Efeitos de Choques Monetários na Taxa de Câmbio Brasileira

Brenda Cardoso*
João F. Caldeira†
2025

Resumo

As taxas de câmbio frequentemente apresentam comportamentos que divergem das previsões propostas pelas teorias macroeconômicas tradicionais. Este estudo tem como objetivo principal investigar se a distinção entre choques permanentes e temporários de política monetária contribui para explicar os movimentos inesperados observados nas taxas de câmbio. A análise foi conduzida no contexto da economia brasileira, por meio de um modelo de correção de erro vetorial estrutural (SVECM) aplicado a um conjunto de dados que abrangem o período de 2003 a 2024. Os resultados não indicaram evidências de que choques de política monetária de naturezas distintas ocasionem efeitos opostos nas taxas de câmbio do real frente ao dólar. Além disso, a decomposição da variância do erro de previsão indicou que os choques temporários desempenham um papel relativamente mais significativo nas flutuações cambiais.

Palavras-chaves: Choques Monetários. Taxa de Câmbio. Modelos SVECM. Efeitos Permanentes e Temporários.

*Doutoranda em Ciências Econômicas no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina (PPGeco/UFSC). E-mail: brendacardoso1996@gmail.com
†Universidade Federal de Santa Catarina e CNPq. Email:emaildocaldeira@gmail.com

1. Introdução

Evidências recentes demonstram que os movimentos cambiais frequentemente divergem das previsões estabelecidas pelas teorias macroeconômicas tradicionais (GÜRKAYNAK et al., 2021; MA et al., 2024). Uma possível explicação é que grande parte da literatura existente sobre economia monetária em economias abertas restringe sua atenção a choques monetários transitórios, negligenciando o papel de mudanças permanentes nas taxas de juros (SCHMITT-GROHÉ; URIBE, 2022). Este artigo tem como objetivo central investigar se a distinção entre choques temporários e permanentes pode contribuir para explicar as flutuações nas taxas de câmbio da economia brasileira, examinando o comportamento do real frente ao dólar. Assim, fornecemos as primeiras evidências empíricas sobre os efeitos de choques monetários de naturezas distintas sobre a taxa de câmbio em umaeconomia emergente.

Pra tanto, adotamos a abordagem proposta por CARVALHO; AZEVEDO; RIBEIRO (2024), aplicando um modelo de correção de erro vetorial estrutural (SVEC) a um conjunto de dados mensais referentes à taxa de câmbio, inflação, produção e taxas de juros nominais entre 2003 e 2024. Dessa forma, além da variação cambial, exploramos os mecanismos pelos quais a normalização das taxas de juros influencia os diferenciais de retorno entre economias e a interação entre a dinâmica inflacionária e o desempenho da atividade econômica agregada. Os resultados encontrados não corroboram a hipótese de que choques permanentes e temporários exercem impactos opostos nas taxas de câmbio. Contudo, identificamos efeitos inversos sobre a inflação, com indícios robustos do efeito "neo-Fisher", originalmente documentado por URIBE (2022). Esses resultados oferecem contribuições relevantes para o desenho e a implementação da política monetária, uma vez que práticas tradicionais podem ser revistas ou mesmo invertidas.

A relação entre taxas de juros e taxas de câmbio tem sido extensivamente discutida e testada na literatura econômica. Duas hipóteses são tradicionalmente empregadas para descrever essa relação. A primeira e mais consolidada postula que um aumento nas taxas de juros domésticas induz uma valorização da moeda local, à medida que investidores são atraídos pelos retornos mais elevados oferecidos pelos ativos dessa economia. Esse mecanismo está alinhado com a teoria do carry trade, na qual os fluxos de capital são direcionados para países com taxas de juros mais elevadas, pressionando a apreciação cambial (BERG; MARK, 2019). Paralelamente, a comparação entre taxas de juros de diferentes economias reforça essa dinâmica. De maneira específica, um diferencial positivo entre juros domésticas e estrangeiras costuma estar associada à apreciação da moeda doméstica frente à moeda externa

(CARVALHO; AZEVEDO; RIBEIRO, 2024). Esses mecanismos, embora sujeitos a limitações no longo prazo, encontram consistente respaldo empírico no curto prazo (FAMA, 1984; EICHENBAUM; EVANS, 1995; FROOT; FRANKEL, 1989; KALYVITIS; MICHAELIDES, 2001).

Em contrapartida, a teoria da paridade descoberta da taxa de juros, *Uncovered Interest Rate Parity - UIRP*, prevê um movimento oposto da taxa de câmbio em resposta a movimentos nas taxas nominais. De acordo com esse princípio, na ausência de custos de transação e barreiras ao comércio internacional, os níveis de preços nacionais e estrangeiros tenderiam a se igualar quando expressos na mesma moeda. Nesse contexto, um choque contracionista de política monetária deveria ser compensado por uma depreciação da moeda local para garantir a equalização dos retornos reais entre economias. Embora a UIRP encontre respaldo empírico no longo prazo, desvios significativos são comumente observados no curto prazo (DU; TEPPER; VERDELHAN, 2018; LOTHIAN; WU, 2011).

O efeito overshooting proposto por DORNBUSCH (1976) fornece uma explicação para essas divergências nas movimentações de curto e longo prazo. O modelo explicita que, devido a uma combinação do ajuste lento no mercado de bens com o ajuste instantâneo no mercado de ativos, um choque positivo de política monetária provoca uma depreciação real do câmbio no curto prazo. No entanto, no longo prazo, esses efeitos se dissipam e os níveis da taxa de câmbio converge gradualmente para o nível previsto pela UIRP (CARVALHO; AZEVEDO; RIBEIRO, 2024).

Apesar do amplo escopo teórico, a dinâmica das taxas de câmbio ainda desafia explicações convencionais. Nesse contexto, uma linha de pesquisa recente, iniciada por SCHMITT-GROHÉ; URIBE (2022)e desenvolvida por CARVALHO; AZEVEDO; RIBEIRO (2024), propõe que os choques nominais podem ser categorizados em duas naturezas distintas: temporários e permanentes. Seguindo a metodologia proposta por DE MICHELIS; IACOVIELLO (2016), esses estudos utilizam alterações na meta de inflação como proxy para choques permanentes de política monetária, enquanto flutuações nas taxas de juros de curto prazo são interpretadas como choques transitórios. Argumenta-se que, caso os choques permanentes produzam efeitos opostos àqueles previstos pelos modelos tradicionais e, simultaneamente, expliquem parcela relevante das variações cambiais de curto prazo, tal distinção poderia elucidar acerca da discrepância entre teoria e evidências empíricas.

Embora os trabalhos de SCHMITT-GROHÉ; URIBE (2022) e CARVALHO; AZEVEDO; RIBEIRO (2024) apresentem similaridades quanto às evidências relacionados aos impactos distintos de diferentes tipos de choques, há uma divergência

importante em suas conclusões. SCHMITT-GROHÉ; URIBE (2022), com base na decomposição da variância do erro de previsão (FEVD), indicam que os choques permanentes explicam uma parte substancial das variações cambiais no curto prazo. Em contraste, CARVALHO; AZEVEDO; RIBEIRO (2024) encontram evidências que apontam para um papel limitado desses choques na explicação dos movimentos cambiais de curto prazo.

Ainda que os resultados de SCHMITT-GROHÉ; URIBE (2022) e CARVALHO; AZEVEDO; RIBEIRO (2024) ofereçam contribuições relevantes, é necessário que investigações adicionais sejam realizadas em diferentes contextos para uma compreensão mais clara dos mecanismos de transmissão da política monetária. Especificamente, os estudos mencionados limitam suas análises a países desenvolvidos, o que restringe a generalização dos resultados. Nosso estudo busca avançar nessa discussão ao aplicar uma abordagem similar ao caso do Brasil, explorando como essas dinâmicas se manifestam em uma economia emergente e evidenciando as especificidades desse contexto.

Portanto, a Seção 2 discute as particularidades das economias emergentes no que se refere à relação entre política monetária e flutuações cambiais. A Seção 3 descreve a base de dados utilizada, enquanto a Seção 4 apresenta a estratégia metodológica adotada. Os principais resultados empíricos são discutidos na Seção 5. Por fim, a Seção 6 traz as conclusões do estudo, e a Seção 7 reúne as referências bibliográficas.

2. Política Monetária e Taxas de Câmbio em Países Emergentes

As economias em desenvolvimento enfrentam desafios econômicos e políticos substancialmente distintos daqueles observados em economias avançadas. Nesses países, o preço dos bens de consumo é fortemente influenciado pelas oscilações cambiais. Adicionalmente, muitas empresas exportadoras definem seus preços em moeda estrangeira, expondo-se ao risco associado à de flutuações cambiais (ANDRIEș et al., 2017). Essa dinâmica confere ao câmbio um papel mais relevante em economias emergentes do que em economias desenvolvidas (GHOSH; OSTRY; CHAMON, 2016).

Nesse contexto, LIU et al.(2019) destacam que as taxas de câmbio nesses países tendem a ser mais instáveis, uma vez que estão sujeitas a uma maior influência de fatores externos. Isso ocorre porque, em geral, essas economias ocupam uma posição de conformidade no sistema internacional. Portanto, tornam-se mais vulneráveis a efeitos de transbordamento provenientes de economias líderes. Por exemplo, choques

de política monetária dos Estados Unidos ou a desaceleração econômica da China - principal destino das exportações de muitas nações em desenvolvimento - podem gerar impactos significativos nessas economias.

Outro aspecto relevante que distingue as economias emergentes é o impacto da relação dívida/PIB na condução da política monetária. Frequentemente, o elevado endividamento público restringe a margem de manobra das autoridades monetárias. As preocupações com a sustentabilidade fiscal leva os dirigentes de bancos centrais a priorizar a redução dos custos associados ao serviço da dívida, tanto interna quanto externa. Além disso, o aumento da dívida tende a gerar pressões para o aumento das taxas de juros, refletindo um maior prêmio de risco exigido pelos investidores. Esse cenário pode resultar em uma depreciação nominal da moeda local, exacerbando ainda mais os desafios econômicos. (AHMED; AIZENMAN; JINJARAK, 2021; RODRIGUES, 2023).

Uma questão adicional surge da atuação mais intervencionista dos bancos centrais nessas economias. Diferentemente do que ocorre em países desenvolvidos, onde a taxa de juros é frequentemente considerada o principal determinante da taxa de câmbio, nas economias emergentes essa relação pode ser invertida. Em outras palavras, é possível que, nesses contextos, as flutuações cambiais exerçam uma influência mais significativa sobre decisões de política monetária, incluindo a definição das taxas de juros. Essa hipótese sugere a necessidade de uma avaliação mais aprofundada das interações entre políticas monetárias e cambiais nesses países.

3. Dados

Os dados utilizados neste estudo consistem em séries temporais mensais, compreendendo o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2024. As informações foram coletadas de três fontes principais, sendo duas delas relacionadas à economia brasileira e uma referente aos Estados Unidos.

As variáveis referentes ao Brasil - a taxa de juros Selic, a taxa de câmbio do real frente ao dólar norte-americano e o índice Brasileiro de Produção Industrial (IBC-Br) - foram extraídas do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil (BCB). Para evitar a volatilidade "artificial"causada pela variação no número de dias úteis em cada mês, optou-se pela utilização da taxa Selic acumulada mensalmente e anualizada. O IBC-Br foi adotado como proxy para o nível de produção doméstica. No caso da taxa de câmbio, calculou-se a taxa de crescimento anualizada de três meses com base na série mensal. Adicionalmente, o

índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA) geral foi obtido junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

As informações referentes à política monetária dos Estados Unidos foram obtidas na base de dados disponibilizada pelo Federal Reserve (FED). Para representar a taxa de juros de curto prazo, foi selecionada a taxa dos títulos do Tesouro norte-americano com vencimento em três meses. A Tabela 1 apresenta a descrição de todas as variáveis utilizadas nas estimações.

Tabela 1 – Descrição dos dados

Variável	Símbolo	Descrição	Fonte	Intervalo
Produto	y_t	Índice de Atividade Econômica do Banco Central	BCB	2000M1-2024M12
Inflação	π_t	Índice de Preços ao Consumidor Amplo	IPEA	2000M1-2024M12
Taxa de Juros	i_t	Taxa de Juros - Selic acumulada no mês anualizada	BCB	2000M1-2024M12
	i_t^*	Taxa dos Títulos do Tesouro de 3 meses no mercado secundário	FED	2000M1-2024M12
Taxa de Câmbio	e_t	Taxa de crescimento anualizada de 3 meses baseada em uma série mensal	BCB	2000M1-2024M12

Fonte: Elaboração Própria

4. Metodologia

Com base na abordagem proposta por CARVALHO; AZEVEDO; RIBEIRO (2024), adotou-se o modelo de correção de erros estruturais (SVECM), seguindo a metodologia de identificação apresentada por LÜTKEPOHL(2005). A escolha desse método justifica-se pelo objetivo central deste trabalho, que consiste em analisar os diferentes efeitos de choques permanentes e temporários de política monetária da economia doméstica sobre a taxa de câmbio da moeda doméstica em relação a estrangeira. O SVECM permite examinar os impactos dinâmicos de choques estruturais por meio da função de resposta ao impulso, na qual restrições de curto e longo prazo são estabelecidas com base em fundamentos econômicos (KARIM; KARIM; ZAIDI, 2012).

Neste estudo, o Brasil é considerado a economia doméstica, enquanto os Estados Unidos representam a economia estrangeira. A metodologia adotada foi estruturada em quatro etapas etapas principais: (i) verificação da estacionariedade das séries temporais, (ii) identificação e estimação das relações de cointegração,

(iii) ideintificação e estimação do modelo estrutural e; (iv) cálculo das funções de impulso-resposta (IRF) e realização da decomposição da variância do erro de previsão (FEVD).

Para avaliar a estacionariedade das séries, foram aplicados o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). O teste ADF verifica a hipótese nula da existência de uma raiz unitária, em contraste com a hipótese alternativa de estacionariedade. A equação do teste ADF é dada por:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta_t + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \delta_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{1}$$

onde ΔX_t é a primeira diferença da série X_t, α é uma constante, β é o coeficiente do termo de tendência, δ_i são os coeficientes das defasagens das primeiras diferenças para lidar com a autocorrelação, ε é o ruído branco e γ é o coeficiente de interesse. A hipótese nula é que $\gamma = 0$ indicando que a série é não estacionária, enquanto a hipótese alternativa ($\gamma > 0$) sugere estacionariedade.

Por outro lado, o teste KPSS opera de forma inversa, assumindo como hipótese nula a estacionariedade da série e como hipótese alternativa a presença de raiz unitária. Conforme HORNOK (2000), testes convencionais de raiz unitárias frequentemente apresentam baixo poder para detectar processos estacionários, o que pode levar a rejeição incorreta da hipótese de estacionariedade. Dessa forma, o teste KPSS complementa a análise de raiz unitária do teste ADF.

Após a verificação da estacionariedade, procedeu-se à identificação das relações de cointegração entre as variáveis.Para isto, aplicou-se o teste do traço proposto por JOHANSEN(1991). Esse teste permite obter os autovalores da matriz de cointegração, considerando a hipótese nula de r^* vetores de cointegração ($r = r^*$) contra a hipótese alterntiva de $r > r^*$ vetores de cointegração. A estatística do teste é dada por:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{n} \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \tag{2}$$

onde T representa ao número de observações na amostra. Autovalores próximos de zero indicam ausência de cointegração entre as variáveis.

Conforme LÜTKEPOHL(2005), o modelo VEC é apropriado para modelar relações entre variáveis que apresentam uma relação de longo prazo (cointegração) e, simultaneamente, flutuações de curto prazo. A forma básica reduzida do modelo VEC pode ser expressa como:

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma\beta X_{t-1} + \sum_{j=1}^{K} \beta_j \Delta X_{t-j} + u_t \tag{3}$$

onde $X_t := (e_t, \pi_t, i_t^*, i_t, y_t)$. O termo α_0 representa o intercepto, $\alpha_1 t$ captura a tendência linear no tempo, γ mede o grau de ajuste aos desvios do equilíbrio de longo prazo, e β descreve as relações de cointegração de longo prazo. O vetor $u_t := (u_t^e, u_t^\pi, u_t^{i^*}, u_t^i, u_t^y)$ contém os choques reduzidos, que são serialmente não correlacionados.

No modelo VEC, a cointegração implica que combinações lineares das variáveis são estacionárias, mesmo que as variáveis isoladas não o sejam. Dessa forma, o terceiro termo do lado direito da equação representa o ajuste de longo prazo, enquanto o quarto termo captura os efeitos de curto prazo por meio das defasagens, refletindo como eventos passados influenciam o presente.

O objetivo principal foi estimar um modelo SVEC, a partir da identificação de restrições nos choques estruturais, os quais não são diretamente observáveis. Dessa forma adotou-se a decomposição de Beveridge-Nelson, uma técnica que separa as séries temporais em componentes de longo prazo e curto prazo. A forma reduzida do modelo VEC implica a seguinte decomposição:

$$X_t = X_{0,t}^* + \Xi \sum_{i=1}^{t} u_i + \sum_{j=0}^{\infty} \Xi_j^* u_{t-j} \tag{4}$$

onde o primeiro termo abrange valores iniciais e tendências determinísticas, o segundo reflete os efeitos de longo prazo dos choques acumulados (tendências estocásticas) e o último termo é estacionário, representado variações de curto prazo sem impacto permanente. Dada a relação entre os choques reduzidos e estruturais, esta decomposição pode ser expressa como:

$$X_t = X_{0,t}^* + \Xi B \sum_{i=1}^{t} \varepsilon_i + \sum_{j=0}^{\infty} \Xi_j^* B \varepsilon_{t-j} \tag{5}$$

onde $\varepsilon := (\varepsilon^e, \varepsilon^\pi, \varepsilon^{i^*}, \varepsilon^i, \varepsilon^y)$ representa cinco choques estruturais não correlacionados serialmente. A matriz Ξ relaciona os choques acumulados, u_t, com os efeitos de longo prazo no vetor X_t, enquanto a matriz B, que é não singular, permite recuperar os choques estruturais a partir dos choques reduzidos, de modo que $u_t = B\varepsilon_t$.

Quando há cointegração, o posto da matriz Ξ é reduzido, e sua dimensão é $K - r$ sendo r o número de relações de cointegração e K o número de variáveis. Nesse caso ΞB também possui posto reduzido. Para identificar os choques estruturais de longo prazo, é necessário que a matriz Ξ contenha, no máximo r colunas de

zeros. Portanto, pode haver no máximo r choques com efeitos transitórios e pelo menos $k^* = K - r$ choques com efeitos permanentes. Além disso, é necessário impor $K(K-1)/2$ restrições adicionais para identificar choques permanentes e $r(r-1)/2$ restrições adicionais para identificar os choques transitórios (BRÜGGEMANN, 2006).

Com base nessas estimativas, foram calculadas funções de impulso-resposta (IRF) com bandas de confiança bootstrap para as IRFs e realizada a decomposição da variância do erro de previsão (FEVD) para o sistema identificado (BRÜGGEMANN, 2006). Essas ferramentas permitiram analisar a dinâmica temporal dos efeitos dos choques estruturais sobre as variáveis do modelo.

5. Resultados

5.1. Testes Iniciais

A Tabela 2 apresenta os resultados do Teste de Dickey-Fuller Aumentado e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, conduzidos com a inclusão de uma constante e uma tendência. Os resultados indicam que todas as séries analisadas, com exceção da taxa de variação da taxa de câmbio, apresentam comportamento não-estacionário. Esses achados estão de alinhados com as conclusões de CARVALHO; VALLE E AZEVEDO; PIRES RIBEIRO (2024), que também identificaram a estacionariedade da série referente à taxa de variação cambial.

No entanto, divergem dos resultados obtidos por SCHMITT-GROHÉ; URIBE (2022), os quais classificam essa mesma série como não-estacionária. Essa diferença pode estar associada a diferenças metodológicas ou às particularidades das amostras e períodos analisados deste estudo.

A Tabela 3 apresenta os resultados do Teste de traço de Johansen, utilizado para verificar a existência de relações de cointegração entre as taxas de juros dos Estados Unidos e do Brasil (cointegração de política monetária), bem como entre a taxa de juros brasileira e o índice de preços (relação de Fisher). No estudo de CARVALHO; VALLE E AZEVEDO; PIRES RIBEIRO (2024), os autores assumem a existência de três relações de cointegração em seu modelo: a primeira refere-se à cointegração entre as políticas monetárias dos dois países analisados, a segunda corresponde à a relação de Fisher, e a terceira esta associada à taxa de variação da taxa de câmbio, devido à sua estacionariedade. Dessa forma os autores consideram que essa variável não tem relação de longo prazo com as demais presentes no modelo.

Neste trabalho, adotamos uma estratégia semelhante, considerando a esta-

cionariedade da taxa de câmbio. Entretanto, como evidenciado na Tabela 3, não foram encontradas indicações de cointegração entre a taxa de juros brasileira e a taxa de juros dos Estados Unidos. Diante disso, assumiu-se a existência de apenas duas relações de cointegração.

Tabela 2 – Testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)

Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF)						
Variável	Termos Determinísticos	Lags	Test value	1%	5%	10%
e_t	constante, tendência	5	-6.62	-3.96	-3.41	-3.13
π_t	constante, tendência	1	-0.30	-3.96	-3.41	-3.13
i_t^*	constante, tendência	3	-1.61	-3.96	-3.41	-3.13
i_t	constante, tendência	12	-3.00	-3.96	-3.41	-3.13
y_t	constante, tendência	12	-1.72	-3.96	-3.41	-3.13
Teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)						
Variável	Termos Determinísticos	Lags	Test value	1%	5%	10%
e_t	constante, tendência	5	0.06	0.347	0.463	0.739
π_t	constante, tendência	1	12.93	0.347	0.463	0.739
i_t^*	constante, tendência	3	0.73	0.347	0.463	0.739
i_t	constante, tendência	12	1.09	0.347	0.463	0.739
y_t	constante, tendência	12	1.49	0.347	0.463	0.739

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 3 – Testes de traço de Johansen para cointegração da política monetária e relação de Fisher

Cointegração da Política Monetária				
r_0	p-valor	90%	95%	99%
0	0.33	23.32	25.73	30.67
1	0.59	10.68	12.45	16.22
Cointegração Relação de Fisher				
r_0	p-valor	90%	95%	99%
0	0.00	23.32	25.73	30.67
1	0.00	10.68	12.45	16.22

Fonte: Elaboração Própria

5.2. Identificação dos Choques Estruturais

Conforme a estratégia de identificação do modelo SVECM apresentado na seção 3, dado que existem $K = 5$ variáveis no modelo, é necessário impor $5(5-1)/2) = 10$ restrições adicionais para identificação dos choques estruturais. Considerando que $r = 2$, é possível ter no máximo dois choques com apenas efeitos transitórios. Em contrapartida, é necessário que ao menos $k^* = K - r = 3$ choques apresentem efeitos persistentes.

Com base na discussão teórica apresentada na Seção 1, o IPCA foi escohido como uma proxy para mudanças na meta de inflação, representando, assim, um choque permanente de política monetária. As relações estabelecidas nas matrizes de curto e longo prazo fundamentam-se em certas premissas da teoria econômica. A primeira delas refere-se à neutralidade monetária, segunda a qual um choque permanente de política monetária não exerce efeitos permanentes sobre a produção. Dessa forma, a posição (5,2) foi fixada em zero.

Adicionalmente, assumiu-se que choques na produção não afetam o nível de preços ou a taxa de juros, o que justifica a imposição de zeros nas posições (1,5), (2,5) e (3,5) da matriz de longo prazo. A estacionariedade da taxa de câmbio, resultou na restrição de que choques nessa variável não exercem efeitos permanentes sobre as demais, tampouco é afetada por choques nas outras variáveis. Portanto, a primeira linha e a primeira coluna da matriz ΞB foram preenchidas com zero.

Por fim, permitiu-se que choques de política monetária dos Estados Unidos tivessem efeitos permanentes exclusivamente na taxa de juros norte-americana, de modo que a posição (3,3) foi mantida irrestrita na matriz de longo prazo. Essa

suposição é respaldada pelo comportamento não estacionário dessa variável. A matriz de longo prazo ΞB foi especificada da seguinte forma:

$$\Xi B = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & * & 0 & 0 & 0 \\ 0 & * & * & 0 & 0 \\ 0 & * & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & * \end{bmatrix}$$

No que diz respeito à matriz de restrições de curto prazo, apenas dois choques temporários precisam ser distinguidos, o que reduz o número de restrições necessárias para identificação completa do modelo. Na matriz de curto prazo observa-se que choques temporários de política monetária não exercem efeitos contemporâneos sobre o produto. A matriz B foi especificada conforme abaixo:

$$B = \begin{bmatrix} * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * \\ * & * & * & 0 & * \end{bmatrix}$$

As matrizes de curto prazo B e longo prazo ΞB estimadas pelo modelo SVECM são apresentadas abaixo. A ordem das variáveis nas matrizes segue a ordem das variáveis descritas na Tabela 2. Os valores foram calculados com base em mil simulações pelo método Bootstrap.

$$B = \begin{bmatrix} 19.3700^{***} & 3.2314 & -6.7604 & 23.7892 & -10.1216 \\ -2.2988 & 11.2402^{***} & -1.8404 & 1.0890 & 3.8145 \\ -0.0364 & -0.0148 & 0.1249^{***} & 0.0475 & 0.0029 \\ -0.1255 & -0.0833 & -0.1490 & 0.1067^{**} & 0.1334 \\ 1.0290 & -0.7718 & -1.3948 & 0.0000 & 3.4211^{***} \end{bmatrix}$$

$$\Xi B = \begin{bmatrix} 0.0000 & 0.0000 & 0.0000 & 0.0000 & 0.0000 \\ 0.0000 & 25.9713^{***} & 0.0000 & 0.0000 & 0.0000 \\ 0.0000 & -0.0344 & 0.3957^{***} & 0.0000 & 0.0000 \\ 0.0000 & 0.1177^{***} & 0.0000 & 0.0000 & 0.0000 \\ 0.0000 & 0.0000 & 0.0000 & 0.0000 & 2.5190^{***} \end{bmatrix}$$

A partir da identificação dos choques estruturais e das estimativas do modelo SVECM, foi possível calcular as funções de impulso resposta e analisar como as variáveis presentes no modelo reagem a choques monetários permanentes e temporários.

5.3. Funções de Resposta ao Impulso

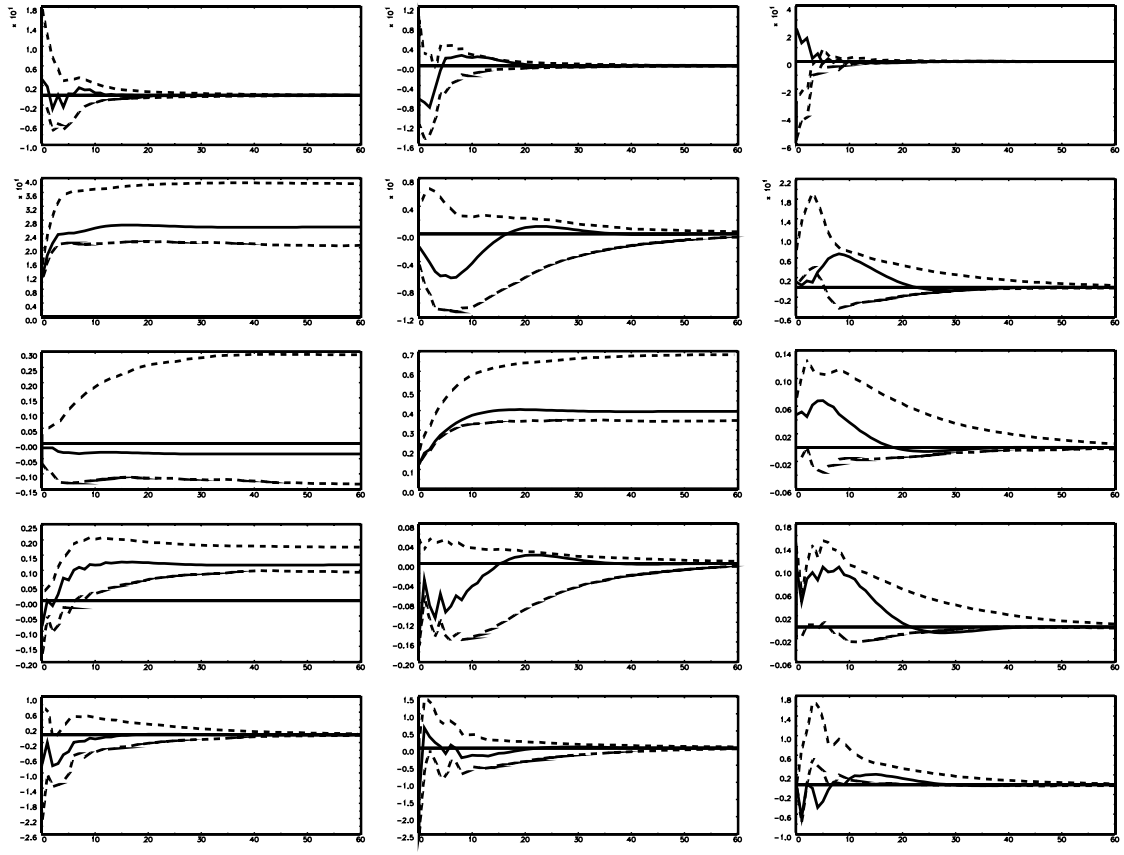
Conforme discutido na subseção 4.2, adotou-se a premissa de que o choque no índice de preços é tratado como um choque permanente de política monetária, enquanto os choques nas taxas de juros doméstica e externa são considerados choques temporários. A partir dessa perspectiva, as funções de resposta ao impulso (IRFs) foram obtidas por meio de simulação de choques nessas variáveis. A Figura 1 apresenta as IRFs resultantes, calculadas com intervalos de confiança de 90% , os quais foram construídos utilizando o método bootstrap com base em mil simulações. A primeira coluna da Figura 1 ilustra os efeitos do choque permanente sobre todas as variáveis do modelo (que seguem a mesma ordem apresentada na Tabela 2), enquanto a segunda e a terceira colunas representam os impactos de choques temporários de política monetária dos Estados Unidos e do Brasil, respectivamente.

Em linha com os achados de CARVALHO; VALLE E AZEVEDO; PIRES RIBEIRO (2024) e SCHMITT-GROHÉ; URIBE (2022), o índice de preços apresentou respostas opostas aos choques de política monetária. Os resultados indicam que choques permanentes ocasionam um aumento no IPCA, enquanto choques temporários exercem efeito contrário no curto prazo. Esse padrão é consistente com o efeito neo-Fisher documentado originalmente por URIBE (2022). De forma análoga, o índice de produção industrial também exibe respostas divergentes: choques permanentes produzem impacto positivo, ao passo que choques temporários estão associados a contrações na atividade econômica.

No que diz respeito às taxas de juros domésticas, verificou-se uma resposta positiva tanto a choques permanentes de política monetária interna quanto a choques temporários da política monetária dos Estados Unidos. Esses resultados estão de acordo com a expectativa de que um aumento da inflação doméstica estimule uma resposta contracionista da política monetária local, enquanto os choques originados na economia norte-americana gerem impactos transitórios na condução da política monetária brasileira.

Quanto aos resultados referentes à movimentações na taxa de câmbio, as perturbações nominais de naturezas distintas geram movimentos da taxa de câmbio na mesma direção. Essa ausência de efeitos pode estar relacionada a fatores estruturais discutidos na Seção 1. É razoável que os resultados deste estudo difiram daqueles

Figura 1 – Funções de Resposta ao Impulso



Nota: A primeira coluna apresenta as respostas ao choque monetário permanente, a segunda coluna apresenta a resposta ao choque monetário temporário dos Estados Unidos e a terceira coluna apresenta a resposta ao choque monetário temporário do Brasil. Intervalos de confiança de 90% calculados pelo método Bootstrap de Hall.

encontrados por CARVALHO; VALLE E AZEVEDO; PIRES RIBEIRO (2024) e SCHMITT-GROHÉ; URIBE (2022), dado o contexto dos países analisados.

Como o Brasil é uma economia emergente, a valorização ou desvalorização da moeda local frente ao dólar está frequentemente associada a outros determinantes. Conforme apresentado na Seção1, o prêmio de risco-país tem aumentado em função de expectativas negativas quanto à sustentabilidade da política fiscal. Em particular, o crescimento do déficit primário e a adoção de medidas pouco eficazes de contenção de gastos têm contribuído para a elevação desse prêmio.

Esse contexto pode explicar a desvalorização da moeda brasileira frente a moeda norte-americana mesmo em um cenário de aumento das taxas de juros domésticas, em contradição com as previsões da teoria macroeconômica clássica. Portanto, os resultados indicam que a distinção de choques de política monetária não desempenham um papel central na explicação dos movimentos da taxa de câmbio no contexto da economia brasileira.

O próximo passo desta análise consiste em avaliar a importância relativa dos choques na variação da taxa de câmbio. Para isso, realizou-se o teste de decomposição da variação do erro de previsão (FEVD), cujos resultados são apresentados na próxima subseção.

5.4. Decomposição da Variância do Erro de Previsão

A Tabela 4 apresenta os resultados da decomposição da Variância do erro de previsão para todas as variáveis do modelo ao longo de sessenta. No caso da taxa de variação da taxa de câmbio, nota-se que o choque temporário de política monetária explica uma parcela significativa da variablidade desse indicador, tanto no curto quanto no longo prazo, especialmente quando comparada ao choque permanente. Esse resultado sugere que flutuações cambiais são mais sensíveis a perturbações transitórias na política monetária do que a choques permanetes. Em relação à taxa de juros, no curto prazo, os choques inflacionários não se mostram tão expressivos, principalmente quando contrastados com os efeitos dos choques na taxa de câmbio e na política monetária externa. Contudo, em horizontes temporais mais amplos, os choques de inflação passam a ser os mais relevantes para explicar a decomposição da variância.

Os resultados relacionados à inflação e ao produto demonstram que a relevância dos choques nos demais componentes do modelo para explicar sua variabilidade é relativamente equilibrada. Adicinalmente, conforme esperado, a taxa de juros dos Estados Unidos não é influenciada de forma significativa por variáveis da economia brasileira, principalmente em horizontes de tempo mais longos.

Tabela 4 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão

Variável	Choque	1	2	4	12	24	48	60
e_t	ε^e	0.34	0.37	0.34	0.33	0.33	0.33	0.33
	ε^π	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
	ε^{i^*}	0.04	0.06	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09
	ε^i	0.51	0.45	0.45	0.45	0.45	0.45	0.45
	ε^y	0.09	0.11	0.11	0.12	0.12	0.12	0.12
π_t	ε^e	0.04	0.05	0.08	0.06	0.03	0.01	0.01
	ε^π	0.84	0.84	0.81	0.84	0.92	0.96	0.97
	ε^{i^*}	0.02	0.02	0.03	0.04	0.02	0.01	0.01
	ε^i	0.01	0.00	0.00	0.04	0.02	0.01	0.01
	ε^y	0.10	0.08	0.07	0.03	0.01	0.01	0.01
i_t^*	ε^e	0.07	0.06	0.05	0.01	0.00	0.00	0.00
	ε^π	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
	ε^{i^*}	0.80	0.84	0.88	0.95	0.98	0.99	0.99
	ε^i	0.12	0.08	0.06	0.03	0.01	0.01	0.00
	ε^y	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
i_t	ε^e	0.21	0.23	0.29	0.23	0.16	0.10	0.09
	ε^π	0.09	0.09	0.05	0.23	0.45	0.64	0.70
	ε^{i^*}	0.30	0.29	0.28	0.20	0.14	0.09	0.08
	ε^i	0.15	0.17	0.19	0.24	0.19	0.12	0.10
	ε^y	0.24	0.22	0.20	0.10	0.07	0.04	0.04
y_t	ε^e	0.07	0.13	0.09	0.04	0.02	0.01	0.01
	ε^π	0.04	0.03	0.05	0.03	0.01	0.01	0.01
	ε^{i^*}	0.13	0.10	0.07	0.03	0.02	0.01	0.01
	ε^i	0.00	0.02	0.01	0.01	0.01	0.00	0.00
	ε^y	0.76	0.72	0.77	0.90	0.94	0.97	0.97

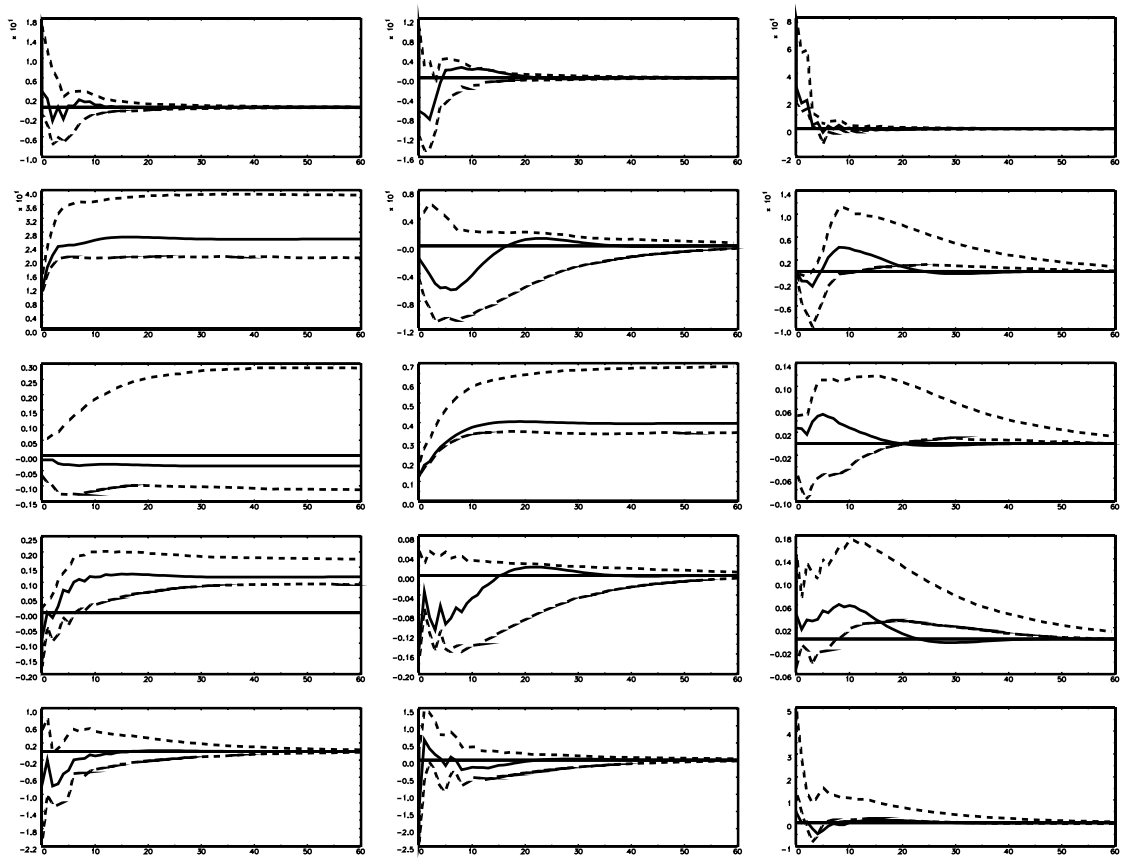
Fonte: Elaboração Própria

5.5. Robustez

A análise de robustez dos resultados do modelo SVECM foi conduzida mediante a adoção de uma identificação distinta para os choques estruturais nas matrizes de curto e longo prazo. Especificamente, foi considerada uma versão alternativa na qual o choque temporário de política monetária do Brasil não exerce efeito contemporâneo sobre o nível de inflação. As funções de resposta ao impulso derivada dessa essa análise complementar estão ilustradas na Figura 2.

De modo geral, as IRFs demonstram que os resultados referentes aos choques de política monetária são robustos às diferentes estratégias de identificação adotadas. Nesse caso, as evidências obtidas apontam fortemente para a presença do efeito

Figura 2 – Funções de Resposta ao Impulso



Nota: A primeira coluna apresenta as respostas ao choque monetário permanente, a segunda coluna apresenta a resposta ao choque monetário temporário dos Estados Unidos e a terceira coluna apresenta a resposta ao choque monetário temporário do Brasil. Intervalos de confiança de 90% calculados pelo método Bootstrap de Hall.

neo-Fisher na dinâmica da economia brasileira. Ou seja, um choque permanente exerce impacto positivo sobre a inflação, ao passo que o contrário ocorre no caso de uma perturbação temporária no curto prazo. Conforme discutido na subseção 4.3, os efeitos sobre a taxa de câmbio também se mostraram positivos nos dois tipos de choque analisados.

6. Conclusão

Este estudo investigou a relevância da distinção entre choques permanentes e temporários de política monetária para explicar variações inesperadas nas taxas de câmbio da economia brasileira. A partir das contribuições de CARVALHO; VALLE E AZEVEDO; PIRES RIBEIRO (2024) e SCHMITT-GROHÉ; URIBE (2022), a pesquisa buscou avaliar a aplicabilidade dessas abordagens a uma economia emergente,

considerando as particularidades estruturais e institucionais.

Metodologicamente, empregou-se um modelo de correção de erro vetorial estrutural (SVEC) aplicado a um conjunto de dados sobre política monetária, índice de preços e índice de produção econômica no período de 2003 a 2024. Os resultados obtidos fornecem evidências robustas da presença do efeito neo-Fisher, conforme descrito por Uribe (2022). Por outro lado, não foram encontrados indícios de que choques monetários de naturezas distintas gerem efeitos opostos sobre a taxa de câmbio do real frente ao dólar. Nesse sentido, os achados deste estudo divergem dos resultados apresentados por CARVALHO; VALLE E AZEVEDO; PIRES RIBEIRO 2004 e SCHMITT-GROHÉ; URIBE 2022. Essa diferença pode ser atribuída às diferenças estruturais entre economias desenvolvidas e emergentes, especialmente no que concerne à condução das políticas fiscal e cambial.

Além disso, a decomposição da variância do erro de previsão indicou que choques temporários exercem maior influência sobre as variações das taxas de câmbio, alinhando-se aos resultados de CARVALHO; VALLE E AZEVEDO; PIRES RIBEIRO (2024), mas contrastando com as evidências apresentadas por SCHMITT-GROHÉ; URIBE (2022). Portanto, embora a natureza dos choques monetários possa não ser o fator determinante para explicar movimentos cambiais no Brasil, choques temporários desempenham um papel mais relevante na dinâmica de curto e longo prazo.

Os resultados deste artigo apontam para a necessidade de futuras pesquisas voltadas para o contexto de países em desenvolvimento que incorporem variáveis que capturem aspectos específicos desses contextos. Ou seja, credibilidade da política fiscal, qualidade institucional e a exposição a choques externos. Tais elementos podem proporcionar uma compreensão mais robusta das interações entre políticas monetária, fiscal e cambial em economias com características estruturais distintas.

7. Referências

AHMED, R.; AIZENMAN, J.; JINJARAK, Y. Inflation and exchange rate targeting challenges under fiscal dominance. *Journal of Macroeconomics*, Elsevier, v. 67, p. 103281, 2021.

ANDRIEș, A. M. et al. The relationship between exchange rates and interest rates in a small open emerging economy: The case of romania. *Economic Modelling*, Elsevier, v. 67, p. 261–274, 2017.

BERG, K. A.; MARK, N. C. Where's the risk? the forward premium bias, the carry-trade premium, and risk-reversals in general equilibrium. *Journal of International Money and Finance*, v. 95, p. 297–316, 2019. ISSN 0261-5606. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S026156061830161X>.

BRÜGGEMANN, R. Sources of german unemployment: a structural vector error correction analysis. *Empirical Economics*, Springer, v. 31, n. 2, p. 409–431, 2006.

CARVALHO, A.; AZEVEDO, J. V. e; RIBEIRO, P. P. Permanent and temporary monetary policy shocks and the dynamics of exchange rates. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 147, p. 103871, 2024.

CARVALHO, J. V. et al. Uncovered interest parity in argentina, brazil, chile, and mexico: a unit root test application with panel data. In: WILEY ONLINE LIBRARY. *Review of Urban & Regional Development Studies: Journal of the Applied Regional Science Conference*. [S.l.], 2004. v. 16, n. 3, p. 263–269.

DORNBUSCH, R. Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, v. 84, n. 6, p. 1161–1176, 1976.

DU, W.; TEPPER, A.; VERDELHAN, A. Deviations from covered interest rate parity. *The Journal of Finance*, v. 73, n. 3, p. 915–957, 2018.

EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 110, n. 4, p. 975–1009, 1995.

FAMA, E. F. Forward and spot exchange rates. *Journal of Monetary Economics*, v. 14, n. 3, p. 319–338, 1984.

FROOT, K. A.; FRANKEL, J. A. Forward discount bias: Is it an exchange risk premium? *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, v. 104, n. 1, p. 139–161, feb 1989.

GHOSH, A. R.; OSTRY, J. D.; CHAMON, M. Two targets, two instruments: Monetary and exchange rate policies in emerging market economies. *Journal of International Money and Finance*, v. 60, p. 172–196, 2016. ISSN 0261-5606. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0261560615000595>.

GÜRKAYNAK, R. S. et al. Monetary policy surprises and exchange rate behavior. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 130, p. 103443, 2021.

HORNOK, A.; LARSSON, R. The finite sample distribution of the kpss test. *The Econometrics Journal*, Wiley Online Library, v. 3, n. 1, p. 108–121, 2000.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1551–1580, 1991.

KALYVITIS, S.; MICHAELIDES, A. New evidence on the effects of us monetary policy on exchange rates. *Economics Letters*, v. 71, n. 2, p. 255–263, 2001.

KARIM, Z. A.; KARIM, B. A.; ZAIDI, M. A. S. Fixed investment, household consumption, and economic growth: A structural vector error correction model (svecm) study of malaysia. *International Journal of Business and Society*, Universiti Malaysia Sarawak, v. 13, n. 1, p. 63, 2012.

LIU, C. et al. What drives fluctuations in exchange rate growth in emerging markets – a multi-level dynamic factor approach. *Economic Systems*, v. 43, n. 2, p. 100696, 2019. ISSN 0939-3625. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0939362518305740>.

LOTHIAN, J. R.; WU, L. Uncovered interest-rate parity over the past two centuries. *Journal of International Money and Finance*, v. 30, n. 3, p. 448–473, 2011.

LÜTKEPOHL, H. New introduction to multiple time series analysis. *Springers Science & Business Media*, 2005.

MA, Z. et al. Us monetary policy and real exchange rate dynamics: the role of exchange rate arrangements and capital controls. *Economics Letters*, Elsevier, v. 242, p. 111891, 2024.

MICHELIS, A. D.; IACOVIELLO, M. Raising an inflation target: The japanese experience with abenomics. *European Economic Review*, Elsevier, v. 88, p. 67–87, 2016.

RODRIGUES, E. de S. F. L. Uncertainty and the effectiveness of fiscal policy in the united states and brazil: Svar approach. *Wiley Online Library*, v. 47, n. 1, p. 238, 2023.

SCHMITT-GROHÉ, S.; URIBE, M. The effects of permanent monetary shocks on exchange rates and uncovered interest rate differentials. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 135, p. 103560, 2022.

URIBE, M. The neo-fisher effect: Econometric evidence from empirical and optimizing models. *American Economic Journal: Macroeconomics*, American Economic Association 2014 Broadway, Suite 305, Nashville, TN 37203-2425, v. 14, n. 3, p. 133–162, 2022.