XI SEMANA UNIVERSITÁRIA DA URCA E
XXIX Semana de Iniciação Científica
Ciência, Inovação e Transformação Social no Semiárido
16 a 19 de Novembro de 2026
URCA-Universidade Regional do Cariri - Campus Iguatu
PRPGP- Pró-Reitoria de Pós-Graduação e Pesquisa

ENTRE A PARIDADE DESCOBERTA E O PRÊMIO DE RISCO: A RESPOSTA CAMBIAL AO CHOQUE MONETÁRIO EM REGIMES DE VOLATILIDADE NO BRASIL, 2006-2025

Francisco Carlos Henrique de Oliveira Leite[1],
Tatiane Tenório da Gama Leite de Freitas[2]

Resumo: Em economias periféricas, o efeito de um aperto monetário sobre o câmbio é teoricamente ambíguo. Pela paridade descoberta da taxa de juros, a alta dos juros aprecia a moeda doméstica, enquanto a leitura de risco sustenta que o aperto sinaliza vulnerabilidade e a deprecia. Este trabalho investiga como a resposta cambial a um choque monetário contracionista varia entre regimes de volatilidade e se as restrições de identificação permitem distinguir essas interpretações. Os fatores da curva prefixada são extraídos pelo modelo de Nelson-Siegel dinâmico, com dados mensais de janeiro de 2006 a dezembro de 2025, e compõem, com os retornos de ações e de títulos prefixados e a variação cambial, um vetor autorregressivo com mudança de regime markoviana. O choque contracionista é identificado por restrições de sinal, e a resposta cambial não é imposta como premissa, pois estimam-se dois cenários, com depreciação e com apreciação no impacto. O modelo separa um regime calmo de outro com volatilidade 2,06 vezes maior, cuja datação endógena inclui a perda do grau de investimento, o choque da pandemia e o estresse fiscal e cambial de dezembro de 2024. Os dois cenários cambiais geram conjuntos de modelos admissíveis coerentes nos dois regimes, e as restrições não permitem determinar uma única direção a resposta cambial. A maior frequência de aceitação do cenário com depreciação não serve de critério, porque mede o volume do conjunto identificado, e não a plausibilidade econômica. No regime de alta volatilidade, a resposta cambial é 1,44 vez mais intensa no cenário com depreciação, mas a participação do choque na variância do erro de previsão do câmbio cai de 18,8% para 12,0% em doze meses, a maior diferença absoluta entre as variáveis do sistema. As correlações do câmbio com os demais mercados se intensificam, em módulo, nos quatro pares em que ele aparece. Uma identificação mais precisa da direção da resposta cambial demandaria informações adicionais, como um instrumento externo de política monetária.

Palavras-chave: Taxa de câmbio. Paridade descoberta da taxa de juros. Prêmio de risco. Mudança de regime markoviana. Restrições de sinal.

1. Introdução

Na macroeconomia aberta, é proposição padrão que uma alta da taxa de juros real conduzida pelo banco central torna a dívida doméstica mais atraente e aprecia a moeda.

1 Graduando em Ciências Econômicas, Universidade Regional do Cariri (URCA), Campus Iguatu, email: carlos.henrique313000@urca.br
2 Professora assistente da Universidade Regional do Cariri (URCA), mestre em Economia (UFAL) e doutoranda em Economia (UFPB), email: tatiane.freitas@urca.br

Blanchard (2004) mostra que, se a alta dos juros eleva também a probabilidade percebida de inadimplência, o efeito pode se inverter e produzir depreciação real, desfecho mais provável quanto maiores a dívida e o preço do risco. Há, assim, duas leituras concorrentes para uma economia periférica como a brasileira. Pela paridade descoberta da taxa de juros, o aperto aprecia o real; pela leitura de risco, sinaliza vulnerabilidade e o deprecia.

A literatura brasileira sobre a estrutura a termo avançou em outra direção. Sekkel e Alves (2010) mostram que choques monetários explicam parcela expressiva da variância das taxas curtas, mas, nos trabalhos revisados, as identificações são recursivas ou de forma reduzida, nenhuma recorre a restrições de sinal e nenhum examina se a dinâmica conjunta de juros, ações e câmbio muda conforme o estado do sistema financeiro. A omissão tem custo metodológico, pois Rossi (2021) mostra que estimar um modelo linear quando o processo é de mudança de regime gera erros com variação temporal que os testes convencionais de quebra estrutural não sinalizam.

O objetivo deste trabalho é avaliar se a resposta do câmbio a um choque monetário contracionista difere entre regimes endógenos de volatilidade e se os dados permitem arbitrar entre a paridade descoberta e a leitura de risco. As restrições de sinal permitem tratar a resposta cambial como objeto de investigação, e não como premissa, o que justifica a escolha do método.

2. Metodologia

O referencial teórico combina a ambiguidade cambial com a literatura sobre crises financeiras. Claessens e Kose (2013) apontam como desafio central explicar a resposta nitidamente não linear dos mercados a choques pequenos. Wray (2011) observa que instrumentos vendidos como portadores de retornos não correlacionados se mostraram correlacionados quando todos os negociantes tentaram vender ao mesmo tempo e a liquidez desapareceu. As duas contribuições indicam que transmissão e comovimento podem mudar entre estados de calma e de estresse, o que uma leitura linearizada não alcança e um modelo com mudança de regime permite testar.

A amostra é mensal, de janeiro de 2006 a dezembro de 2025 (240 observações), com a última observação disponível em cada mês. O câmbio é a PTAX de venda do Banco Central, e os demais mercados são representados pelas taxas do Tesouro Direto para a curva prefixada, pelo Ibovespa (B3), pelo IRF-M (ANBIMA) e pela Selic. O risco soberano, em série que emenda o EMBI+ e o CDS de cinco anos, entra só como controle.

Na primeira etapa, os fatores de nível, inclinação e curvatura seguem a parametrização de Nelson e Siegel (1987), na equação (1), em versão dinâmica estimada em espaço de estados com filtro de Kalman, como em Christensen, Diebold e Rudebusch (2011) e Caldeira et al. (2016). O decaimento λ é estimado uma única vez para toda a amostra, e a Selic entra como vértice de um dia útil para ancorar a inclinação.

$$y_t(\tau) = \beta_{0t} + \beta_{1t}\,[(1 - e^{-\lambda\tau}) / (\lambda\tau)] + \beta_{2t}\,[(1 - e^{-\lambda\tau}) / (\lambda\tau) - e^{-\lambda\tau}] \qquad (1)$$

Na segunda etapa, o vetor x_t reúne as variações da taxa instantânea e da inclinação e os retornos logarítmicos de ações, de títulos prefixados e do câmbio, este medido por $\Delta \ln FX_t$, de modo que valores positivos indicam depreciação do real. A dinâmica segue o

modelo com mudança de regime de Hamilton (1989), na equação (2), estimado via algoritmo EM, em versões de dois e três regimes com dez inicializações cada.

$$x_t = \mu_{s(t)} + \Sigma_i A_{i,s(t)} x_{t-i} + u_t, \quad u_t \sim N(0, \Sigma_{s(t)}) \tag{2}$$

Na terceira etapa, o choque contracionista é identificado pelo algoritmo de rotações ortogonais de Rubio-Ramírez, Waggoner e Zha (2010). No impacto, ele eleva a taxa instantânea, não eleva o retorno das ações e reduz o dos títulos prefixados, com a inclinação livre. Para o câmbio, estimam-se dois cenários alternativos, um com depreciação e outro com apreciação no impacto. A identificação do choque monetário é, portanto, condicionada às restrições de sinal adotadas. Um instrumento externo nos moldes de Mertens e Ravn (2013), como a surpresa da taxa curta em torno das decisões do Copom, não é construível para 2006–2025, pois as séries de swap de referência do Banco Central foram descontinuadas em 2019 e a ANBIMA mantém cerca de 180 dias de histórico. A identificação é por conjunto, e as respostas são medianas dos modelos admissíveis, com faixas entre os percentis 16 e 84.

3. Resultados

Adota-se a especificação de dois regimes, porque a de três cria um estado com 7,6% de ocupação, abaixo do limiar de 10% adotado contra o superajuste, e piora o critério bayesiano. Frente ao VAR linear, o modelo escolhido ganha 136,25 pontos de log-verossimilhança e reduz o critério de Akaike, embora o critério bayesiano ainda favoreça a forma linear, indicando que a preferência pela especificação com mudança de regime não é consensual entre os critérios de seleção. Os regimes diferem sobretudo em volatilidade (0,2282 no calmo e 0,4700 no turbulento), e o calmo é mais persistente. Sem que nenhuma data fosse informada ao modelo, o regime turbulento recebe probabilidade unitária em setembro de 2008, agosto de 2011, setembro de 2015 (perda do grau de investimento), março de 2020 (pandemia) e dezembro de 2024, mês de estresse fiscal e cambial.

As restrições adotadas não permitem determinar univocamente a direção da resposta cambial. Tanto sob a restrição de depreciação quanto sob a de apreciação, o conjunto de modelos admissíveis produz respostas com sinais coerentes e faixas que não cruzam o zero nas variáveis restringidas, nos dois regimes. Embora a hipótese de depreciação tenha taxa de aceitação substancialmente maior no algoritmo, usar essa taxa como critério seria incorreto, porque ela mede o volume do conjunto identificado, e não a plausibilidade econômica.

Os demais resultados cambiais, no cenário com depreciação, estão na Tabela 1. Medida pelo pico do valor absoluto em 24 meses, a resposta é 1,44 vez mais intensa no regime turbulento, a menor razão entre as cinco variáveis, ante 2,36 na inclinação.

A participação do choque monetário na variância do erro de previsão do câmbio segue direção oposta. Em doze meses, ela cai de 18,8% no regime calmo para 12,0% no turbulento, a maior diferença absoluta entre as cinco variáveis. Como a volatilidade total do sistema dobra entre os regimes, um choque que cresce 1,44 vez aumenta em termos absolutos e encolhe como fração do total.

O comovimento do câmbio com os outros mercados aumenta no regime turbulento nos quatro pares em que ele aparece. O maior aumento de todo o sistema ocorre entre a taxa instantânea e o câmbio (de −0,154 para −0,494), e o par ações e câmbio atinge a correlação mais alta, em módulo, entre os pares com câmbio (−0,725). Como a variação cambial positiva indica depreciação, esse sinal negativo significa que quedas das ações acompanham depreciações do real, com mais força no estresse. O padrão é compatível com a observação de Wray (2011), mas correlação entre choques de forma reduzida não é causalidade e não informa a direção do efeito dos juros sobre o câmbio.

Tabela 1 – Câmbio na transmissão do choque monetário contracionista, por regime

Indicador	Baixa volatilidade	Alta volatilidade
Impacto mediano	+0,0134	+0,0184
Faixa entre os percentis 16 e 84	[+0,0044; +0,0229]	[+0,0062; +0,0308]
Pico da resposta (baixa = 1,00)	1,00	1,44
Participação na variância, 12 meses (%)	18,8	12,0
Correlação com a taxa instantânea	−0,154	−0,494
Correlação com a inclinação	0,512	0,638
Correlação com o retorno de ações	−0,586	−0,725
Correlação com o retorno de títulos	−0,490	−0,511

Fonte: elaboração própria. Impacto, faixa e pico no cenário com depreciação.

A literatura consultada tampouco resolve a questão em favor da leitura de risco. Inoue e Rossi (2018) encontram apreciação após apertos em economias avançadas, mas registram depreciação no Canadá quando o choque é contracionista no curto prazo e menos contracionista no médio e, no período não convencional, uma relação negativa entre diferenciais de juros e resposta cambial de impacto em todos os países analisados, que atribuem a prêmios de risco variantes no tempo. O caso brasileiro é candidato natural a esse tipo de resposta, hipótese que permanece como conjectura. Mecanismos alternativos, como fluxo de capital externo e prêmio de risco fiscal, não foram testados.

4. Conclusão

A resposta do câmbio ao choque monetário muda com o regime do sistema financeiro. No regime de alta volatilidade, o choque move o câmbio com intensidade 1,44 vez maior no cenário com depreciação, mas explica parcela menor da sua variância, 12,0% contra 18,8% em doze meses. O câmbio passa a se mover mais junto com juros e ações. Os cenários de depreciação e de apreciação são ambos admissíveis nos dois regimes, e os dados não arbitram entre a paridade descoberta e a leitura de risco descrita por Blanchard (2004). A arbitragem exige um instrumento externo nos moldes de Mertens e Ravn (2013), cuja construção para o Brasil é a extensão necessária deste trabalho.

5. Agradecimentos

Agradecemos à Universidade Regional do Cariri (URCA) e ao FECOP pelo suporte fundamental através da bolsa de apoio, e à Pró-Reitoria pelo incentivo e apoio institucional.

6. Referências

BLANCHARD, O. **Fiscal dominance and inflation targeting**: lessons from Brazil. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2004. (NBER Working Paper, n. 10389).

CALDEIRA, J. F.; MOURA, G. V.; SANTOS, A. A. P.; TOURRUCÔO, Fabricio. Forecasting the yield curve with the arbitrage-free dynamic Nelson-Siegel model: Brazilian evidence. **EconomiA**, v. 17, p. 221-237, 2016.

CHRISTENSEN, J. H. E.; DIEBOLD, F. X.; RUDEBUSCH, G. D. The affine arbitrage-free class of Nelson-Siegel term structure models. **Journal of Econometrics**, v. 164, n. 1, p. 4-20, 2011.

CLAESSENS, S.; KOSE, M. A. **Financial crises**: explanations, types, and implications. Washington, DC: International Monetary Fund, 2013. (IMF Working Paper, WP/13/28).

HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, v. 57, n. 2, p. 357-384, 1989.

INOUE, A.; ROSSI, B. **The effects of conventional and unconventional monetary policy on exchange rates**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2018. (NBER Working Paper, n. 25021).

MERTENS, K.; RAVN, M. O. The dynamic effects of personal and corporate income tax changes in the United States. **American Economic Review**, v. 103, n. 4, p. 1212-1247, 2013.

NELSON, C. R.; SIEGEL, A. F. Parsimonious modeling of yield curves. **The Journal of Business**, Chicago, v. 60, n. 4, p. 473-489, 1987.

ROSSI, B. **Forecasting in the presence of instabilities**: how do we know whether models predict well and how to improve them. Barcelona: Barcelona GSE, 2021. (Economics Working Paper Series, n. 1711).

RUBIO-RAMÍREZ, J. F.; WAGGONER, D. F.; ZHA, T. Structural vector autoregressions: theory of identification and algorithms for inference. **The Review of Economic Studies**, v. 77, n. 2, p. 665-696, 2010.

SEKKEL, R. M.; ALVES, D. C. O. The economic determinants of the Brazilian nominal term structure of interest rates. **Applied Economics**, v. 42, n. 1, p. 1-10, 2010.

WRAY, L. R. **Minsky's money manager capitalism and the global financial crisis**. Annandale-on-Hudson: Levy Economics Institute of Bard College, 2011. (Working Paper, n. 661).