.

Além da literatura citada ao longo do texto, este estudo se relaciona com os artigos que investigam a propagação de choques das políticas dos Estados Unidos em países externos, por meio de modelos VAR (KIM, 2001; NERI, NOBILI, 2010), e outros por FAVAR (BERNANKE *et al.* 2005; KOROBILIS, 2013; ELLIS *et al.* 2014, EVGENIDIS, PHILIPPAS; SIRIOPOULOS, 2019). O estudo também se refere a literatura que discute a capacidade do câmbio flexível fornecer proteção contra choques externos (EDWARDS, 2015; KLEIN, SHAMBAUGH, 2015). A contribuição do presente estudo consiste em buscar novas evidências dos efeitos da alteração da taxa de juros dos EUA na flexibilidade da política monetária dos países que adotam o SMI, principalmente nos períodos posteriores à adoção do sistema. O presente estudo não pretende colocar em questão a validade do SMI, mas evidenciar se a adoção desse sistema pode influenciar a flexibilidade monetária do país diante de mudanças na taxa de juros dos EUA, quando comparado aos países que não adotam esse sistema. Ao contemplar aspectos como condução da política monetária, regime cambial e nível de desenvolvimento do país, o estudo discute características relevantes para o ambiente macroeconômico amplo de toda nação.

⁴ Usa-se essa classificação para englobar países com regime de câmbio flutuante, mas entre esses países é provável que tenha alguns países que não são de regime de câmbio flutuante puro, Obstfeld, Shambaugh e Taylor (2005) também usaram essa classificação.

Seguido dessa parte introdutória, o estudo divide-se em mais cinco seções. A segunda seção delinea os aspectos teóricos sobre a relação estudada. A terceira seção descreve os procedimentos metodológicos e a fonte dos dados. Em seguida, tem-se a quarta seção, que mostra e discute os resultados. Por fim, a quinta seção traz as principais conclusões do estudo.

2. Transmissão de choque monetário externo

A teoria tradicional supõe que os países com câmbio flexível, historicamente, possuem capacidade de seguir uma política monetária de forma independente. O artigo de Edward (2015) argumenta sobre esse pressuposto na presença de outras políticas de bancos centrais, incluindo a possibilidade de “transbordamento de políticas”. Como a problemática do estudo desse autor assemelha-se com a do presente estudo na questão da existência de possível transbordamento da política externa de grandes bancos centrais a outros países, o presente trabalho faz uso do arcabouço teórico desenvolvido pelo autor.

O modelo abordado por Edward (2015) mostrou se os países com regime de câmbio flutuante tendem a “importar” as políticas monetárias de grandes bancos centrais, tais como a dos EUA. Como ponto de partida, o modelo considera a condição de paridade descoberta dos juros. Além disso, o modelo faz duas suposições: i) pequena economia aberta na qual os investidores são neutros ao risco; e ii) assume que não há controles na mobilidade de capitais. De forma que, a condição de equilíbrio é dada por:

$$i_t - i_t^* = E_t\{\Delta e_{t+1}\} \quad (1)$$

De (1):

i_t é a taxa de juros do país doméstico;

i_t^* é a taxa de juros do país externo

$E_t\{\Delta e_{t+1}\}$ é a taxa esperada de depreciação da moeda doméstica

A equação 1 possui diferenças se um país adota regime de câmbio fixo ou flutuante. Se o país adota regime de câmbio fixo, o termo $E_t\{\Delta e_{t+1}\} = 0$. De forma que $i_t = i_t^*$. Isso significa que o país que adota regime de câmbio fixo não possui autonomia da política monetária. O Bacen do país doméstico não escolhe sua própria taxa de juros, que se iguala à do resto do mundo. Isso significa que um país com regime de câmbio fixo “importa” a mudança da taxa de juros mundial para sua economia.

Se o país adota regime de câmbio flutuante, o termo $E_t\{\Delta e_{t+1}\} \neq 0$, e, portanto, $i_t \neq i_t^*$. O país doméstico é capaz de escolher sua taxa de juros que pode ser diferente da taxa de juros mundial. Ainda, é possível que a taxa de juros doméstica permaneça no seu nível inicial e o ajuste ocorra através de uma variação esperada da moeda nacional, de forma mais específica, do termo $E_t\{\Delta e_{t+1}\}$.

Segundo Edward (2015), os países domésticos podem querer evitar a volatilidade em excesso do câmbio, e ao determinar sua taxa de juros, se baseiam na taxa de juros mundial. Supondo o mundo composto por dois países (doméstico e estrangeiro), tem-se a seguinte relação:

$$r_p = \alpha + \beta r_p^* + \gamma x \quad (2)$$

$$r_p^* = \alpha^* + \beta^* r_p + \gamma^* x^* \quad (3)$$

De (2) e (3):

r_p é a taxa de juros do país doméstico

r_p^* é a taxa de juros do país estrangeiro

α e α^* são interceptos que também captam o direcionamento da taxa de juros doméstica e estrangeiro

x e x^* são vetores com outros determinantes da taxa de juros, por exemplo, a taxa de juros dos EUA e o risco global.

Em equilíbrio, a taxa de juros do país doméstico é dada por:

$$r_p = \frac{\alpha + \beta\alpha^*}{1 - \beta\beta^*} + \left(\frac{\gamma}{1 - \beta\beta^*}\right)x + \left(\frac{\beta\gamma^*}{1 - \beta\beta^*}\right)x^* \quad (4)$$

Com base na equação (4), a taxa de juros em cada país é dada em função da taxa de juros do outro país, quando se está em equilíbrio. Para Edward (2015), embora possa ter situações em que os dois países ponderam as ações de outras nações, é esperado que a transmissão da política monetária ocorra em um sentido único. Ou seja, se o país estrangeiro é grande, e o país doméstico pequeno, a taxa de política monetária do estrangeiro influenciará o doméstico, sem que a recíproca seja verdadeira. Avaliar até que ponto os países são prováveis de serem influenciados por essa transmissão da política monetária é uma questão a ser vista empiricamente.

3. Influência do choque da taxa de juros dos EUA na taxa de juros doméstica de diferentes grupos de países

A partir do artigo seminal de Sims (1980) os modelos vetoriais autoregressivos (VAR) tem sido um ponto de partida para estudar modelos com mais de uma variável endógena. Avanços tem sido obtido em estudos dinâmicos de dados em painel com efeito fixo, abrangendo casos em que a dimensão transversal é grande e a dimensão temporal é curta. Um desses avanços consiste no modelo PVAR. Mais informações do PVAR são apresentadas nos estudos de Love e Zicchino (2006) e Abrigo e Love (2016).

O PVAR trata todas as variáveis do sistema como endógenas, e faz uso de uma estrutura em painel, que consegue controlar a heterogeneidade individual não observada. A estrutura do painel também permite aumentar a eficiência dado que evita o viés potencial causado pelo pequeno número de graus de liberdade dos VARs a nível país. Mas, os modelos estimados por MQO não se aplicam a esses casos devido ao viés de Nickell (NICKELL, 1981).

Com o intuito de obter estimativas consistentes e eficientes nessa condição, Arellano e Bond (1991) desenvolveram um método generalizado de momento (GMM) que usa a defasagem da variável dependente como instrumento para superar o problema. Dentro dos estimadores GMM bem estabelecidos, tem-se o primeiro estimador de diferença GMM (ARELLANO; BOND, 1991; HOLTZ, EAKIN et al., 1988) que usa as defasagens das variáveis endógenas como instrumentos. Por sua vez, para superar as fraquezas da primeira diferenciação o GMM-system (BLUNDELL, BOND, 1998) foi desenvolvido. O GMM-System usa a condição de momento adicional baseado nas informações contidas nos “níveis”. Basicamente, usa as diferenças defasadas da variável dependente como instrumento para as equações em níveis e também inclui os níveis defasados da variável dependente como instrumento para as equações em primeiras diferenças.

A seguir, tem-se o modelo autorregressivo vetorial que foi estimado para o painel de dados (modelo PVAR) deste estudo. O PVAR GMM-system torna os resultados mais consistentes e robustos comparado ao VAR tradicional. Procura-se determinar a resposta da política monetária doméstica à ocorrência de um choque monetário externo. A partir do PVAR, serão obtidas as funções de impulso-resposta (FIR), tradicionalmente empregadas em modelos vetoriais auto-regressivos. O modelo segue a especificação dada por:

$$Y_{it} = Y_{it-1} A_{1+} Y_{it-2} A_{2+} \dots + Y_{ip-1} A_{p+} X_{it} B + u_i + e_{it} \quad (5)$$

em que $i = 1, 2, \dots, N$ representa cada um dos N países em cada modelo; $t = 1990, \dots, 2019$ indica cada período de tempo de cada amostra⁵. Em continuação da descrição da equação (5), Y_{it} é um vetor composto por “k” variáveis endógenas do sistema; X_{it} é um vetor constituído de “l” variáveis (exógenas) de controle; u_i e e_{it} são vetores de efeitos fixos específicos e de erros idiossincráticos, respectivamente; as $(k \times k)$ matrizes A_1, A_2, \dots, A_p e a $(l \times k)$ matriz B são parâmetros a serem estimados. Supõe-se que

⁵ Não incluída no paper devido a restrição do número de páginas, disponível por solicitação.

$E[e_{it}] = 0$, $E[e'_{it} e_{it}] = \Sigma$ e $E[e'_{it} e_{is}] = 0$ para todo $t > s$. Na equação (5), as variáveis endógenas são as taxas de juros doméstica e o Chicago Board Options Exchange Volatility Index (VIX), como uma medida de aversão ao risco, medo do mercado e incerteza, como inseridos em outros estudos (ADRIAN, SHIN, 2014, AHMED, ZLATE, 2014, BORIO, ZHU, 2012, NAVE, RUIZ, 2015, GÜLSEN, OZMEN, 2019; ROHIT, DASH, 2019).

A taxa de juros doméstica e a taxa de juros dos grandes centros financeiros usada para os países foi a treasury bills (TB) de três meses. Treasury bills (TB) de três meses consiste numa taxa que determina o quanto um governo paga para tomar empréstimo, ou seja, o investidor empresta seu dinheiro e o governo paga uma taxa de juros em troca (MAIS RETORNO, 2020). Dado que o governo precisa cumprir suas obrigações financeiras, ele emite um título de curto prazo para os investidores. Além de ser uma taxa de juros com maior disponibilidade para um maior período e número de países, essa taxa também possui uso na literatura, por exemplo o estudo de Shambaugh (2004). Ademais, como o estudo engloba países que adotam SMI seria interessante o uso de uma taxa de juros que correspondesse de fato a taxa de juros que é usada como principal instrumento da política monetária de cada um desses países. Para o Brasil, tem-se a taxa Selic que consiste numa taxa de juros média ajustada dos financiamentos diários apurados no Sistema Especial de Liquidação e de custódia. Contudo, há dificuldade de se construir um painel de taxa de juros com medidas de cálculos distintos. Dado que as taxas de juros caminham no mesmo sentido, e como a taxa Selic mostrou correlação de 1990 a 2019 com a TB de 0,97, acredita-se que a medida da taxa de juros TB seja uma boa proxy para este estudo. Ademais, a dificuldade apresentada constitui uma das limitações deste estudo.

A equação (5) foi estimada pelo modelo PVAR para distintas amostras e períodos, como verifica-se a seguir. O uso de diversas amostras é para limpar os resultados para os países com regime de câmbio flutuante e que adotam o SMI. Fornecer estimativas para outros regimes cambiais também permite comparar o resultado entre diferentes grupos de países. Incluiu-se tanto o choque da taxa de juros dos EUA, quanto o choque monetário global (média da taxa de juros dos principais centros financeiros, quais sejam os EUA, Japão, Área do Euro e Reino Unido).

Amostra 1: Os 30 países que adotam SMI, mas para os períodos que precedem a adoção desse sistema, então o t varia de país para país.

Amostra 2: Os 30 países que adotam SMI, mas para os períodos posteriores à adoção desse sistema, então o t varia de país para país.

Amostra 3: Essa amostra é dividida em duas subamostras, no qual a 2.1 são os 7 países com regime de câmbio fixo atrelado ao dólar (em caso de choque monetário dos EUA), e 2.2 os 20 demais países com regime de câmbio fixo (no caso de choque dos principais centros financeiros) de janeiro de 1990 a dezembro de 2019.

Amostra 4: Os 30 países com regime de câmbio não fixo de janeiro de 1990 a dezembro de 2019.

Como os efeitos fixos são correlacionados com os regressores devido a defasagens da variável dependente, a diferenciação média padrão dos dados leva a coeficientes viesados (HOLTZ-EAKIN et al., 1988). Com isso, aplicou-se um procedimento de duas etapas, no qual primeiro avança-se a diferença média e, assim, pode ser removida apenas a média de todas as observações futuras disponíveis para cada país mês (ARELLANO; BOVER, 1995) - isto é, o assim chamado 'Procedimento de Helmert'. Segundo, estimou-se o sistema por GMM usando as defasagens dos regressores como instrumentos (BLUNDELL; BOND, 1998).

As funções de impulso resposta (FIRs) descrevem a resposta de uma variável ao choque em outra variável dentro do sistema, com todos os demais choques iguais a zero (LOVE, ZICCHINO, 2006). Para o cálculo das funções impulso-resposta, seguiu-se a usual decomposição de Choleski da matriz de variância-covariância de resíduos, ou seja, transformou o sistema em um VAR "recursivo" e foi imposta uma estrutura de identificação triangular (HAMILTON, 1994). É necessário decompor os resíduos de forma que fiquem ortogonalizados para isolar os choques a somente um dos erros do modelo VAR (SMIS, 1980). Os intervalos de confiança são necessários para analisar as funções de impulso resposta, e as simulações de monte Carlo (MC) foram usadas para gerar intervalos de confiança. No cálculo das decomposições de variância de erro de previsão (DVEs) também se utilizou a decomposição de Choleski dos resíduos da matriz de variância-

covariância. A partir dos modelos estimados para os grupos de países, foram simulados choques na variável representativa da política monetária externa. Ressalta-se ainda que na definição da data de adoção do SMI baseou-se nos estudos de Hammond (2011); Roger (2010) e IMF staff calculations (IFS/FMI, 2019).

3.1 Fonte dos dados

Os dados das taxas de juros (% por mês) dos países - *Financial, Interest Rates, Government Securities, Treasury Bills, Percent per month*- foram extraídas do International Financial Statistics (FMI/IFS). De forma semelhante, as taxas de juros (% por mês) dos países - *Financial, Interest Rates, Money Market, Percent per month*- foram retiradas do International Financial Statistics (FMI/IFS). A taxa de juros Money Market consiste na taxa média de juros do mercado, o que significa que essa taxa é retirada de forma direta do mercado de crédito (SUNO, 2019). A taxa MM reflete o valor médio de todas as taxas de juros cobradas pelas diversas operações de crédito as quais são praticadas no mercado.

A *proxy* do risco global usada foi o índice de volatilidade (VIX) baseado nas opções do índice S&P 500-*Chicago Board Options Exchange*, dados mensais. Retirou-se essa variável do site da CBOE. Para os Controles de capitais usa-se a medida do índice de Chin-Ito, o Kaopen, que mede o grau de abertura da conta de capital, introduzido inicialmente por Chinn e Ito (2006), esse índice tem sido atualizado até o ano de 2017, disponível em: http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm. O Kaopen é baseado em uma variável *dummy* binária que codifica a tabulação das restrições financeiras internacionais relatadas no Relatório Anual do FMI sobre acordos e restrições cambiais (AREAER). A periodicidade dessa *proxy* é anual.

Para o regime cambial- A classificação do regime cambial de Reinhart e Rogoff (2004) e Reinhart e Rogoff (2009), atualizada, é disponibilizada em www.carmenreinhart.com/data/. Há duas formas de classificação. A Classificação (*fine*) da taxa de câmbio que varia em 15 categorias em que um valor baixo (alto) indica um regime de câmbio fixo (flexível). Por sua vez, a classificação (*coarse*) da taxa de câmbio varia de 1 a 6, no qual valor baixo (alto) indica regime de câmbio fixo (flexível). Os países de regime de câmbio fixo da amostra deste estudo foram aqueles que na maioria dos períodos tiveram como classificação 2 ou 4. Para o caso do regime de câmbio não fixo, os países foram aqueles com maior recorrência a classificação 12,13 e 14. Por exemplo, os países com regime de câmbio fixo, da classificação *fine*, 65% tiveram maior frequência na classificação 2, 12% na classificação 1, e 23% na classificação 4. Pela classificação *coarse*, todos os países com regime de câmbio fixo apresentaram frequência expressiva na classificação 1. Para os países que adotam o SMI, a frequência na classificação *fine* foi bem dispersa. Por exemplo, cerca de 22% de alguns desses países obtiveram classificação superior a 50 % nas classificações 8, 10 e 11. Por essa classificação, a Austrália apresentou 100% de frequência na classificação 13. A denominação de regime de câmbio não fixo neste estudo envolve os países com regime de câmbio flutuante livre e flutuação suja. A classificação do regime cambial de Reinhart e Rogoff (2004) tem periodicidade anual. Como o período de análise do presente estudo é longo, recorreu-se também a classificação cambial com base em Feenstra e Taylor (2012), a qual toma por base a classificação do FMI.

4. Resultados e discussões

4.1 Análise do comportamento das taxas de juros

Inicialmente, analisou-se o comportamento das taxas de juros dos países que adotam metas de inflação, dos países que não adotam metas de inflação e dos principais centros financeiros (EUA, Japão, Reino Unido e Área do Euro) de 1980 a 2020. Para o cálculo das médias das taxas de juros nesse período considerou-se vinte e três países que adotam SMI. Pela classificação por produto nacional bruto *per capita* do Banco Mundial, destes países, onze são classificados como economias de alta renda (US\$12,376 ou mais), oito de renda média superior (US\$3, 99 a US\$12, 375), três de baixa renda média (US\$1,026 a US\$3, 995) e um de baixa renda (US\$1,035 ou menos). Alguns países que adotam o SMI ficaram de fora desse cálculo (Chile, Colômbia, República Dominicana, Guatemala, Indonésia, Índia, Korea, Noruega, Paraguai,

Peru e Uruguai), devido ao fato de não ter dados da taxa de juros TB disponíveis. Japão e Reino Unido também são países que adotam SMI, contudo, foram retirados do cálculo da média da taxa de juros dos países que adotam metas de inflação, dado que são grandes centros financeiros.

Para o grupo de países que não adotam metas de inflação (IR_NO_IT) e para os principais centros financeiros mundiais (IR_AVERAGE), o cálculo da média da taxa de juros foi parecida. Para o caso dos países que adotam metas de inflação (IR_PREIT), para os períodos pré-adoção do SMI, a média da taxa de juros foi dada por:

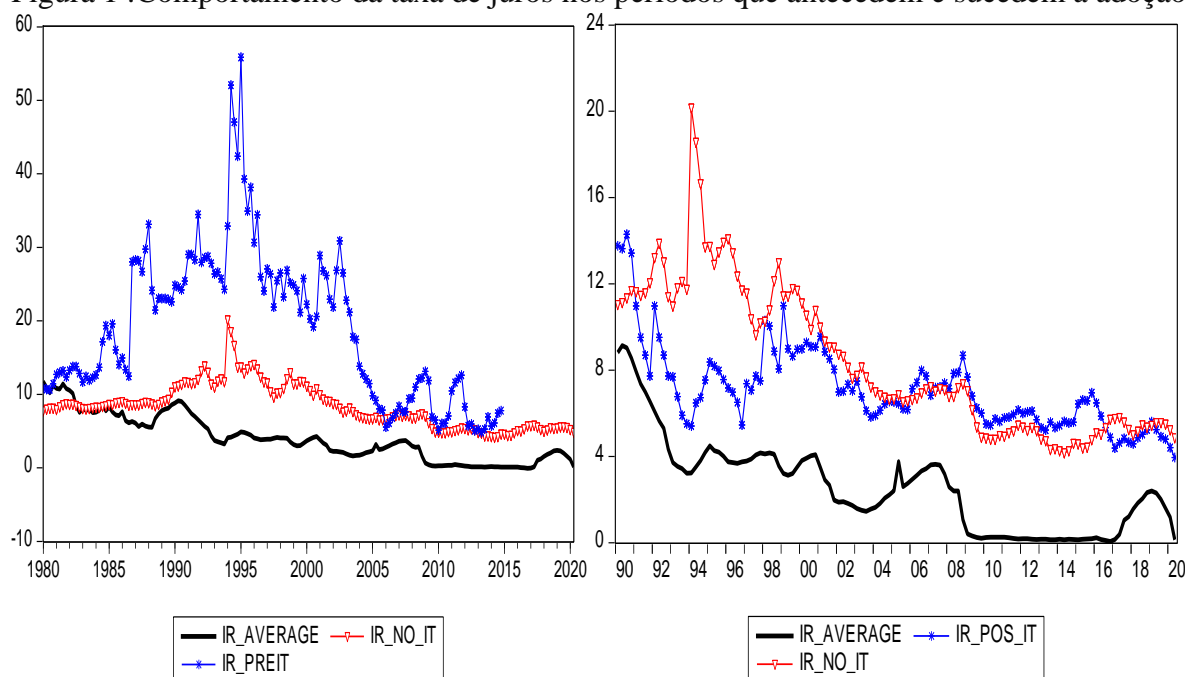
$$J_{m1980} = (J_{Nova\ Zelândia} + \text{Juros de todos os outros países da amostra})$$

A Nova Zelândia adotou o SMI em 1990. Então, para o ano de 1990:

$$J_{m1990} = (\text{Juros de todos os outros países da amostra que adotam o SMI})$$

O procedimento descrito foi realizado para todos os anos até 2020. Para o cálculo da taxa de juros para o grupo de países que adotam o SMI nos períodos posteriores à adoção desse sistema (IR_POS_IT), os países foram sendo incluídos no cálculo da média da taxa de juros à medida que passaram a adotar o SMI. Os resultados são mostrados na Figura 1 a seguir.

Figura 1 :Comportamento da taxa de juros nos períodos que antecedem e sucedem a adoção do SMI



IR_NO_IT é a média da taxa de juros dos países que não adotam SMI; IR_PREIT é a média da taxa de juros dos países que adotam SMI anterior ao período dessa adoção; IR_POSIT é a média da taxa de juros dos países que adotam o SMI no período posterior à sua adoção e IR_average é a média da taxa de juros dos principais centros financeiros, no caso, EUA, Japão, Área do Euro e Reino Unido.

Fonte: Resultados da pesquisa, elaboração própria.

Os resultados da Figura 1 indicam que, na média, no período de 1980 a 1995, a taxa de juros dos países que adotaram o SMI nos períodos anteriores a adoção desse sistema teve maior pico de elevação comparado ao grupo de países da amostra que não adotam o SMI e aos grandes centros financeiros mundiais. Desde a Segunda Guerra Mundial até os anos de 1996, alguns países experimentaram hiperinflação, e entre esses países estavam o Brasil, a Armênia e a Geórgia (FISCHER, SAHAY, VEGER, 2002). Países que também foram incluídos no cálculo da média da taxa de juros nos períodos que precedem a adoção do SMI. A taxa de juros de um país consiste no preço do uso do dinheiro por determinado período, e por isso, possui influência na tomada de decisão econômica, dado que afeta os preços e os custos de todos os setores da economia (OMAR, 2008). Para o autor, alguns fatores ajudam a explicar o aumento da taxa de juros, tais como tentativa de estabilizar os preços via contenção de demanda interna; para garantir o

financiamento do déficit em transações correntes; evitar o ataque especulativo contra a moeda doméstica, e por fim, para conter a alta dos spreads cobrados pelos bancos aos empréstimos concedidos ao setor privado.

A taxa de juros de determinado país sujeita-se a diversas oscilações ao longo dos anos. O banco central dos Estados Unidos (FED), por exemplo, reduziu sua taxa de juros onze vezes ao longo do ano de 2011), além da queda de 5% a 0% no período da crise dos *subprimes* (MEDEIROS, RODRIGUEZ, 2011). Antes da crise dos *subprimes*, o FED tinha como principal taxa de política a taxa de fundos federais. Para atingir os objetivos da política monetária, o FED ajustava essa taxa. Mas, os efeitos da crise dos *subprimes* fez com que o FED fizesse uso de algumas ferramentas⁶ alternativas além da taxa de fundos federais. As baixas taxas de juros dos EUA observadas ao longo do ano de 2011 se relacionam com a difícil recuperação da crise dos *subprimes*, expectativas baixas da taxa de juros de curto prazo e mercados financeiros globais instáveis, capaz de ser identificada nos baixos custos de empréstimos (IMF, 2011). Além disso, como reflexo da crise dos subprimes, alguns Bacens de países como os EUA, Japão e Reino Unido visavam reduzir a taxa de juros de longo prazo e subir os preços de outros ativos, por meio do “*quantitative easing*” (LIMA *et al.*, 2016).

Na média, nos períodos posteriores à adoção do SMI, houve suavização da taxa de juros dos países que adotaram esse sistema. A taxa de juros desses países de 1990 a 1998 teve valores médios inferiores aquelas dos países que não adotaram esse sistema. De 2000 a 2001, a média da taxa de juros dos países que adotam o SMI foi próxima a média da taxa de juros dos países que não adotaram o SMI. Somado a isso, em alguns momentos, a taxa de juros dos países que adotaram o SMI aproximou-se do comportamento observado para a taxa de juros de grandes centros financeiros mundiais.

Alguns países conseguem ter maior impacto no cálculo da média da taxa de juros do grupo de países que adotam o SMI. Por exemplo, como supracitado, o Brasil foi um dos países que vivenciou períodos de hiperinflação nos períodos posteriores à adoção do SMI. Comparado aos demais países que adotam o SMI, o Brasil possui taxa de juros reais consideravelmente mais altas. Mas excluindo o período de hiperinflação (1988-1994), a taxa de juros real ex post diminuiu, em média, cerca de 40 por cento dos anos 1980 para 20 por cento na segunda metade dos anos de 1990, a fim de introduzir o SMI. Outras quedas observadas na taxa de juros real do Brasil contemplaram o período de 2000-2005, e de 2006-2009 (SEGURA UBIERGO, 2012).

4.2 Identificação da correlação da taxa de juros dos EUA, taxa de juros dos países que adotam SMI e taxa de juros dos demais países

A seguir tem-se o Quadro 1 com a correlação entre as taxas de juros doméstica e a taxa de juros dos Estados Unidos, e também verificou se a correlação é diferente de zero (dado pelo teste de significância das correlações, p valor).

⁶ Essas ferramentas envolviam fornecer liquidez de curto prazo a bancos e instituições, tomadores e investidores nos principais mercados de crédito e expansão de ferramentas tradicionais de operações de mercado aberto através de títulos de longo (MEDEIROS, WALDO, 2011).

Quadro 1: Resultado da correlação e pvalor para os países da amostra de 1990 a 2019

Países que adotam metas de inflação				Países que não adotam metas de inflação									
	c	pvalor	c pre-MI	c pos -MI		c	p-valores		c	p-valores		c	p-valores
IREUA	1.0000		1.0000		Unite	1.0000		Guyan	0.7098	0.0000	Niger	0.3321	0.0784
Alba	0.6666	0.0003	0.4845	-0.5994	Alger	0.7693	0.0000	Iraq	0.4946	0.0857	Pakis	0.2759	0.2025
Arme	-0.1738	0.4768	0.2304	-0.7822	Angol	0.2951	0.3276	Italy	0.7130	0.0000	Papua	0.5920	0.0014
Aust	0.7965	0.0011		0.7965	Antig	0.4368	0.0178	Jamai	0.6158	0.0003	Rwand	0.4923	0.0447
Braz	0.6531	0.0004	0.8690	0.4879	Azerb**	0.7104	0.0004	Kenya	0.3955	0.0337	Saudi	0.8948	0.0011
Cana	0.8747	0.0000	0.8787	0.8728	Baham**	0.5962	0.0005	Kosov	-0.5753	0.1766	Seych	0.3852	0.0355
Czec	0.7669	0.0000	0.3317	0.7245	Bahra**	0.9914	0.0000	Kyrgy	0.5242	0.0060	Sierr	0.4837	0.0068
Geor	0.3983	0.1265	-0.5200	-0.0746	Bangl	0.1077	0.7139	Lao.P	0.6496	0.0119	Singa	0.8559	0.0000
Ghan	0.4666	0.0093	-0.4440	-0.6006	Barba**	0.6849	0.0000	Leban**	0.7320	0.0000	Slove	0.7098	0.0021
Hung	0.7558	0.0000	0.1398	0.3029	Belgi	0.7298	0.0000	Lesot	0.6684	0.0001	Solom	0.7196	0.0000
Icel	0.3269	0.0895	-0.0020	0.5597	Beliz**	0.7506	0.0000	Lithu	0.5278	0.0432	South	0.9147	0.0015
Isra	0.8089	0.0000	-1.0000	0.7690	Boliv	0.7796	0.0000	Madag	0.6874	0.0008	Spain	0.7067	0.0000
Mexi	0.7871	0.0000	0.4462	0.7690	Bulga	0.4328	0.2447	Malaw	0.2502	0.1906	Sri.L	0.4137	0.0783
Mold	0.5975	0.0021	0.6610	-0.8949	Cabo	0.5125	0.0147	Malay	0.6177	0.0006	St..K	-0.4499	0.0274
New	0.8410	0.0000	-0.7053	0.8410	China	0.9534	0.0000	Maldi	-0.3468	0.2244	St..L	0.0138	0.9661
Phil	0.8251	0.0000	0.2245	0.5344	Domin	0.5348	0.0028	Malta	0.8123	0.0000	St..V	0.7451	0.0000
Pola	0.5825	0.0028	-0.7842	0.7094	Egypt	-0.4004	0.0583	Maurita	0.6891	0.0002	Tajik	-0.0289	0.9368
Roma	0.7972	0.0000	0.7528	0.1631	Eswat	0.6648	0.0001	Mauritius	0.6942	0.0010	Tanza	0.3395	0.0832
Serb	0.1417	0.6143	-0.5625	0.0098	Ethio	0.2615	0.2796	Mongo	-0.6838	0.0292	Trini	0.8416	0.0000
Sout	0.7984	0.0000	-0.1460	0.4948	Fiji.	0.4769	0.0103	Monte	-0.1198	0.6585			
Swed	0.7170	0.0000	0.2601	0.7082	Gambi	0.0167	0.9367	Mozam	0.2771	0.2240			
Thai	0.5567	0.0133		0.5567	Greec	0.7589	0.0001	Namib	0.7605	0.0000			
Ugan	-0.0084	0.9669	0.0820	-0.4844	Grena	-0.9059	0.0008	Nepal	0.5287	0.0027			
Urug	0.2686	0.0978	-0.1238	-0.6167	Guine	0.9719	0.1514	Nethe**	0.7918	0.0001			

c: valor da correlação de Pearson calculada; ** representa países com câmbio fixo com relação ao dólar americano.

Cores laranjas indicam correlação positiva, mais perto de 1 mais forte é a cor laranja. Cor azul indica correlação negativa, quanto mais forte o azul, mais próximo de correlação igual a -1.

Fonte: Elaboração própria, resultados da pesquisa.

No geral, os resultados do Quadro 1 sinalizam que para grande parte dos países, de 1990 a 2019, a taxa de juros doméstica apresentou correlação positiva e estatisticamente diferente de zero com relação à taxa de juros dos Estados Unidos. Os países classificam-se de acordo com o regime cambial que adotam. A adoção do regime de câmbio consegue influenciar a correlação com a taxa de juros dos EUA. A taxa de juros de todos os países que adotam regime de câmbio fixo com relação ao dólar americano mostrou correlação positiva e estatisticamente diferente de zero com relação à taxa de juros dos Estados Unidos.

Apesar dos resultados do Quadro 1 apontarem correlação positiva e diferente de zero da taxa de juros doméstica com relação à taxa de juros dos Estados Unidos para muitos países, observou-se também algumas exceções. Alguns países, por exemplo, exibiram correlação igual a zero, entre os quais, tem-se Armênia, Sérvia, Uganda, Angola, Bangladesh, Gambia, St. Lúcia, Tajiquistão e Montenegro. Analisando esse grupo de países não foi possível verificar semelhanças em termos de localização geográfica ou classificação por renda e por empréstimo. Mas, é possível dizer que não fazem parte do grupo de países de alta renda, e em grande parte são classificados como países de baixa renda média. Outro grupo de países também se sobressaíram pela correlação da taxa de juros doméstica ser negativa e estatisticamente diferente de zero com relação à taxa de juros dos EUA. Esses países foram Egito, Granada, Kosovo, Malvinas, Mongólia, e St Kitts. Um ponto em comum a ser destacado desse grupo de países é que não fazem parte dos países classificados de renda alta.

Esses achados indicam que a classificação por renda auxilia na explicação do resultado de um grupo de países comparado com outros países. Uma análise com países semelhantes é interessante dado que mostra cuidado ao extrapolar as descobertas de um conjunto de países para outro. A heterogeneidade mundial é contemplada por países desenvolvidos ou não. Para separar esses países, seguiu-se a classificação

do Banco Mundial (2018), no qual os países são separados de acordo com o produto nacional bruto *per capita*, países de renda alta (US\$12,376 ou mais), países de renda média alta (US\$3,99 a US\$12,375) e países de renda média baixa (US\$1,026 a US\$3,995) e países de renda baixa (US\$1,035 ou menos). Veja na Tabela 1 a seguir a parcela de países por classificação de renda e por classe de tom azul para indicar a correlação da taxa de juros doméstica com a taxa de juros dos Estados Unidos.

Tabela 1: Correlações da taxa de juros doméstica com a taxa de juros dos EUA por classificação de renda dos países

Período: 1980 a 2019			
	$r < 0,5$	$0,5 < r < 0,7$	$r > 0,7$
Países de baixa renda	20,51%	4,35%	7,41%
Países de renda média baixa	28,21%	39,13%	11,11%
Países de renda média alta	35,90%	34,78%	14,81%
Países de alta renda	15,38%	21,74%	66,67%

Fonte: Resultados da pesquisa, elaboração própria.

Ao discriminar a correlação da taxa de juros doméstica com a taxa de juros dos EUA por faixa de renda, pelos resultados da Tabela 1, 66,67% dos países de renda alta obteve correlação superior a 0,70. Em contraste, apenas 7,41% da taxa de juros dos países de renda baixa atingiu correlação acima de 0,70 com a taxa de juros dos EUA. O grupo de países de renda média superior foi o que mais apresentou correlação da taxa de juros doméstica menor que 0,5 com a taxa de juros dos EUA, totalizando 35,90%. A correlação da taxa de juros doméstica com a taxa de juros dos EUA variando de 0,5 a 0,7 foi mais frequente no grupo de países de baixa renda média.

Na Tabela 2 a seguir os países são separados por classificação de renda, valores da correlação no período total (1980-2019), para o período anterior a adoção de SMI por cada país, e para o período posterior a adoção do SMI para cada país.

Tabela 2: Comparação da correlação por nível de renda de países e períodos

	Pré-SMI	Pós-SMI		Pré-SMI	Pós-SMI
Países de baixa renda			Países de alta renda		
Uganda	0,082	-0,484	Australia	-	0,796
Países de renda média baixa			Canada	0,879	0,873
Ghana	-0,444	-0,601	Czech Rep,	0,332	0,725
Moldova, Rep, of	0,661	-0,895	Hungary	0,140	0,303
Philippines	0,224	0,534	Iceland	-0,002	0,560
Países de renda média alta			Israel	-1,000	0,769
Albania	0,485	-0,599	New Zealand	-0,705	0,841
Armenia, Rep, of	0,230	-0,782	Poland, Rep, of	-0,784	0,709
Brazil	0,869	0,488	Romania	0,753	0,163
Georgia	-0,520	-0,075	Sweden	0,260	0,708
Mexico	0,446	0,769	Uruguay	-0,124	-0,617
Serbia, Rep, of	-0,562	0,010			
South Africa	-0,146	0,495			
Thailand	-	0,557			

Fonte: Resultados da pesquisa, elaboração própria.

Na Tabela 2, os resultados das correlações destacados de azul são os que a correlação da taxa de juros doméstica com relação à taxa de juros dos EUA passou a ser negativa após a adoção do SMI. De vermelho, refere-se aos países no qual a correlação da taxa de juros doméstica com a taxa de juros dos EUA tornou-se positiva após a adoção do SMI. Desses resultados, conclui-se que nos períodos posteriores à adoção do SMI, para os 23 países que adotam SMI analisados, houve maior ocorrência de casos, cerca de

26% dos países, no qual a correlação da taxa de juros doméstica com a taxa de juros dos EUA alterou-se para sinal positivo.

Por sua vez, para cerca de 17,39% dos países, a correlação da taxa de juros doméstica com a taxa de juros dos EUA passou a ter sinal negativo. Esse resultado é um indício de menor flexibilidade da taxa de juros dos países que adotam o SMI com relação à taxa de juros dos EUA nos períodos posteriores à adoção desse sistema.

4.3 Comparação do sentido da variação da taxa de juros dos EUA e dos países da amostra

Esta seção averigua se a variação da taxa de juros dos EUA de janeiro de 1980 a dezembro de 2019 é a mesma, em termos de variação de sinal, dos demais países da amostra. Calculou-se a variação da taxa de juros dos EUA da seguinte forma:

$$\Delta J = J_{t+1} - J_t \tag{6}$$

Na primeira variação, J_{t+1} correspondeu a fevereiro de 1980, e J_t foi o mês de janeiro de 1980, e assim sucessivamente até dezembro de 2019. Depois, se a variação foi positiva recebeu valor de (+), e (-) caso contrário. O próximo passo foi verificar em quais meses ocorria variação (+) da taxa de juros dos EUA e de cada uma das taxas de juros dos países da amostra. Semelhantemente, nos meses em que a variação da taxa de juros dos EUA foi negativa, examinou-se se nos demais países da amostra se essa variação também era negativa. Especificamente:

$\Delta J_{EUA} = \Delta J_{País}$ se $\Delta = (+)$ para determinado mês, e

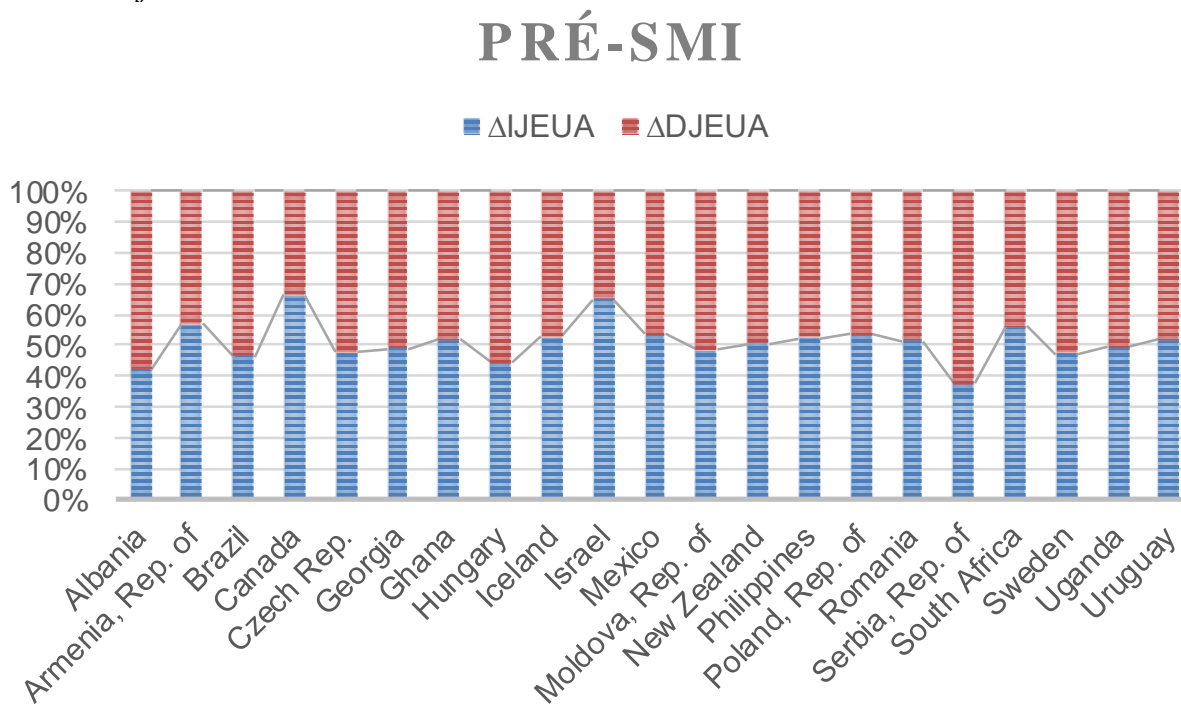
$\Delta J_{EUA} = \Delta J_{País}$ se $\Delta = (-)$ para determinado mês

A partir desses resultados, calculou-se a frequência com que a variação positiva da taxa de juros dos países da amostra era igual a variação positiva da taxa de juros dos EUA, e de forma semelhante para a variação negativa. Além disso, apurou-se em quais meses a variação positiva ou negativa da taxa de juros doméstica era diferente da taxa de juros dos EUA. Por exemplo:

$\Delta J_{EUA} = \Delta J_{País}$ se $\Delta = (+)$ ou $(-)$ => ΔI_{JEUA} ; ou

$\Delta J_{EUA} \neq \Delta J_{País}$ se $\Delta = (+)$ ou $(-)$ => ΔD_{JEUA}

Figura 2: Frequência da ocorrência de variação da taxa de juros pré adoção do SMI com relação a variação da taxa de juros dos EUA de 1980 a 2019

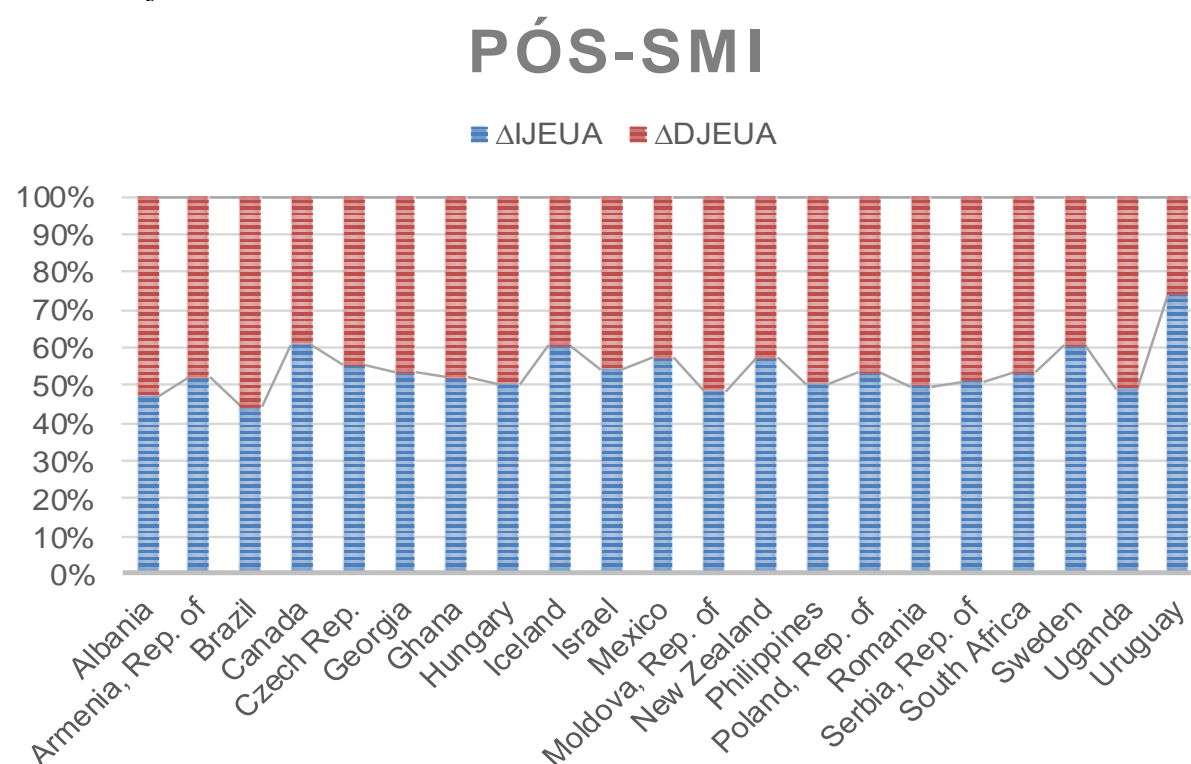


$\Delta IJEUA$ corresponde a variação da taxa de juros dos EUA igual a taxa de juros do país doméstico; enquanto $\Delta DJEUA$ representa a variação da taxa de juros do país doméstico diferente da taxa de juros dos EUA.

Fonte: Resultados da pesquisa, elaboração própria.

Nos períodos pré adoção do SMI, ao somar para todos os países, a ocorrência de $\Delta IJEUA$ foi 1420, enquanto a ocorrência de $\Delta DJEUA$ foi de 1355. Por sua vez, países que nesse período tiveram mais da metade da variação da taxa de juros igual à dos EUA foram Armênia, Canadá, Gana, Islândia, Israel, México, Filipinas, Polônia, Romênia, África do Sul e Uruguai. Mais da metade da variação da taxa de juros diferente da variação da taxa de juros dos EUA foram identificadas para os seguintes países: Albânia, Brasil, Tcheca, Geórgia, Hungria, Moldávia, Sérvia, Suécia e Uganda. Com base nesses resultados, houve maior frequência de $\Delta IJEUA$ dos países que adotam o SMI no período pré adoção do SMI. Na Figura 3 a seguir tem os resultados para os períodos posteriores à adoção do SMI.

Figura 3: Frequência da ocorrência de variação da taxa de juros pós adoção do SMI com relação a variação da taxa de juros dos EUA de 1980 a 2019



$\Delta IJEUA$ corresponde a variação da taxa de juros dos EUA igual a taxa de juros do país doméstico; enquanto $\Delta DJEUA$ representa a variação da taxa de juros do país doméstico diferente da taxa de juros dos EUA.

Fonte: Resultados da pesquisa, elaboração própria.

Para os períodos posteriores à adoção do SMI, a ocorrência de $\Delta IJEUA$ totalizou 2300, enquanto a de $\Delta DJEUA$ somou 1802 vezes. Para a análise do período pós adoção do SMI, os países com ocorrências de $\Delta IJEUA = \Delta IPaís$ acima de 50% foram: Armênia, Canadá, Tcheco, Geórgia, Gana, Islândia, Israel, México, Nova Zelândia, Polônia, Sérvia, África do Sul, Suécia, Tailândia, Uruguai. Para esse mesmo período, países com mais da metade da variação $\Delta IJEUA \neq \Delta IPaís$, foram: Albânia, Brasil, Moldova e Uganda. Novamente, a proporção de vezes em que se verificou $\Delta IJEUA = \Delta IPaís$ no período pós adoção do SMI foi superior a ocorrência de $\Delta IJEUA \neq \Delta IPaís$. Esses resultados parecem sinalizar uma maior “importação” da taxa de juros dos EUA pelos países que adotaram o SMI.

Comparando as frequências de vezes em que se verifica $\Delta IJEUA$ e $DJEUA$ para os países que adotam o SMI nos períodos pré e pós adoção desse sistema, é possível pontuar algumas observações. A primeira é a de que nos períodos pós adoção do SMI houve um número maior de vezes em que $\Delta JEUA = \Delta JPaís$, sinalizando para maior flexibilidade da taxa de juros desses países. A segunda é a de que alguns países nos períodos pré e pós adoção do SMI conseguiram repetir o padrão de maior frequência de $\Delta JEUA \neq \Delta JPaís$, quais sejam Albânia, Brasil, Moldova e Uganda. Esses países são mais propensos a menor flexibilidade da taxa de juros doméstica.

4.4 Resposta da taxa de juros doméstica a choques na taxa de juros dos EUA e choque monetário externo

Inicialmente os dados foram testados para presença de raiz unitária, e os resultados do teste de Im-Pesaran-Shin (2003) e do teste de Fisher (CHOI,2001), na maior parte, não se rejeitou a hipótese nula de presença de raiz unitária nas variáveis em estudo. Os dois testes não relataram resultados semelhantes para confirmarem a estacionariedade da taxa de juros dos EUA, portanto, as variáveis são dadas na primeira diferença. A análise do PVAR baseia-se na escolha de ordem de defasagem que é ideal na especificação do PVAR e na condição de momento. Andrews e Lu (2001) propuseram momento ótimo e critérios de seleção de modelos (MMSC) para modelos GMM com base na estatística J de Hansen (1982) de restrições sobreidentificadoras. O MMSC é análogo a vários critérios de seleção de modelos baseados em máxima verossimilhança que são usados, tais como critérios de informação de Akaike (AIC), critérios de informação Bayesiana (BIC) e os critérios de informação de Hannan-Quinn (HQIC). Os critérios de Andrews e Lu (2001) requerem que o número de condições de momento seja maior do que o número de variáveis endógenas no modelo. Para este estudo, o número de defasagens variou de 1 a 3 para cada subamostra, dado que se observou menores valores de MIB, MAIC e MQIC.

Estabelecida a ordem do PVAR, estimou-se o modelo PVAR com GMM-Style porque para cada instrumento, as observações faltantes foram substituídas por zero, e com isso, as estimativas obtidas são mais eficientes (HOLTZ-EAKIN, NEWEY, ROSEN, 1988). Ainda, para a estimação do modelo PVAR considerou-se que o efeito fixo foi removido do painel usando a transformação ortogonal de Helmert (ARELLANO; BOVER, 1995). As *dummies* de tempo específico dos países capturam choques macros específicos do país, e também foram removidas. O próximo passo foi verificar a estabilidade do PVAR, e dado que todos módulos de cada autovalor do modelo ajustado foram menores que um, os modelos estimados são estáveis. Depois, verificou-se a presença de precedência temporal entre a taxa de juros dos EUA e a taxa de juros dos demais países da amostra. O resultado do teste de precedência temporal entre as taxas de juros pode ser visto na Tabela 3 a seguir. Como hipótese nula tem-se que não há precedência temporal entre as taxas de juros analisadas.

Tabela 3: Teste de causalidade de Granger para as taxas de juros

PAÍSES	PREMI		POSMI		FIXO		NÃO FIXO	
	chi2	Pro>chi2	chi2	Pro>chi2	chi2	Pro>chi2	chi2	Pro>chi2
Alta renda								
IR_eua=> IR_d	2.895	0.408	25.069	0.000	17.322	0.001	7.332	0.062
IR_d=> IR_eua	4.006	0.261	2.036	0.565	0.783	0.853	7.306	0.063
Renda Média alta								
IR_eua=> IR_d	0.938	0.816	1.475	0.688	1.620	0.655	6.190	0.013
IR_d=> IR_eua	0.489	0.921	2.234	0.525	5.337	0.149	0.823	0.364
Renda média baixa								
IR_eua=> IR_d	3.562	0.059	3.691	0.055	7.238	0.065	2.744	0.433
IR d=> IR_eua	2.662	0.103	0.011	0.918	2.498	0.476	0.649	0.885
Baixa renda								
IR_eua=> IR_d	0.829	0.362	0.232	0.630	-	-	1.698	0.193
IR_d=> IR_eua	0.119	0.730	0.000	0.992	-	-	0.941	0.332

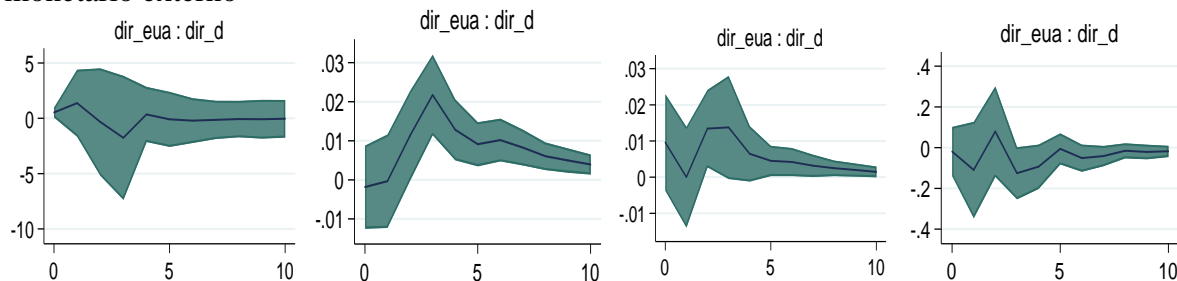
PREMI: países que adotam SMI nos períodos que precedem a adoção desse sistema; POSMI: países que adotam SMI nos períodos posteriores à adoção desse sistema; FIXO: países de regime de câmbio fixo e Não FIXO são países com regime de câmbio não fixo. IR_eua: taxa de juros dos EUA; IR_d: taxa de juros doméstica.

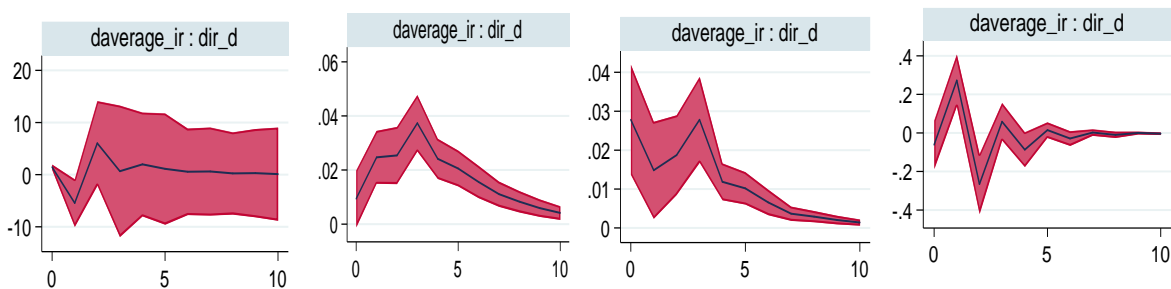
Fonte: Elaboração própria, resultados da pesquisa.

Os resultados da Tabela 3 apontam que para os países que adotam o SMI, nos períodos posteriores à adoção desse sistema, houve precedência temporal da taxa de juros dos EUA para a taxa de juros doméstica para os países de alta renda e de renda média baixa. Para esses grupos de países nos períodos que sucedem a adoção do SMI verificou-se maior flexibilidade da política monetária, enquanto que menor flexibilidade da política monetária foi vista para os países de renda média alta e de baixa renda.

Para calcular a função impulso resposta, os choques foram identificados usando a Decomposição de Cholesky, no qual os intervalos de confiança foram gerados com 500 simulações de Monte Carlo. As variáveis que são introduzidas primeiro no modelo PVAR são mais exógenas e afetam as variáveis subsequentes simultaneamente e com um atraso, enquanto as variáveis que são ordenadas posteriormente são menos exógenas e afetam as variáveis anteriores. A ordenação das variáveis usadas foi taxa de juros dos Estados Unidos, o VIX e a taxa de juros doméstica. Como teste de sensibilidade mudou-se a ordenação das variáveis, e os resultados se mantiveram. A seguir, tem-se a Figura 4 que mostra a resposta da taxa de juros de todos países da amostra, dos diferentes grupos de países diante de choque da taxa de juros dos EUA

Figura 4 :Resposta da taxa de juros doméstica a choque da taxa de juros (TB) dos EUA e choque monetário externo



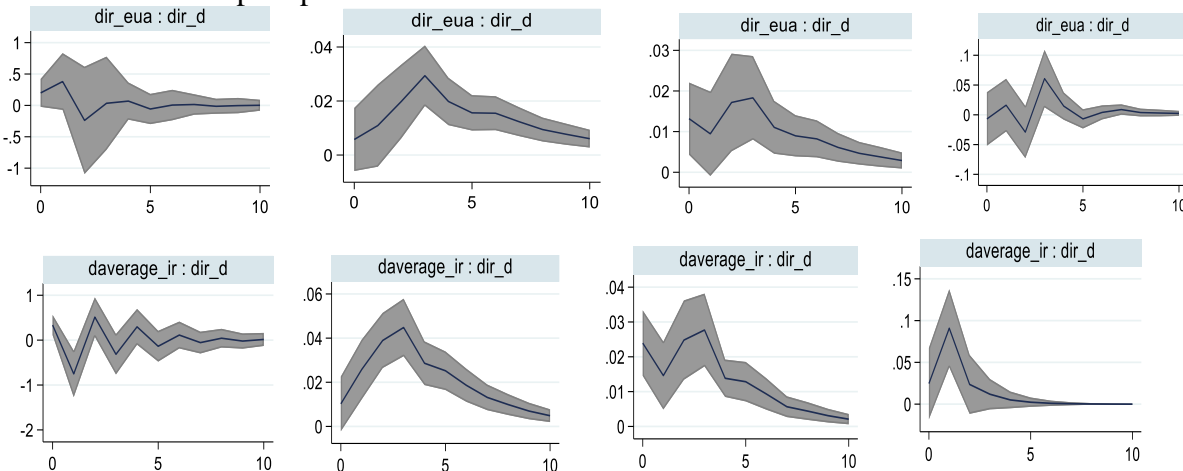


Da esquerda para direita: Países que adotam o SMI nos períodos que precedem a adoção do SMI e períodos posteriores à adoção do SMI, países com regime de câmbio fixo e países com regime de câmbio não fixo. Parte superior resultados do choque da taxa de juros dos EUA, resultado inferior ao choque monetário externo.

Fonte: Elaboração própria, resultados da pesquisa.

Nos períodos posteriores à adoção do SMI, a resposta da taxa de juros aos dois choques (da taxa de juros dos EUA e choque monetário externo) foi positiva e crescente, o que sinaliza maior flexibilidade da política monetária desse grupo de países. Em contraste, os países de regime de câmbio fixo mostraram reação de queda para ambos os choques. Para os países de regime de câmbio não fixo houve uma reação oscilatória da taxa de juros doméstica diante dos choques externos. Em seguida, os países foram desagregados por grupos de renda⁷ para maior sensibilidade dos resultados. Na Figura 5 a seguir tem-se os resultados para os países de alta renda.

Figura 5: Resposta da taxa de juros doméstica a choque da taxa de juros (TB) dos EUA e choque monetário externo para países de alta renda



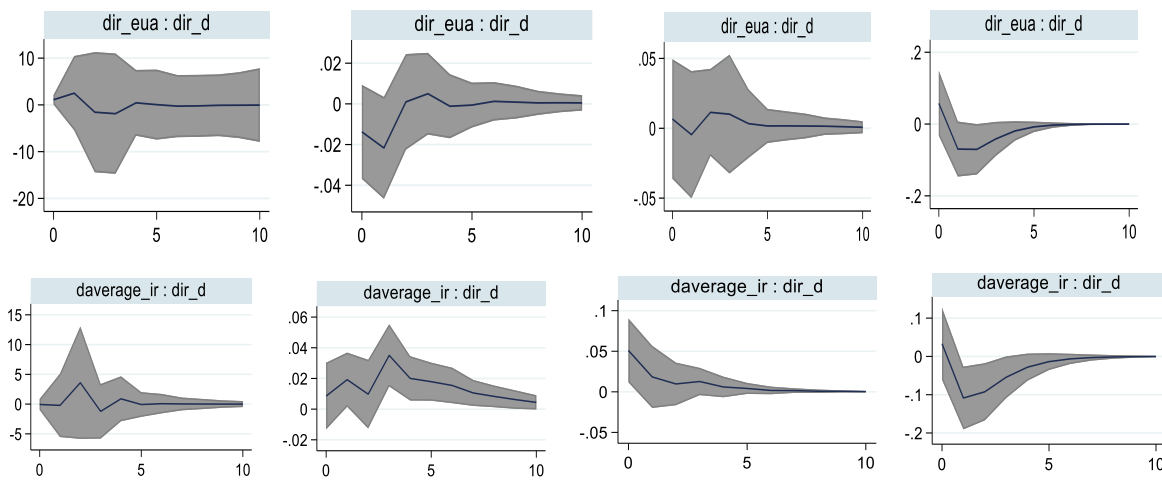
Da esquerda para direita: Países que adotam o SMI nos períodos que precedem a adoção do SMI e períodos posteriores à adoção do SMI, países com regime de câmbio fixo e países com regime de câmbio não fixo. Parte superior resultados do choque da taxa de juros dos EUA, resultado inferior ao choque monetário externo.

Fonte: Elaboração própria, resultados da pesquisa.

Nos países de alta renda, um choque positivo da taxa de juros dos EUA (aumento da taxa de juros e contração monetária) implicou numa reação positiva da taxa de juros dos países que adotam SMI nos períodos que precedem e que sucedem a adoção desse sistema, e para os países de regime de câmbio não fixo. Em contraste, a reação da taxa de juros dos países com regime de câmbio fixo foi de queda. Esses resultados se mantiveram diante de choque monetário externo, exceto para os períodos que precedem a adoção desse sistema no qual a reação foi oscilante. Na Figura 6, tem-se os resultados para os países de renda média alta.

⁷ Não são incluídos os países de baixa renda nessa análise devido a indisponibilidade de dados necessários no modelo.

Figura 6: Resposta da taxa de juros doméstica a choque da taxa de juros (TB) dos EUA e choque monetário externo para países de renda média alta

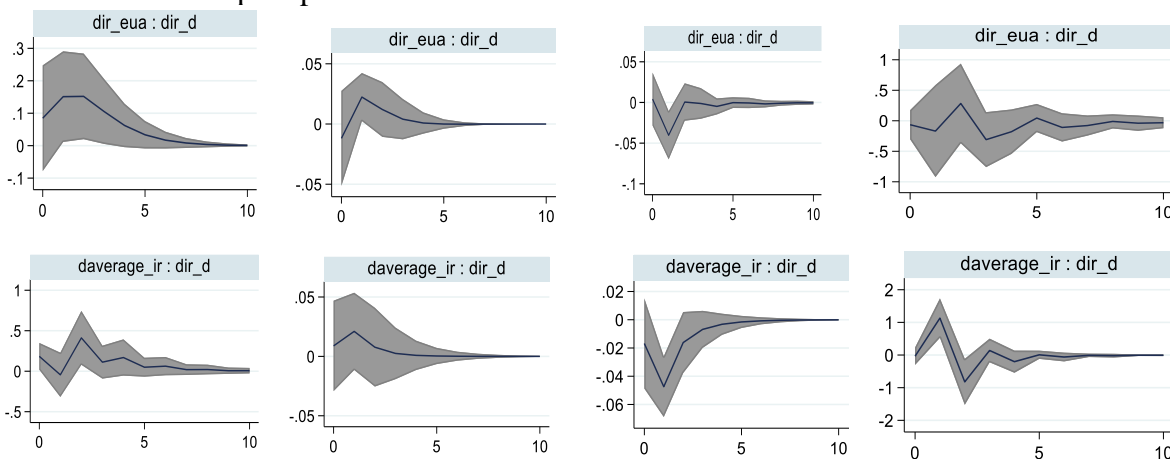


Da esquerda para direita: Países que adotam o SMI nos períodos que precedem a adoção do SMI e períodos posteriores à adoção do SMI, países com regime de câmbio fixo e países com regime de câmbio não fixo. Parte superior resultados do choque da taxa de juros dos EUA, resultado inferior ao choque monetário externo.

Fonte: Elaboração própria, resultados da pesquisa.

Diante de choque da taxa de juros dos EUA e do choque monetário externo, a reação da taxa de juros dos países de renda média alta foi de queda para os países que adotam SMI nos períodos posteriores à adoção desse sistema. A reação de queda da taxa de juros doméstica diante de choque monetário externo foi de maior magnitude para os países de regime de câmbio não fixo. Por fim, na Figura 7 a seguir, tem-se os resultados para os países de renda média baixa.

Figura 7: Resposta da taxa de juros doméstica a choque da taxa de juros (TB) dos EUA e choque monetário externo para países de renda média baixa



Da esquerda para direita: Países que adotam o SMI nos períodos que precedem a adoção do SMI e períodos posteriores à adoção do SMI, países com regime de câmbio fixo e países com regime de câmbio não fixo. Parte superior resultados do choque da taxa de juros dos EUA, resultado inferior ao choque monetário externo.

Fonte: Elaboração própria, resultados da pesquisa.

Nos países de renda média baixa, como reação ao choque dos EUA e monetário externo, novamente a taxa de juros dos países que adotam SMI nos períodos posteriores à adoção desse sistema foi de crescimento. Para os países de regime de câmbio fixo, o inverso foi observado.

Ao longo do tempo, diversos estudos buscaram abordar a questão de autonomia monetária com base na adoção do regime cambial. Os estudos existentes nessa temática fornecem evidências inconclusivas dessa relação. Hausmann et al (1999), por exemplo, não sustentaram evidências de que os regimes cambiais flutuantes seriam melhores para isolar a taxa de juros doméstica dos movimentos das taxas de juros externas. Por sua vez, para Borenstzein et al (2001) a taxa de juros de Hong Kong, com regime de câmbio fixo, reagiu mais a taxa de juros dos EUA comparado a taxa de juros de Cingapura, com regime de câmbio flutuante. Para Kim e Lee (2008), ao analisar oito economias do Leste asiático de janeiro 1987 a abril de 2002, a sensibilidade da taxa de juros doméstica às taxas de juros internacionais reduziu na Coreia e Tailândia após adotarem regime de câmbio flutuante. Frankel et al (2004) examinando 46 países, de janeiro de 1970 a dezembro de 1990 mostraram que a taxa de juros dos países com regime de câmbio flutuante se ajustou de forma mais lenta a alterações da taxa de juros internacionais, o que implica certa capacidade de independência monetária.

A sensibilidade da taxa de juros doméstica por países de regime de câmbio não fixo também foi vista por Frankel, Schmukler e Servén (2004). Esses autores constataram que na década de noventa, independente do regime cambial adotado, todos os países possuíam alta sensibilidade da taxa de juros doméstica com relação à internacional. Alguns países que se destacaram por escolher sua própria taxa de juros no longo prazo foram a Alemanha e o Japão. A importação da política monetária do FED por países latino-americanos com taxa de câmbio flexível também se vê no estudo de Edward (2015). O autor analisou o caso de alguns países tal como o Chile, a Colômbia e o México de janeiro de 2000 a junho de 2008. Esses países possuem câmbio flexível, adotam o SMI e tem mobilidade de capital. Os achados do autor apontam que esses países importam variações das taxas de juros dos Estados Unidos. Na média, a Colômbia importa 74%, Chile mais de 50 % e o México, 33%.

Em suma, a resposta da taxa de juros doméstica aos choques das taxas de juros de grandes centros financeiros para grande parte dos países, sobretudo os de alta renda e renda média baixa, e para os regimes de câmbio não fixo e para os países com SMI foi predominantemente de acréscimo. Em contraste, para os países de regime de câmbio fixo, notou-se uma reação de queda da taxa de juros doméstica, para todos os grupos de países divididos por classe de renda. No caso dos países que adotam SMI, especificamente, nos períodos que sucedem a adoção desse sistema foi visto menor flexibilidade da política monetária diante de choque monetário externo para os países com renda média alta.

5. Conclusões

A maior conexão entre os países é capaz de trazer melhorias, assim como abre canal para ocorrência de choques externos, os quais são possíveis de transbordar para o país doméstico. Os países são caracterizados por terem diferentes estruturas, e por meio delas, fazem escolhas de políticas, incluindo, de política monetária. Ao longo do tempo, com vistas a atingir maior credibilidade de sua política monetária, diversos países, de diferentes níveis de desenvolvimento, têm adotado o SMI, que parece ter dado bons resultados, dado que até o momento, nenhum país que adotou esse sistema tem alterado sua opção.

O presente estudo fornece evidências a respeito da flexibilidade da taxa de juros doméstica com relação à taxa de juros dos EUA. Essas evidências são fornecidas no cenário de metas de inflação, com destaque para os períodos que precedem e posteriores à adoção desse sistema. Verifica-se essa relação desagregando os países por classe de renda, quais sejam alta renda, renda média alta, renda média baixa e baixa renda.

As evidências empíricas sustentam presença de maior e de menor flexibilidade da política monetária dos países que adotam SMI, de forma que não se pode comprovar totalmente a hipótese levantada. Mas, os achados do estudo indicaram que dos 23 países que adotam SMI analisados, cerca de 17% desses países mostraram menor flexibilidade da política monetária após a adoção desse sistema. Além disso, dos países que adotam SMI, os países de renda média alta e de baixa renda são mais susceptíveis a menor flexibilidade da política monetária. De forma que para esses países, a adoção do SMI, ao restringir o uso da política monetária para fins domésticos, faz com que esses países sejam menos inclinados a seguir a política

monetária de grandes centros financeiros. Esse achado é relevante, pois o efeito contágio de políticas recessivas de países como os EUA, pode gerar problemas ao setor exportador de alguns países, como por exemplo o do Brasil, dado a queda no termo de trocas. As limitações deste estudo englobam a disponibilidade de dados.

Referências Bibliográficas

- ABRIGO M.R.M; LOVE, I. Estimation of panel vector autoregression in Stata. **The Stata Journal**, vol.16, n.3, pp.778-804, 2016.
- ADRIAN, T.; SHIN, H.S. Procyclical leverage and Value-at-risk, **The review of financial studies**, vol.27, n.2, pp.373-403, fev.2014.
- AHMED, S.; ZLATE, A. Capital flows to emerging market economies:A brave new world? **Journal of International Money and Finance**, vol.48, part.B, pp.221-248,nov.2014.
- AIZENMAN, J.; CHINN, M.D.; ITO, H. Monetary policy spillovers and the trilemma in the new normal: Periphery country sensitivity to core country conditions. **Journal of International Money and Finance**, vol. 68, pp.298-330, nov. 2016.
- ARELLANO, M.; O. BOVER. 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, vol. 68, pp. 29–51,1995.
- ARELLANO, M.; S. BOND. 1991. Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, vol. 58, pp.277–297,1998.
- BACEN. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/metainflacao>. Data de acesso: 03/10/2020.
- BERNANKE B., BOIVIN J., ELIASZ P. Measuring monetary policy: a factor augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. **The Quarterly Journal of Economics**, vol. 120, pp.387–422,2005.
- BLUNDELL, R.; S. BOND. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics** 87: 115–143.
- BORIO, C.; ZHU, H. Capital regulation,risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism? **Journal of Financial Stability**, vol.8, n.4, pp.236-251, dez.2012.
- BRUNO, V.; SHIN, H.S. Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy. **Journal of Monetary Economics**, vol. 71, pp. 119-132, abr.2015.
- CHINN, MENZIE D. E HIRO ITO. What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions, **Journal of Development Economics**, vol. 81, n.1, pp. 163-192,2006.
- EDWARDS, S. Monetary policy Independence under flexible Exchange rates: An illusion? **The World Economy**, vol.38, n.5, mai. 2015.
- ELLIS, C.; MUMTAZ, H.; ZABCZYK, P. What Lies Beneath? A Time-varying FAVAR model for the UK transmission mechanism. **The Economic Journal**, vol. 124, n.576, pp.668-699, mai. 2014.
- EVGENIDIS, A.; PHILLIPPAS, D.; SIRIOPOULOS, C. Heterogeneous effects in the international transmission of the US monetary policy: a fator-augmented VAR perspective. **Empirical Economics**, vol.56, pp.1549-1579, 2019.
- FRANKEL, J. SCHMUKLER, S.L; SERVÉN, L. Global transmission of interest rates: monetary Independence and currency regime. **Journal of International Money and Finance**. Vol.23, n.5, pp.701-733, set. 2004.
- FRIEDMAN, M. 1953. “The Case for Flexible Exchange Rates.” In **Essays in Positive Economics**, ed. M. Friedman, 157–203. Chicago: University of Chicago Press.
- GÜLSEN, E. OZMEN, E. Monetary policy trilemma, inflation targeting and global financial crisis. **International Journal of Finance&Economics**, vol.25, n.2, pp.286-296, abr.2020.
- HAMILTON, J. D. 1994. **Time Series Analysis**. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- HOLTZ-EAKIN, D., W. Newey, and H. S. Rosen. Estimating vector autoregressions with panel data. **Econometrica**, vol 56, pp.1371–1395,1988.
- KLEIN, M.W.; SHAMBAUGH, J.C. Rounding the Corners of the Policy Trilemma: Sources of Monetary Policy Autonomy. **American Economic Journal: Macroeconomics**, vol. 7, n.4, pp. 33-66, 2015.

- KIM, J. International transmission of US monetary policy shocks: evidence from VAR's. **Journal of Monetary Economics**, vol. 48, pp.339–372,2001.
- KOROBILIS, D. Assessing the transmission of monetary policy using time-varying parameter dynamic factor models. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, vol. 75, pp. 157–179, 2013.
- LIMA, L.; VASCONCELOS, C.F.; SIMÃO, J.; FERREIRA, MENDONÇA, H.F. The quantitative easing effect on the stock Market of the USA, the UK and Japan: An ARDL approach for the crisis period. **Journal of Economic Studies**, vol. 43, n.6, pp.1006-1021, 2016.
- LOVE, I., AND L. ZICCHINO. Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR. **Quarterly Review of Economics and Finance**, vol. 46, pp.190–210,2006.
- MAIS RETORNO, disponível em: <https://maisretorno.com/blog/termos/t/treasury-bills>. Data de acesso: 10 de abril de 2020.
- MEDEIROS, C. I.; RODRIGUEZ W., M.. The Dynamics of the Term Structure of Interest Rates in the United States in Light of the Financial Crisis of 2007-10 (April 2011). **IMF Working Papers**, vol., pp. 1-24, 2011.
- NAVE, J.M.; RUIZ, J. Risk aversion and monetary policy in a global context. **Journal of Financial Stability**, vol.20, pp.14-35, out.2015.
- NERI, S.; NOBILI, A. The transmission of US Monetary Policy to the Euro Area. **International Finance**, vol.13, n.1, pp.55-78,2010.
- NICKELL, S. Biases in dynamic models with fixed effects. **Econometrica**, vol. 49, pp. 1417–1426, 1981.
- OBSTFELD, M. Trilemmas and Trade-offs: Living with Financial Globalization (jan.2015). Bis Working Paper, n.480. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2552572>.
- OMAR, J.H. Taxa de juros: Comportamento, determinação e implicação para a economia brasileira. **Revista de Economia Contemporânea**, vol.12, pp.463-490, set. dez. 2008.
- PASSARI, E.; REY, H. Financial Flows and the International Monetary System. **The Economic Journal**, vol. 125, n.584, pp. 675-698, mai.2015.
- REY, HÉLÈNE0. Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Working Paper 21162, mai. 2015.
- ROHIT, A.K.; DASH, P. Dynamics of monetary policy spillover: The role of exchange rate regimes. **Economic Modelling**, vol.77, pp.276-288, mar.2019.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, vol. 48, pp. 1–48,1980.
- SUNO, disponível em: <https://www.sunoresearch.com.br/artigos/taxa-media-de-juros/>: Data de acesso: 10 de abril de 2020.