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

MAIS INTENSIDADE, MENOS COMANDO: DOMINÂNCIA FINANCEIRA E TRANSMISSÃO MONETÁRIA EM REGIMES MARKOVIANOS DA CURVA DE JUROS BRASILEIRA, 2006–2025

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

Resumo: A literatura sobre financeirização costuma medi-la por indicadores agregados de longo prazo, construídos a partir de contas nacionais e de demonstrações contábeis, e os estudos brasileiros sobre a estrutura a termo raramente identificam choques estruturais que liguem a curva de juros aos mercados de ações e de câmbio. Este trabalho articula as duas agendas e investiga se a dinâmica conjunta desses mercados apresenta regimes de volatilidade e transmissão monetária distintos, potencialmente associados a mecanismos de amplificação. Os fatores da curva prefixada brasileira são extraídos pelo modelo de Nelson-Siegel dinâmico, com dados mensais de janeiro de 2006 a dezembro de 2025. Sobre esses fatores e sobre os retornos de ações, títulos prefixados e câmbio estima-se um vetor autorregressivo com mudança de regime markoviana (MSVAR), e o choque de política monetária é identificado por restrições de sinal, sem impor o sinal da resposta cambial. A especificação de dois regimes apresenta maior log-verossimilhança que o VAR linear em 136,25 pontos, e separa um estado calmo de outro com volatilidade média 2,06 vezes maior. A datação desses estados, inteiramente endógena, coincide com episódios de estresse em cinco dos seis eventos examinados. No regime de alta volatilidade, a resposta ao choque contracionista é de 1,44 a 2,36 vezes mais intensa nas cinco variáveis no cenário de depreciação cambial. Mesmo assim, o choque explica parcela menor da variância do erro de previsão em quinze das vinte comparações realizadas, o que significa que a política monetária ganha força absoluta e perde comando relativo no mesmo estado. No estado turbulento, a variância passa a ser governada pela amplificação do próprio setor financeiro. O comovimento entre mercados aumenta em nove dos dez pares examinados, e essa é a evidência mais direta de dominância financeira encontrada, embora o desenho não identifique o fator comum que a produz. Em regimes de estresse, portanto, medir a eficácia da política monetária pela sua participação na variância subestima a força do instrumento e superestima o seu comando.
Palavras-chave: Financeirização. Dominância financeira. Estrutura a termo. Mudança de regime markoviana. Política monetária.

1. Introdução

Na delimitação de Krippner (2005), a financeirização é o padrão em que os lucros se realizam preferencialmente por canais financeiros, e não pela produção. Sua mensuração usual recorre a demonstrações contábeis e contas nacionais, em frequência anual e horizonte de décadas. São medidas de tendência, que não descrevem diretamente

1 Universidade Regional do Cariri (URCA), email: carlos.henrique313000@urca.br
2 Universidade Regional do Cariri (URCA), email: tatiane.freitas@urca.br

as mudanças de curto prazo na volatilidade e no comovimento dos preços dos ativos financeiros.

A literatura brasileira sobre a estrutura a termo avançou em outra direção. Fernandes, Nunes e Reis (2020) explicam 94,5% da variação da curva com indicadores macroeconômicos, Tavanielli e Laurini (2023) usam mudança de regime para ganho de ajuste e Araujo, Vicente e Gaglianone (2025) documentam a resposta da inclinação ao resultado primário. Nesses trabalhos, as identificações são recursivas ou de forma reduzida, o mercado acionário fica de fora e os regimes, quando existem, não são datados nem lidos estruturalmente.

A hipótese do trabalho é que a dinâmica conjunta de juros, ações e câmbio segue um processo de mudança de regime markoviano (Hamilton, 1989; Krolzig, 1998), com estados que diferem na sensibilidade a choques de juros, na correlação entre classes de ativos e na volatilidade condicional. O objetivo é identificar e datar esses regimes e avaliar, em cada um, como se propaga um choque de política monetária identificado por restrições de sinal, investigando se as diferenças observadas são compatíveis com mecanismos de amplificação financeira, já que uma leitura linear da transmissão não capta, por construção, respostas que mudam com o estado do sistema financeiro.

2. Metodologia

O referencial teórico é o da dominância financeira. Para Brunnermeier (2015), o setor financeiro, antecipando que as perdas lhe serão transferidas, mantém-se subcapitalizado e amplifica choques em vez de absorvê-los. Para Boissay et al. (2023), vulnerabilidades financeiras restringem o combate à inflação, e a frequência de crises três anos após a primeira alta de juros chega a cerca de 40% quando o crédito privado está no quartil superior. Em ambos, o mesmo instrumento de juros opera com intensidade distinta conforme o estado do sistema financeiro. A possibilidade de transições endógenas entre condições de estabilidade e fragilidade financeira é discutida por Minsky (1992), cuja hipótese de instabilidade financeira descreve como mudanças nas condições de financiamento podem ampliar a vulnerabilidade das unidades econômicas. No Brasil, a taxa básica remunera ao mesmo tempo compromissadas e títulos indexados, e uma alta de juros altera simultaneamente o preço de várias classes de ativos (Bresser-Pereira; Paula; Bruno, 2019).

A amostra é mensal, de janeiro de 2006 a dezembro de 2025 (240 observações), com as taxas do Tesouro Direto para a curva prefixada, o Ibovespa (B3), o IRF-M (ANBIMA), a PTAX de venda e a Selic (Banco Central). Adota-se a última observação disponível no mês, porque a B3 não negocia em 31 de dezembro, dia útil bancário.

Na primeira etapa, os fatores de nível, inclinação e curvatura são extraídos pelo modelo de Nelson-Siegel na forma dinâmica de Diebold e Li (2006), conforme a equação (1), com o decaimento λ estimado uma única vez por minimização do erro quadrático agregado. Os fatores são suavizados por filtro de Kalman, e a Selic entra como vértice de um dia útil para ancorar a inclinação. O modelo não é livre de arbitragem, mas permite representar de forma parcimoniosa os movimentos da estrutura a termo utilizados na análise econométrica subsequente.

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

Na segunda etapa, o vetor x_t reúne a taxa instantânea (soma dos dois primeiros fatores) e a inclinação (simétrico do segundo), em primeira diferença, e os retornos logarítmicos de ações, títulos prefixados e câmbio. Essa transformação reduz a maior correlação entre resíduos, em módulo, de 0,992 para 0,853. A dinâmica segue o MSVAR de Hamilton (1989) e Krolzig (1998), na equação (2), estimado por algoritmo EM com filtro de Hamilton e suavizador de Kim, em versões de dois e três regimes, cada uma com dez inicializações.

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

Na terceira etapa, com $u_t = B_{s(t)}\varepsilon_t$, o choque é identificado pelas rotações ortogonais de Rubio-Ramírez, Waggoner e Zha (2010). No impacto, o aperto eleva a taxa instantânea, não eleva o retorno das ações e reduz o dos títulos prefixados. A inclinação fica livre, e o câmbio é estimado em cenários de depreciação e de apreciação. A identificação é por conjunto, e reportam-se medianas dos modelos admissíveis com faixas entre os percentis 16 e 84. A análise compara a intensidade das respostas e a participação do choque na variância do erro de previsão entre os regimes, investigando se esses resultados são compatíveis com mecanismos de amplificação financeira. A correlação entre choques de forma reduzida é examinada de forma complementar.

3. Resultados

A correlação de 0,9994 entre a taxa instantânea implícita e a Selic confirma a função da âncora. As séries são estacionárias (ADF e KPSS a 5%), o critério de Hannan-Quinn seleciona duas defasagens e não há autocorrelação remanescente (Portmanteau, p-valor de 0,7534). O modelo de três regimes cria um estado com 7,6% de ocupação, abaixo do limiar de 10% adotado contra o superajuste, e piora o critério bayesiano. Na especificação de dois regimes, as dez inicializações convergem para a log-verossimilhança de 1.867,66, com ganho de 136,25 pontos sobre o VAR linear e redução do critério de Akaike, embora o critério bayesiano, mais severo com os 72 parâmetros adicionais, ainda favoreça a forma linear (−3.080,1 contra −2.958,9), de modo que a preferência pelo MSVAR depende do critério de seleção considerado.

Os regimes diferem sobretudo em volatilidade, com médias de 0,2282 no calmo e de 0,4700 no turbulento (razão de 2,06). O primeiro é mais persistente, com duração esperada de 6,6 meses, contra três no segundo. Sem que nenhuma data fosse informada ao modelo, a quebra do Lehman Brothers (setembro de 2008), o início do ciclo de corte de 2011, a perda do grau de investimento (setembro de 2015), o choque da pandemia (março de 2020) e o estresse fiscal e cambial de dezembro de 2024 recebem probabilidade unitária no regime turbulento. A exceção é o início do aperto pós-pandemia (março de 2021, probabilidade de 0,05), cujo estresse surge entre outubro de 2021 e fevereiro de 2022, o que separa o anúncio do aperto do estresse precificado pelo mercado.

No cenário com depreciação cambial, todas as respostas têm o sinal esperado, e as faixas das variáveis restringidas não cruzam o zero (Tabela 1). O choque é mais intenso no regime turbulento nas cinco variáveis, com razões de pico entre 1,44 e 2,36,

evidenciando maior magnitude das respostas estimadas nesse cenário. A persistência não discrimina os regimes.

A participação do choque na variância do erro de previsão apresenta comportamento distinto da intensidade das respostas. Nos horizontes de zero, seis, doze e 24 meses, o choque explica parcela maior da variância no regime turbulento em apenas cinco das vinte comparações, todas na inclinação. Assim, a maior magnitude das respostas não se traduz necessariamente em maior contribuição relativa do choque para a variabilidade do sistema. Esse resultado sugere maior importância relativa de outros choques no regime turbulento, embora o modelo não permita atribuir diretamente essa diferença à amplificação endógena do setor financeiro.

Tabela 1 – Impacto do choque contracionista e participação na variância do erro de previsão

Variável	Impacto mediano		Razão	Variância, 12 meses (%)	
	Baixa vol.	Alta vol.		Baixa vol.	Alta vol.
Taxa instantânea	+0,0229	+0,0270	1,68	7,5	2,9
Inclinação	+0,1367	+0,3019	2,36	7,9	9,2
Retorno de ações	−0,0182	−0,0355	1,99	16,5	15,3
Retorno de títulos	−0,0025	−0,0038	1,61	11,2	10,2
Variação do câmbio	+0,0134	+0,0184	1,44	18,8	12,0

Fonte: elaboração própria. Razão entre os picos do valor absoluto da resposta em 24 meses.

A correlação entre choques de forma reduzida traz o resultado mais nítido. O comovimento aumenta no regime turbulento em nove dos dez pares, sobretudo entre taxa instantânea e câmbio (de −0,154 para −0,494) e entre ações e câmbio (de −0,586 para −0,725), e só diminui entre ações e títulos prefixados (de 0,453 para 0,394). O padrão é compatível com o canal institucional brasileiro, mas a correlação documenta o comovimento sem identificar o fator comum que o produz. No câmbio, o desenho não arbitra entre a paridade descoberta (apreciação) e a leitura de risco (depreciação).

4. Conclusão

A financeirização pode ser tratada como regime endógeno do processo de formação de preços. Entre 2006 e 2025, a estrutura a termo brasileira opera em dois estados revelados pelos dados. A volatilidade dobra entre eles, e a datação coincide com o estresse em cinco dos seis eventos examinados. A dominância financeira se sustenta pela intensidade da resposta, maior nas cinco variáveis, e pelo comovimento, maior em nove dos dez pares. Pelo critério da variância, não se sustenta. No regime turbulento há dominância financeira sem dominância monetária. Os juros ficam mais potentes e menos determinantes, e os mercados passam a se mover em bloco. Medir a eficácia monetária pela participação na variância subestima sua força e superestima seu comando, o que reforça o aperto prudencial defendido por Boissay et al. (2023).

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

ARAUJO, G. S.; VICENTE, J. V. M.; GAGLIANONE, Wagner Piazza. **Macroeconomic drivers of Brazil's yield curve**. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, 2025. (Working Paper Series, n. 629).

BOISSAY, F.; BORIO, C.; LEONTE, C. S.; SHIM, Ilhyock. Prudential policy and financial dominance: exploring the link. **BIS Quarterly Review**, Basileia, p. 15-31, mar. 2023.

BRESSER-PEREIRA, L. C.; PAULA, L. F.; BRUNO, M. Financialization, coalition of interests and interest rate in Brazil. **Revue de la Régulation**, n. 25, 2019.

BRUNNERMEIER, M. K. **Financial dominance**. Roma: Banca d'Italia, 2015. (Lezioni Paolo Baffi di Moneta e Finanza).

DIEBOLD, F. X.; LI, C. Forecasting the term structure of government bond yields. **Journal of Econometrics**, Amsterdã, v. 130, n. 2, p. 337-364, 2006.

FERNANDES, M.; NUNES, C.; REIS, Y. What drives the nominal yield curve in Brazil? **Brazilian Review of Econometrics**, v. 40, n. 2, p. 267-284, 2020.

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.

KRIPPNER, G. R. The financialization of the American economy. **Socio-Economic Review**, v. 3, p. 173-208, 2005.

KROLZIG, H. **Econometric modelling of Markov-switching vector autoregressions using MSVAR for Ox**. Oxford: Institute of Economics and Statistics and Nuffield College, 1998.

MINSKY, H. P. **The financial instability hypothesis**. Annandale-on-Hudson: The Jerome Levy Economics Institute of Bard College, 1992. (Working Paper, n. 74).

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.

TAVANIELLI, R.; LAURINI, M. Yield curve models with regime changes: an analysis for the Brazilian interest rate market. **Mathematics**, v. 11, n. 11, art. 2549, 2023.