

DOMINÂNCIA FINANCEIRA SEM DOMINÂNCIA MONETÁRIA: REGIMES ENDÓGENOS NA ESTRUTURA A TERMO BRASILEIRA, 2006–2025

Área Temática: Área 2 – Macroeconomia, Economia Internacional e Setor Público

Resumo: A literatura sobre financeirização costuma operacionalizá-la por indicadores agregados de longo prazo, construídos a partir de contas nacionais e de demonstrações contábeis, e a literatura brasileira sobre a estrutura a termo raramente identifica choques estruturais que liguem a curva de juros aos mercados de ações e de câmbio. Este artigo articula as duas agendas e testa se a financeirização pode ser tratada como um estado do processo de formação de preços, e não apenas como tendência secular. Extraem-se os fatores da curva prefixada brasileira por Nelson-Siegel dinâmico entre janeiro de 2006 e dezembro de 2025, estima-se um vetor autorregressivo com mudança de regime markoviana sobre esses fatores e sobre os retornos de ações, títulos e câmbio, e identifica-se o choque de política monetária por restrições de sinal, sem impor o sinal da resposta cambial. O modelo separa dois regimes cuja datação, inteiramente endógena, coincide com os episódios de estresse do período em cinco dos seis eventos examinados. No regime de alta volatilidade o choque é de 1,44 a 2,36 vezes mais intenso, mas explica parcela menor da variância do erro de previsão em quinze das vinte comparações realizadas, de modo que a política monetária ganha força absoluta e perde comando relativo no mesmo estado. O comovimento entre mercados aumenta em nove dos dez pares examinados, e essa é a evidência mais direta de dominância financeira encontrada.

Palavras-chave: Financeirização; Dominância financeira; Estrutura a termo; Mudança de regime markoviana; Política monetária.

INTRODUÇÃO

A financeirização designa a importância crescente de motivos, mercados, atores e instituições financeiras no funcionamento das economias (Epstein, 2015). A amplitude dessa formulação tem custo, e Mader, Mertens e van der Zwan (2019) advertem que o campo só preserva utilidade analítica quando delimita o fenômeno e explicita mecanismos. Krippner (2005) oferece a delimitação mais influente, segundo a qual financeirização é o padrão em que os lucros se realizam preferencialmente por canais financeiros, e não pela produção.

O problema que permanece é de mensuração. Krippner (2005), Orhangazi (2008), Palley (2007) e a resenha de Klinge, Fernandez e Aalbers (2021) constroem indicadores a partir de demonstrações contábeis e de contas nacionais, em frequência anual e horizonte de décadas. São medidas de tendência, e nenhuma delas trata a financeirização como estado do próprio processo de formação de preços, que possa estar ativo em um mês e inativo no seguinte. O fenômeno aparece, assim, como pano de fundo, e não como hipótese estatística sobre a dinâmica conjunta dos ativos.

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; Matsumura e Moreira (2006) e Vicente e Tabak (2007) estimam modelos afins e de fatores; Fernandes, Nunes e Reis (2020) explicam 94,5% da variação da curva com indicadores macroeconômicos observáveis; Caldeira et al. (2016) comparam versões livres de arbitragem do Nelson-Siegel dinâmico; Tavanielli e Laurini (2023) incorporam mudança de regime e obtêm ganho de ajuste; e Araujo, Vicente e Gaglianone (2025) documentam a resposta da inclinação ao resultado primário.

Nenhum desses trabalhos testa se existem estados do sistema financeiro em que os choques da estrutura a termo governam de modo distinto a dinâmica conjunta de juros, ações e câmbio. As identificações são recursivas ou de forma reduzida, e nenhuma recorre a restrições de sinal. Em Tavanielli e Laurini (2023), o único a usar regimes, os estados servem ao ajuste e à previsão, sem datação nem leitura estrutural. Nenhum dos oito inclui o mercado acionário. Fernandes, Nunes e Reis (2020) pedem explicitamente uma análise estrutural de impulso-resposta, e Araujo, Vicente e Gaglianone (2025) apontam a mudança de regime como avenida promissora.

Este artigo ocupa essa lacuna. A hipótese é que a dinâmica conjunta dos retornos de juros, ações e câmbio é governada por processo de mudança de regime à la Markov (Hamilton, 1989; Krolzig, 1998), com estados que diferem quanto à sensibilidade a choques de juros, à correlação entre classes de ativos e ao padrão de volatilidade condicional. O objetivo é identificar esses regimes, datá-los e avaliar, em cada um, como se propaga um choque de política monetária identificado por restrições de sinal.

O resultado central é o descompasso que o título resume. No regime de alta volatilidade o choque de juros responde com intensidade de 1,44 a 2,36 vezes maior, mas explica parcela menor da variância do erro de previsão em quinze das vinte comparações realizadas, e o comovimento entre mercados aumenta em nove dos dez pares. É esse conjunto, e não a decomposição da variância isolada, que sustenta a leitura de dominância financeira. Além desta introdução, o trabalho apresenta o referencial teórico, os métodos, os resultados e a discussão, e as considerações finais.

REFERENCIAL TEÓRICO

As definições de financeirização variam conforme o nível de análise, mas convergem em um ponto de partida empírico. Krippner (2005) documenta, para os Estados Unidos, que a razão entre renda de portfólio e fluxo de caixa das empresas não financeiras alcança, ao fim dos anos 1980, nível cerca de cinco vezes superior ao típico do pós-guerra, e mostra que a alta decorre principalmente do componente de juros. Palley (2007) acrescenta a dimensão de política ao registrar que, depois de 1980, a política monetária passa a colocar um piso sob os preços dos ativos em vez de sob o mercado de trabalho. Lapavitsas (2009, 2011) desloca o eixo do argumento e define financeirização como autonomia crescente do setor financeiro, com empresas menos dependentes de crédito bancário, bancos migrando para mercados abertos e para o crédito às famílias, e famílias participando simultaneamente como devedoras e como detentoras de ativos. Orhangazi (2008) documenta o custo real dessa reconfiguração, com pagamentos financeiros crescentes deslocando o investimento produtivo nas grandes corporações.

Todas essas contribuições compartilham a mesma escala temporal, e é aí que reside o limite da agenda. Klinge, Fernandez e Aalbers (2021) reconhecem que os resultados divergem conforme o método contábil adotado e a demarcação dos períodos, o que é esperado quando o objeto é uma tendência secular medida por agregados anuais. A proposta deste trabalho é complementar, e consiste em testar se o sistema financeiro alterna entre estados discretos com propriedades distintas de transmissão e de comovimento, observáveis em frequência mensal.

O conceito de dominância financeira oferece o arcabouço para essa leitura, e tem duas formulações que não coincidem. Brunnermeier (2015) a define como comportamento estratégico ex ante do setor financeiro que, antecipando que as perdas lhe serão empurradas, mantém-se deliberadamente subcapitalizado e deixa de absorver choques para amplificá-los. O autor contrasta essa situação com a dominância monetária, em que o banco central conduz a política e se recusa a ceder ao fisco, e com a dominância fiscal, em que o fisco empurra o banco central ao financiamento monetário. A amplificação descrita tem quatro passos encadeados, que vão da queda do valor dos ativos ao salto da alavancagem, daí à contração do crédito e à espiral de liquidez, combinando espiral de perdas e espiral de margens. As vendas forçadas que resultam desse processo produzem nova queda de preços e novo aumento de volatilidade, situação que o autor chama de Paradoxo da Prudência, em que cada instituição é micro-prudente e o conjunto é macro-imprudente.

A segunda formulação é institucional. Boissay et al. (2023) usam o termo para a situação em que vulnerabilidades existentes restringem o combate à inflação. Com 157 episódios de aperto monetário em 37 países entre 1970 e 2017, os autores mostram que a frequência de crises três anos após a primeira alta é de cerca de 40% quando o crédito privado se encontra no quartil

superior, e nula quando se encontra no quartil inferior. Mostram ainda que o aperto prudencial anterior ou simultâneo reduz essa frequência em torno de 15 pontos percentuais. As duas formulações convergem em um ponto útil para o desenho empírico adotado aqui, qual seja, o de que o mesmo instrumento de juros opera com intensidade e consequências distintas conforme o estado do sistema financeiro. É exatamente essa a proposição que um modelo com mudança de regime permite testar.

A fundamentação da endogeneidade dessas transições vem de Minsky (1992). O primeiro teorema da hipótese de instabilidade financeira estabelece que a economia possui regimes de financiamento sob os quais é estável e regimes sob os quais é instável. O segundo estabelece que, ao longo de períodos prolongados de prosperidade, a economia transita das relações que produzem estabilidade para as que produzem instabilidade. A hipótese é explicitamente não exógena, pois não recorre a choques externos para gerar ciclos. A passagem mais diretamente ligada ao resultado empírico deste artigo trata do aperto monetário em economia com massa relevante de unidades especulativas, condição em que a restrição monetária as converte em unidades Ponzi, e unidades com insuficiência de caixa são levadas a vender posição para fazer posição, o que tende a colapsar o valor dos ativos. O mesmo mecanismo explica por que o choque é mais intenso no regime frágil e por que a venda simultânea eleva as correlações entre mercados. Wray (2011) sintetiza o argumento na fórmula de que a estabilidade é desestabilizadora, e registra que instrumentos vendidos como portadores de retornos não correlacionados revelaram-se correlacionados quando todos os negociantes tentaram vender ao mesmo tempo e a liquidez desapareceu.

Claessens e Kose (2013) situam o problema na literatura de crises financeiras ao registrar que o desafio central é explicar a resposta nitidamente não linear dos mercados a choques pequenos, e que os transbordamentos entre entidades são bem mais potentes do que os fundamentos sugerem. Uma leitura linearizada da transmissão monetária, por construção, não alcança esse tipo de resposta.

Bresser-Pereira, Paula e Bruno (2019) fornecem a mediação institucional necessária ao caso brasileiro. Os autores retomam a hipótese de uma convenção pró-conservadora de política monetária e sustentam que juros reais elevados por décadas formaram uma coalizão rentista-financeira e uma financeirização por ganhos de juros. O índice que constroem, definido como a razão entre ativos financeiros não monetários e o estoque de capital fixo, passa de média em torno de 1,0 no período 1970-1980 para 8,63 no período 1995-2018. Dois elementos desse arranjo importam à leitura dos resultados apresentados adiante. O primeiro é o duplo papel da taxa básica, que remunera simultaneamente operações compromissadas e títulos públicos indexados, tornando dívida pública e reservas bancárias substitutos próximos. O segundo é o peso da dívida indexada à taxa básica, estimada em média de 24,5% do produto entre 2007 e 2017. Nessa configuração, uma alta de juros não transmite apenas custo de oportunidade, e sim altera ao mesmo tempo o preço de várias classes de ativos por uma cadeia de arbitragem que atravessa compromissadas, títulos indexados e risco soberano.

MÉTODOS

A amostra cobre de janeiro de 2006 a dezembro de 2025, em frequência mensal, com 240 observações. O calendário de dias úteis segue os feriados bancários nacionais da ANBIMA, com 5.022 dias úteis no período, e a convenção de 252 dias úteis define o prazo de cada título. O Quadro 1 reúne as fontes.

Quadro 1 – Conjuntos de dados, fontes e cobertura

Variável	Fonte e série	Cobertura
Curva prefixada	Tesouro Nacional, taxas dos títulos ofertados pelo Tesouro Direto	175.984 registros; 240 de 240 meses

Variável	Fonte e série	Cobertura
Índice de ações	B3, Índice Ibovespa, estatísticas históricas	4.953 pregões; 240 meses
Índice de títulos	ANBIMA, IRF-M, número-índice diário	240 meses
Câmbio	Banco Central, SGS 1, PTAX venda	5.022 observações; 240 meses
Juro básico	Banco Central, SGS 4189, Selic mensal anualizada	240 meses
Risco soberano	Ipeadata, EMBI+ (JPM366_EMBI366); Investing.com, CDS de cinco anos	séries emendadas; 239 meses
Inflação	IBGE, SIDRA, tabela 1737, IPCA	240 meses
Atividade	Banco Central, SGS 24364, IBC-Br dessazonalizado	240 meses
Calendário	ANBIMA, feriados bancários nacionais	5.022 dias úteis

Fonte: elaboração própria.

A agregação mensal adota a última observação disponível dentro do mês, e não a data exata do último dia útil bancário. A escolha tem motivo. A B3 não negocia em 31 de dezembro, data que o calendário bancário registra como dia útil, e a regra literal deixaria dezenove dos duzentos e quarenta fechamentos do índice de ações vazios, sempre em dezembro. Uma lacuna anual regular em série que alimenta modelo de mudança de regime é candidata a produzir regime espúrio, com o filtro identificando estrutura recorrente onde há apenas desencontro de calendário. O painel da curva descarta, ainda, cotações que se afastem mais de seis pontos percentuais da mediana do próprio dia, filtro que remove quatorze registros entre janeiro e março de 2010 e não atinge as taxas legitimamente baixas de 2020.

A primeira etapa extrai os fatores da curva. A parametrização segue Nelson e Siegel (1987), na reinterpretação dinâmica de Diebold e Li (2006), em que os coeficientes são tratados como fatores latentes de nível, inclinação e curvatura, conforme a equação (1).

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

Diebold e Li (2006) justificam a reparametrização por dois motivos. A fatoração original força as cargas de dois fatores a serem quase idênticas, o que dificulta a interpretação e produz multicolinearidade na estimação, e a fixação do parâmetro de decaimento substitui centenas de otimizações numéricas por regressões triviais. Aqui λ é estimado uma única vez para toda a amostra, por minimização do erro quadrático agregado, e mantido fixo em seguida. Os fatores são obtidos por mínimos quadrados em cada data de referência e suavizados por filtro de Kalman com dinâmica vetorial autorregressiva de primeira ordem, na estrutura de espaço de estados usada por Caldeira et al. (2016) e Christensen, Diebold e Rudebusch (2011). A taxa básica entra como observação no vértice de um dia útil, âncora necessária porque apenas 35% dos meses possuem vértice com prazo inferior a três meses no painel do Tesouro Direto, e sem ela a inclinação fica mal identificada. O modelo adotado, como o de Diebold e Li (2006), não é livre de arbitragem. Caldeira et al. (2016) mostram, para o Brasil, que a imposição de ausência de arbitragem traz ganho apenas em horizontes longos de previsão, e como o objetivo aqui é decomposição estrutural, e não previsão, a perda é aceitável e fica declarada.

A segunda etapa estima a dinâmica conjunta. O vetor de variáveis reúne os fatores da curva em primeira diferença e os retornos logarítmicos dos demais mercados, conforme a equação (2).

$$x_t = [\Delta \text{curto}_t, \Delta \text{inclinação}_t, r^{\text{ações}}_t, r^{\text{títulos}}_t, \Delta \ln FX_t]' \quad (2)$$

Os dois primeiros elementos merecem justificativa. A parametrização literal em nível e inclinação dos fatores produz, com a âncora descrita, correlação de -0,992 entre os resíduos dos dois primeiros elementos, o que torna a matriz de covariância quase singular e faz a

decomposição estrutural perder sentido. Adota-se por isso a transformação em taxa instantânea, soma dos dois primeiros fatores, e inclinação, simétrico do segundo. A transformação é linear e tem determinante de módulo unitário, de modo que a verossimilhança gaussiana é matematicamente idêntica e a datação dos regimes não se altera. A verificação empírica confirma o ponto, com a mesma log-verossimilhança, 1.867,66, e exatamente os mesmos episódios de regime nas duas parametrizações. O que muda é o condicionamento da matriz de covariância, e com ele a qualidade da decomposição estrutural, já que a maior correlação entre resíduos cai de $-0,992$ para $0,853$.

O modelo com mudança de regime segue Hamilton (1989) e Krolzig (1998), conforme a equação (3).

$$x_t = \mu_{s(t)} + \sum_i A_{i,s(t)} x_{t-i} + u_t, \quad u_t \sim N(0, \Sigma_{s(t)}) \quad (3)$$

O estado s_t é latente e governado por cadeia de Markov de primeira ordem. A estimação é por máxima verossimilhança via algoritmo EM, com filtro de Hamilton e suavizador de Kim. Krolzig (1998) adverte que não se aconselha trabalhar com quatro ou mais regimes, por causa de máximos locais e inflação de parâmetros, e registra as probabilidades suavizadas como a inferência ótima sobre o estado latente. Por esse motivo, estimam-se apenas as especificações de dois e de três regimes, cada uma a partir de dez inicializações distintas, para lidar com a multimodalidade da verossimilhança. Rossi (2021) oferece a justificativa metodológica da estratégia ao demonstrar que quebras nos parâmetros não são nem necessárias nem suficientes para gerar variação temporal no desempenho de um modelo, e que estimar um modelo linear quando o processo é de mudança de regime produz erros com variação temporal que testes convencionais de quebra estrutural não sinalizam.

A terceira etapa identifica o choque estrutural. A forma estrutural relaciona os resíduos reduzidos aos choques estruturais por $u_t = B_{s(t)} \varepsilon_t$, com $E(\varepsilon \varepsilon') = I$ e $\Sigma_{s(t)} = B_{s(t)} B'_{s(t)}$. A identificação segue o algoritmo de rotação ortogonal de Rubio-Ramírez, Waggoner e Zha (2010), baseado na decomposição QR de matrizes normais padrão, que gera rotações uniformemente distribuídas sobre o grupo ortogonal. O Quadro 2 reúne as restrições impostas ao choque monetário contracionista no impacto.

Quadro 2 – Restrições de sinal impostas ao choque monetário contracionista, no impacto

Variável	Restrição	Justificativa
Taxa instantânea	Sobe	Definição do choque contracionista
Inclinação	Livre	Resposta depende do horizonte da sinalização
Retorno de ações	Não sobe	Canal de custo de capital e de desconto
Retorno de títulos prefixados	Cai	Relação preço-taxa nos títulos de renda fixa
Variação do câmbio	Objeto de investigação	Dois cenários estimados, com depreciação e com apreciação

Fonte: elaboração própria.

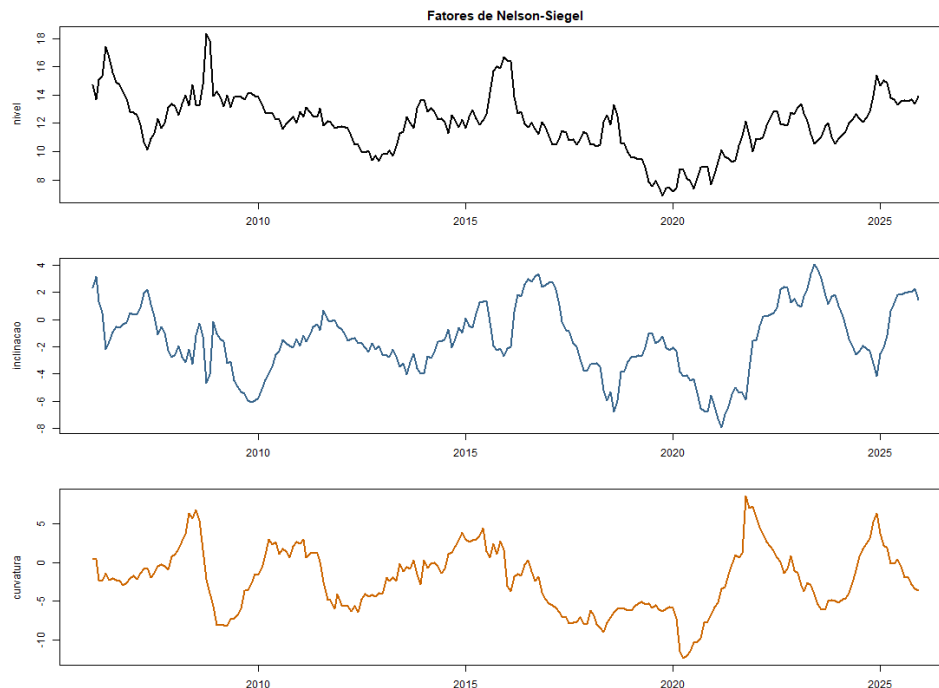
A escolha por restrições de sinal, e não por instrumento externo, decorre de indisponibilidade de dados. O procedimento de Mertens e Ravn (2013) exige uma proxy correlacionada com o choque de interesse e ortogonal aos demais, e a candidata natural no caso brasileiro seria a surpresa de taxa curta de atacado em janela estreita em torno das decisões do comitê de política monetária. As séries de swap de referência do Banco Central foram descontinuadas em 30 de setembro de 2019, a ANBIMA mantém apenas cerca de 180 dias de histórico de taxas indicativas e os arquivos de ajuste do pregão não retornam o período completo, de modo que não há instrumento construível para 2006 a 2025. O custo dessa substituição precisa ser declarado. Rubio-Ramírez, Waggoner e Zha (2010) são explícitos ao demonstrar que um modelo estrutural com restrições de sinal sobre respostas ao impulso não é

sequer localmente identificado, pois para qualquer ponto que satisfaça as restrições sempre existe uma matriz ortogonal arbitrariamente próxima da identidade que também as satisfaz. A identificação é por conjunto, e não pontual, e as respostas reportadas adiante são medianas de um conjunto de modelos admissíveis, acompanhadas da faixa entre os percentis 16 e 84.

RESULTADO E DISCUSSÃO

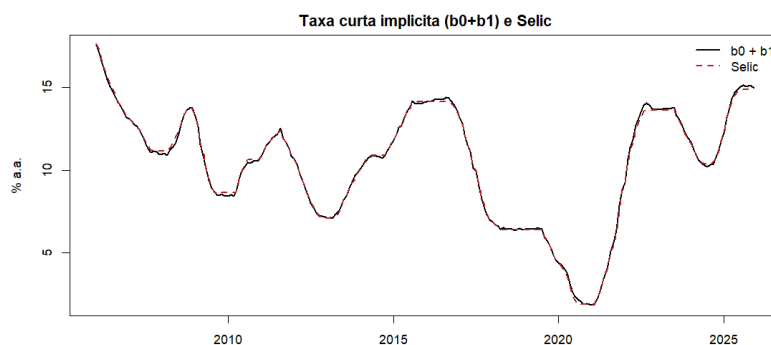
O parâmetro de decaimento estimado é $\lambda = 1,6176$, que posiciona o máximo da carga de curvatura em 1,11 ano, sobre painel mensal de sete a dezessete vértices por data. O erro quadrático médio do ajuste tem mediana de 0,0927 ponto percentual, com pior mês em março de 2022, a 0,334. A correlação entre a taxa instantânea implícita pelo modelo e a taxa básica efetiva é de 0,9994, o que confirma que a âncora cumpre a função pretendida, e as correlações entre os fatores estimados em dois passos e os suavizados pelo filtro são de 0,999, 0,993 e 0,990. A Figura 1 apresenta as trajetórias estimadas e a Figura 2 confronta a taxa instantânea implícita pelo modelo com a taxa básica efetiva.

Figura 1 – Fatores de nível, inclinação e curvatura estimados, 2006–2025



Fonte: elaboração própria, a partir dos dados do Quadro 1.

Figura 2 – Taxa instantânea implícita pelo modelo e taxa básica efetiva, 2006–2025



Fonte: elaboração própria, a partir dos dados do Quadro 1.

As cinco variáveis do vetor rejeitam a hipótese de raiz unitária pelo teste ADF e não rejeitam a hipótese de estacionariedade pelo teste KPSS, ambos a 5%. O critério de Hannan-

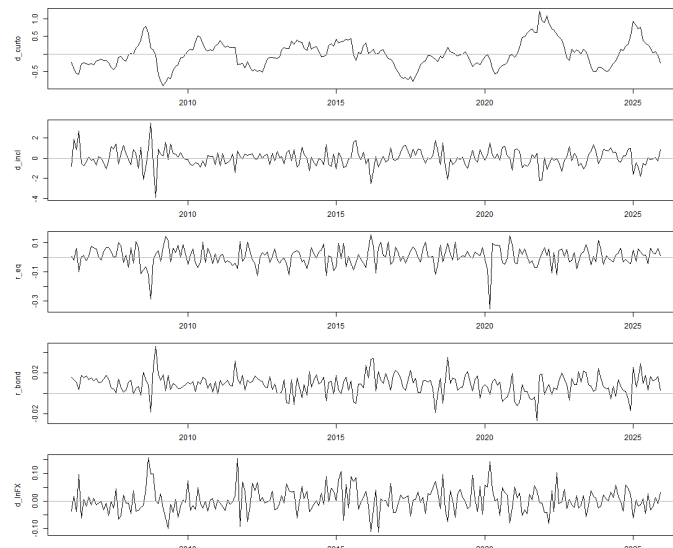
Quinn seleciona duas defasagens. O teste de Portmanteau sobre os resíduos devolve estatística de 258,6 com 275 graus de liberdade e p-valor de 0,7534, sem indício de autocorrelação remanescente. A maior raiz da matriz companheira é 0,8218, dentro do círculo unitário, e a maior correlação entre resíduos é de 0,853. O Quadro 3 reúne os diagnósticos e a Figura 3 apresenta as cinco séries que compõem o vetor.

Quadro 3 – Diagnósticos da especificação do vetor autorregressivo

Diagnóstico	Estatística	Leitura
Raiz unitária (ADF)	Rejeita a 5% nas cinco variáveis	Séries estacionárias
Estacionariedade (KPSS)	Não rejeita a 5% nas cinco variáveis	Confirma o resultado do ADF
Ordem de defasagem	Hannan-Quinn seleciona $p = 2$	Especificação parcimoniosa
Autocorrelação (Portmanteau)	258,6 com 275 g.l.; p-valor de 0,7534	Sem autocorrelação remanescente
Estabilidade	Maior raiz da matriz companheira de 0,8218	Sistema estável
Condicionamento	Maior correlação entre resíduos de 0,853	Reduzida a partir de $-0,992$ pela reparametrização

Fonte: elaboração própria.

Figura 3 – Séries do vetor de variáveis, 2006–2025



Fonte: elaboração própria. Nos painéis, d_curto é a taxa instantânea; d_incl , a inclinação; r_eq , o retorno de ações; r_bond , o retorno de títulos prefixados; e d_lnFX , a variação do câmbio.

A Tabela 1 compara as três especificações estimadas. O modelo de três regimes melhora a verossimilhança e o critério de Akaike, mas o faz produzindo um estado com 7,6% de ocupação, abaixo do limiar de 10% adotado como critério de superajuste, e piora substancialmente o critério bayesiano. Adota-se, portanto, a especificação de dois regimes, para a qual as dez inicializações convergiram para a mesma log-verossimilhança, 1.867,66, em quarenta e duas iterações cada. O ganho do modelo com regimes sobre o vetor autorregressivo linear é de 136,25 pontos de log-verossimilhança, com melhora nos dois critérios de informação, de modo que a hipótese de linearidade é rejeitada pelos dados.

Tabela 1 – Comparação entre as especificações do vetor autorregressivo

Modelo	Log-verossimilhança	Parâmetros	AIC	BIC	Ocupação dos regimes
VAR linear	1.731,41	70	-3.322,8	-3.080,1	—
MSVAR, $K = 2$	1.867,66	142	-3.451,3	-2.958,9	0,681 e 0,319

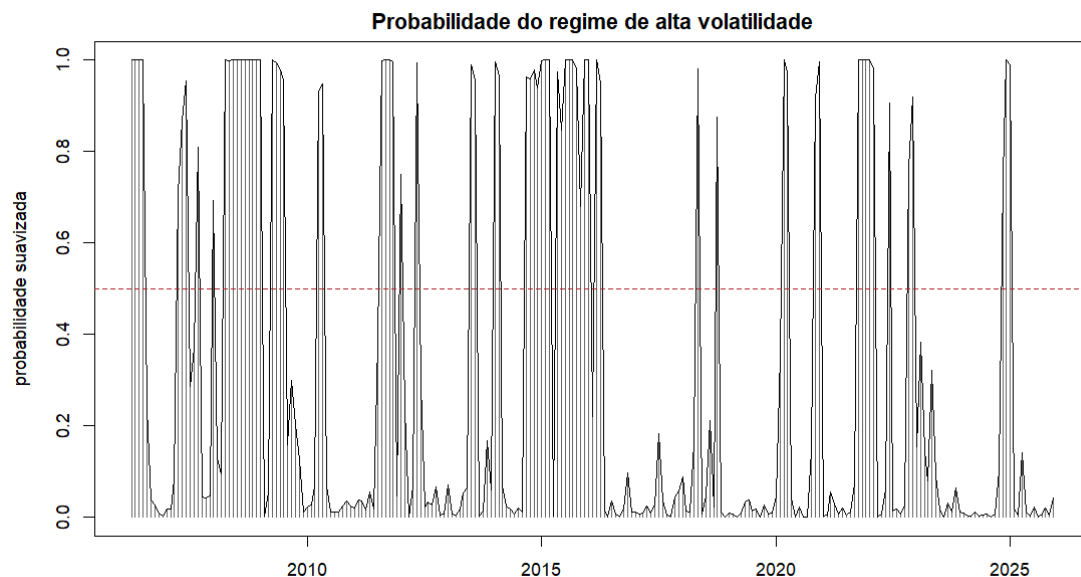
Modelo	Log-verossimilhança	Parâmetros	AIC	BIC	Ocupação dos regimes
MSVAR, K = 3	1.977,29	216	-3.522,6	-2.773,5	0,479, 0,445 e 0,076

Fonte: elaboração própria.

Os dois regimes diferem sobretudo em volatilidade. A volatilidade média é de 0,2282 no primeiro e de 0,4700 no segundo, razão de 2,06. O regime calmo é mais persistente, com probabilidade de permanência de 0,8492 e duração esperada de 6,6 meses, contra persistência de 0,6677 e duração esperada de três meses no regime turbulento. A classificação por probabilidade suavizada atribui setenta dos duzentos e trinta e sete meses ao regime de alta volatilidade.

A datação é o resultado que mais diretamente responde ao título do trabalho, porque os regimes são endógenos e nenhuma data foi informada ao modelo. A Figura 4 apresenta a probabilidade suavizada mês a mês, e o Quadro 4 confronta os episódios estimados com a cronologia macrofinanceira do período.

Figura 4 – Probabilidade suavizada do regime de alta volatilidade, 2006–2025



Fonte: elaboração própria, a partir dos dados do Quadro 1.

Quadro 4 – Probabilidade suavizada do regime de alta volatilidade em eventos selecionados

Mês	Evento	Probabilidade
2008-09	Quebra do Lehman Brothers	1,00
2011-08	Início do ciclo de corte de 2011	1,00
2015-09	Perda do grau de investimento	1,00
2020-03	Choque da pandemia	1,00
2021-03	Início do aperto pós-pandemia	0,05
2024-12	Estresse fiscal e cambial	1,00

Fonte: elaboração própria.

Cinco dos seis eventos recebem probabilidade unitária. Os episódios mais longos vão de abril de 2008 a janeiro de 2009, com dez meses, e de maio de 2015 a janeiro de 2016, com nove, este precedido por outro de setembro de 2014 a março de 2015. Os blocos de outubro de 2021 a fevereiro de 2022 e de novembro de 2024 a janeiro de 2025 completam o quadro recente. Uma exceção destoia do conjunto. O início do ciclo de aperto pós-pandemia, em março de 2021,

recebe probabilidade de 0,05, isto é, o modelo o classifica com segurança no regime calmo, e o estresse veio depois, no bloco de outubro de 2021 a fevereiro de 2022. O modelo distingue o anúncio do aperto do estresse que o mercado precifica, e essa distinção é informação, não falha de ajuste.

A Tabela 2 reporta o impacto mediano do choque contracionista em cada regime, com a faixa entre os percentis 16 e 84 do conjunto de modelos admissíveis, no cenário em que o câmbio deprecia. Todas as respostas têm o sinal esperado e as faixas das variáveis restringidas não cruzam o zero.

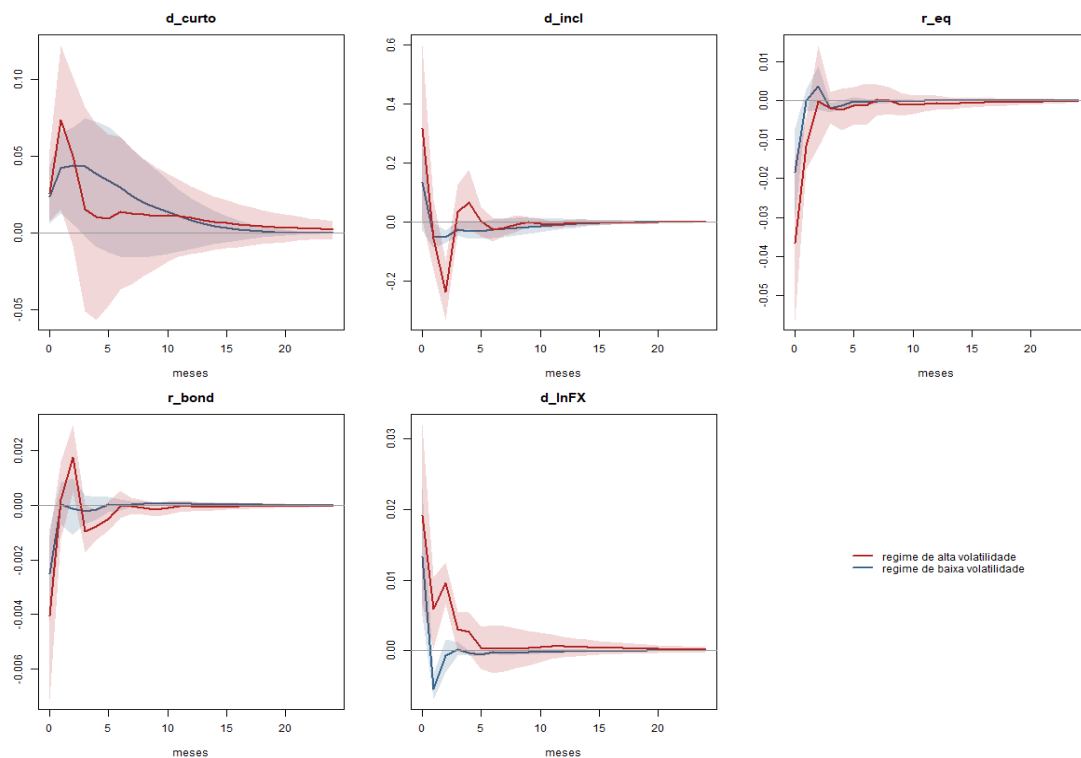
Tabela 2 – Impacto mediano do choque monetário contracionista, por regime

Variável	Regime de baixa volatilidade	Regime de alta volatilidade	Razão
Taxa instantânea	+0,0229 [+0,0068 ; +0,0436]	+0,0270 [+0,0081 ; +0,0556]	1,68
Inclinação	+0,1367 [-0,0355 ; +0,2803]	+0,3019 [-0,0254 ; +0,5679]	2,36
Retorno de ações	-0,0182 [-0,0306 ; -0,0065]	-0,0355 [-0,0559 ; -0,0134]	1,99
Retorno de títulos	-0,0025 [-0,0043 ; -0,0008]	-0,0038 [-0,0070 ; -0,0011]	1,61
Variação do câmbio	+0,0134 [+0,0044 ; +0,0229]	+0,0184 [+0,0062 ; +0,0308]	1,44

Fonte: elaboração própria. A razão refere-se ao pico do valor absoluto da resposta ao impulso ao longo de vinte e quatro meses, e não ao impacto contemporâneo.

A intensidade é sistematicamente maior no regime turbulento, nas cinco variáveis, com razões entre 1,44 e 2,36. A inclinação da curva responde 2,36 vezes mais e as ações, 1,99 vezes mais. Esse é o primeiro componente do critério empírico, e ele é atendido sem exceção. A persistência, por outro lado, não discrimina os regimes. A meia-vida da resposta é de dois meses nos dois estados em quatro das cinco variáveis, e na taxa instantânea é de três meses no regime turbulento contra sete no regime calmo, isto é, o choque é menos persistente justamente onde é mais intenso. A Figura 5 apresenta as trajetórias completas de resposta, com as faixas entre os percentis 16 e 84.

Figura 5 – Resposta ao choque monetário contracionista, por regime



Fonte: elaboração própria. A linha central é a mediana do conjunto de modelos admissíveis e a faixa cobre os percentis 16 e 84. Os painéis seguem os rótulos indicados na Figura 3.

O segundo componente do critério não é atendido. A Tabela 3 apresenta a parcela da variância do erro de previsão atribuída ao choque monetário no horizonte de doze meses.

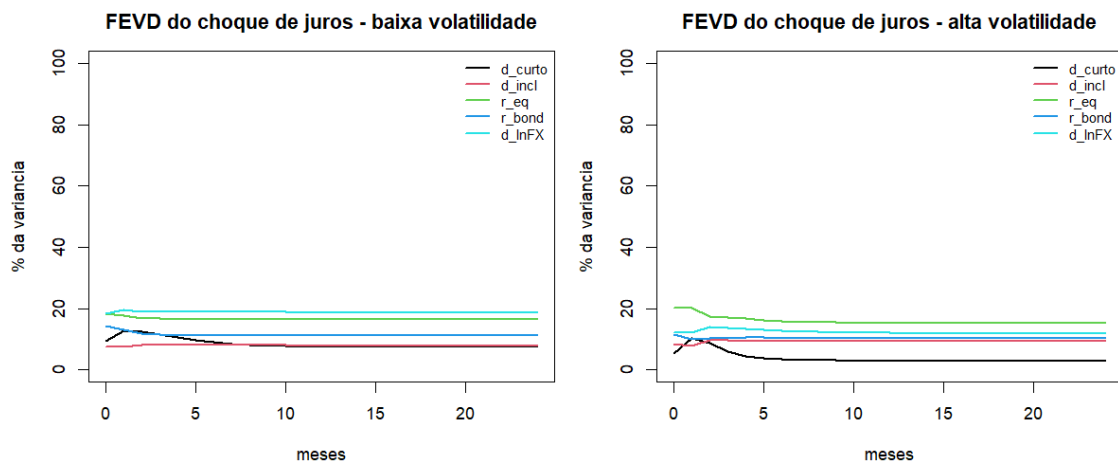
Tabela 3 – Participação do choque monetário na variância do erro de previsão, horizonte de doze meses (%)

Variável	Regime de alta volatilidade	Regime de baixa volatilidade	Maior na alta?
Taxa instantânea	2,9	7,5	Não
Inclinação	9,2	7,9	Sim
Retorno de ações	15,3	16,5	Não
Retorno de títulos	10,2	11,2	Não
Variação do câmbio	12,0	18,8	Não

Fonte: elaboração própria.

Considerados os quatro horizontes avaliados, de zero, seis, doze e vinte e quatro meses, o critério é atendido em cinco das vinte comparações. Todas as cinco correspondem à mesma variável, a inclinação da curva. Nas demais, o choque de juros explica parcela maior da variância no regime calmo, e a diferença é expressiva no câmbio, com 12,0% contra 18,8%, e na taxa instantânea, com 2,9% contra 7,5%. A Figura 6 compara as participações nos dois regimes ao longo do horizonte.

Figura 6 – Participação do choque monetário na variância do erro de previsão, por regime



Fonte: elaboração própria. Os painéis seguem os rótulos indicados na Figura 3.

A Tabela 4 compara as correlações entre os choques de forma reduzida nos dois regimes. Esse resultado não integrava o critério empírico originalmente formulado, e é o mais nítido do conjunto.

Tabela 4 – Correlação entre choques de forma reduzida, por regime

Par de mercados	Baixa volatilidade	Alta volatilidade	Variação
Ações e câmbio	-0,586	-0,725	sobe
Taxa instantânea e câmbio	-0,154	-0,494	sobe
Taxa instantânea e títulos	0,258	0,406	sobe
Inclinação e câmbio	0,512	0,638	sobe
Taxa instantânea e ações	0,118	0,234	sobe
Taxa instantânea e inclinação	-0,464	-0,554	sobe
Títulos e câmbio	-0,490	-0,511	sobe
Inclinação e títulos	-0,839	-0,856	sobe
Inclinação e ações	-0,450	-0,479	sobe

Par de mercados	Baixa volatilidade	Alta volatilidade	Variação
Ações e títulos	0,453	0,394	cai

Fonte: elaboração própria. A coluna de variação registra o movimento do valor absoluto da correlação entre os dois regimes.

Em nove dos dez pares o comovimento aumenta no regime turbulento. O aumento mais expressivo ocorre entre a taxa instantânea e o câmbio, que passa de $-0,154$ para $-0,494$, e entre ações e câmbio, que passa de $-0,586$ para $-0,725$. O único par em que o comovimento diminui é o de ações e títulos prefixados, de $0,453$ para $0,394$.

Os resultados das Tabelas 2 e 3 parecem contraditórios e não são. A volatilidade total do sistema dobra entre os regimes, com razão de $2,06$, e quando a variância de todas as fontes cresce nessa proporção, um choque que cresce entre $1,44$ e $2,36$ vezes aumenta em termos absolutos e encolhe como fração do total. A aritmética explica o descompasso, mas a leitura econômica é o que interessa. No regime turbulento, o preço dos ativos brasileiros deixa de ser conduzido predominantemente pela política monetária, porque o que cresce mais do que o choque de juros são as demais fontes de variância. Minsky (1992) descreve o mecanismo, pois unidades com insuficiência de caixa passam a vender posição para fazer posição, o que tende a colapsar o valor dos ativos. A venda forçada não é resposta ao choque no sentido em que uma função impulso-resposta a mede, e sim propagação endógena que o choque apenas dispara. Sob essa leitura, a participação decrescente do choque monetário na variância não indica política monetária irrelevante, e sim variância governada pelo mecanismo de amplificação do próprio setor financeiro, que é precisamente o sentido em que Brunnermeier (2015) define dominância financeira. Claessens e Kose (2013) registram que os transbordamentos entre entidades são mais potentes do que os fundamentos sugerem, e o resultado aqui obtido é uma manifestação desse ponto.

O resultado da Tabela 4 é o mais direto do trabalho. Mercados que operavam com alguma independência passam a se mover como um bloco no regime turbulento, e se dominância financeira significa que um único fator financeiro passa a comandar simultaneamente curva de juros, bolsa e câmbio, o comovimento é a sua assinatura estatística mais próxima. Wray (2011) fornece a formulação qualitativa correspondente, e Brunnermeier (2015) documenta o análogo institucional no laço diabólico entre o prêmio de risco soberano e os prêmios dos bancos domésticos. No caso brasileiro, Bresser-Pereira, Paula e Bruno (2019) indicam o canal concreto, já que o duplo papel da taxa básica faz uma alta de juros alterar ao mesmo tempo o preço de várias classes de ativos, por uma cadeia de arbitragem que atravessa compromissadas, títulos indexados e risco soberano. O comovimento observado no regime turbulento é compatível com esse mecanismo. Duas ressalvas limitam a leitura. A primeira é que o par de ações e títulos prefixados move-se em sentido oposto, com correlação caindo de $0,453$ para $0,394$, sem que o artigo ofereça explicação para a exceção. A segunda é que correlação entre choques de forma reduzida não é causalidade, de modo que o resultado documenta comovimento, e não o fator comum que o produz.

O tratamento do câmbio exige cuidado particular, e é aqui que as restrições do método se tornam mais visíveis. Pela paridade descoberta da taxa de juros, um aperto monetário deveria apreciar a moeda doméstica, ao passo que em economias periféricas a leitura alternativa é que o aperto sinaliza risco e deprecia. As duas hipóteses foram estimadas como cenários alternativos, sem que uma fosse imposta como premissa. A tentação metodológica seria usar a taxa de aceitação do algoritmo de rotação como critério de escolha entre os cenários, já que o cenário com depreciação é aceito com frequência substancialmente maior. Esse uso seria incorreto, porque a taxa de aceitação mede o volume do conjunto identificado sob a medida uniforme no grupo ortogonal, e não a plausibilidade econômica do cenário. O que se pode afirmar é mais modesto. 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, em ambos os regimes, e os dados não permitem, com este desenho, arbitrar entre as duas leituras teóricas. A literatura consultada tampouco resolve a questão em favor da leitura de risco. Inoue e Rossi (2018) encontram, para economias avançadas, que o aperto monetário aprecia a moeda tanto no período convencional quanto no não convencional. Duas passagens do próprio artigo abrem espaço para resposta contrária. A primeira é a depreciação documentada no caso canadense, quando o choque é contracionista no curto prazo e menos contracionista no médio. A segunda é o registro de que, no período não convencional, a relação entre diferenciais de juros e resposta cambial de impacto torna-se negativa para todos os países analisados, o que os autores atribuem a prêmios de risco variantes no tempo. O caso brasileiro é candidato natural a esse tipo de resposta, mas a hipótese fica como conjectura a ser testada com instrumento externo adequado.

Quatro limitações acompanham a leitura dos resultados. A primeira é a identificação por conjunto, já discutida, pois as respostas reportadas são medianas de modelos admissíveis, e não estimativas pontuais. A segunda é o fato de o modelo da curva não ser livre de arbitragem, custo teórico apontado por Christensen, Diebold e Rudebusch (2011). A terceira é a construção da série de risco soberano. O EMBI+ disponibilizado pelo Ipeadata foi descontinuado em 30 de julho de 2024 e o contrato de proteção de cinco anos inicia em dezembro de 2007, de modo que nenhuma das duas séries cobre a amostra integralmente. A série usada resulta de emenda em diferenças de logaritmo com reescalonamento de volatilidade, apoiada em 199 meses de sobreposição e correlação de 0,805 entre as variações, e entra como variável de controle, e não no vetor principal. A quarta é de escopo. O trabalho documenta que existem dois regimes, que eles coincidem com os episódios de estresse e que a transmissão difere entre eles, mas não identifica o fator comum responsável pelo comovimento crescente. Tampouco testa mecanismos alternativos, como fluxo de capital externo, alavancagem do sistema bancário ou prêmio de risco fiscal. Boissay et al. (2023) mostram que o nível de dívida privada condiciona fortemente a probabilidade de estresse após um aperto, e incorporar essa dimensão ao vetor é extensão natural.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo testou se a financeirização pode ser tratada como regime endógeno mensurável no processo de formação de preços, e não apenas como tendência agregada de longo prazo. A resposta é afirmativa quanto à existência dos regimes. A estrutura a termo brasileira, entre 2006 e 2025, opera em dois estados que o próprio dado revela, com volatilidade que dobra de um para outro, e cuja datação coincide com os episódios de estresse do período em cinco dos seis eventos examinados.

Quanto à dominância financeira, a resposta exige distinção. Pelo critério da participação do choque monetário na variância do erro de previsão, a hipótese não se sustenta, pois o critério é atendido em cinco das vinte comparações, e apenas para a inclinação da curva. Pelo critério da intensidade da resposta, sustenta-se plenamente, com razões entre 1,44 e 2,36 nas cinco variáveis. Pelo critério do comovimento entre mercados, sustenta-se com a evidência mais nítida do conjunto, com aumento em nove dos dez pares.

A leitura que integra os três resultados é a que dá título ao trabalho. Existe dominância financeira, no sentido de Brunnermeier (2015), de um setor que amplifica em vez de absorver, e no sentido de Boissay et al. (2023), de vulnerabilidades que condicionam o alcance da política monetária. Não existe, no regime turbulento, dominância monetária no sentido de a taxa de juros comandar a variância dos preços de ativos. O instrumento fica mais potente e menos determinante ao mesmo tempo, e os mercados passam a se mover em bloco.

Para a política econômica, a implicação é que medir a eficácia da política monetária em regimes de estresse pela participação na variância subestima a sua força e superestima o seu comando. A recomendação de Boissay et al. (2023), de que o aperto prudencial anterior ou

simultâneo devolve espaço de manobra ao banco central, ganha aqui fundamento adicional, uma vez que reduzir a amplificação é a via para que o instrumento de juros recupere participação relativa, e não apenas intensidade.

Três extensões se apresentam. A construção de um instrumento externo de política monetária para o Brasil permitiria substituir a identificação por conjunto pela identificação pontual do procedimento de Mertens e Ravn (2013). A inclusão de medidas de alavancagem e de dívida privada no vetor seguiria a direção sugerida por Boissay et al. (2023). E a investigação do fator comum responsável pelo comovimento crescente responderia à pergunta que este trabalho documenta sem identificar.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARAUJO, Gustavo Silva; VICENTE, José Valentim Machado; GAGLIANONE, Wagner Piazza. **Macroeconomic drivers of Brazil's yield curve**. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, 2025. (Working Paper Series, n. 629).

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

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos; PAULA, Luiz Fernando de; BRUNO, Miguel. Financialization, coalition of interests and interest rate in Brazil. **Revue de la Régulation**, n. 25, 2019.

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

CALDEIRA, João F.; MOURA, Guilherme V.; SANTOS, André 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, Jens H. E.; DIEBOLD, Francis X.; RUDEBUSCH, Glenn D. The affine arbitrage-free class of Nelson-Siegel term structure models. **Journal of Econometrics**, v. 164, n. 1, p. 4-20, 2011.

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

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

EPSTEIN, Gerald A. **Financialization: there's something happening here**. Amherst: Political Economy Research Institute, 2015. (PERI Working Paper Series, n. 394).

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

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

KLINGE, Tobias J.; FERNANDEZ, Rodrigo; AALBERS, Manuel B. Whither corporate financialization? A literature review. **Geography Compass**, v. 15, n. 9, e12588, 2021.

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

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

LAPAVITSAS, Costas. Financialised capitalism: crisis and financial expropriation. **Historical Materialism**, v. 17, p. 114-148, 2009.

LAPAVITSAS, Costas. Theorizing financialization. **Work, Employment and Society**, v. 25, n. 4, p. 611-626, 2011.

MADER, Philip; MERTENS, Daniel; VAN DER ZWAN, Natascha. Financialization: an introduction. In: MADER, Philip; MERTENS, Daniel; VAN DER ZWAN, Natascha (org.). **The Routledge international handbook of financialization**. Abingdon: Routledge, 2019.

MATSUMURA, Marcos S.; MOREIRA, Ajax R. B. **Macro factors and the Brazilian yield curve with no arbitrage models**. Rio de Janeiro: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1210).

MERTENS, Karel; RAVN, Morten 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.

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

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

ORHANGAZI, Özgür. Financialisation and capital accumulation in the non-financial corporate sector: a theoretical and empirical investigation on the US economy, 1973-2003. **Cambridge Journal of Economics**, v. 32, p. 863-886, 2008.

PALLEY, Thomas I. **Financialization: what it is and why it matters**. Annandale-on-Hudson: The Levy Economics Institute of Bard College, 2007. (Working Paper, n. 525).

ROSSI, Barbara. **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, Juan F.; WAGGONER, Daniel F.; ZHA, Tao. Structural vector autoregressions: theory of identification and algorithms for inference. **The Review of Economic Studies**, v. 77, n. 2, p. 665-696, 2010.

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

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

VICENTE, José; TABAK, Benjamin M. **Forecasting bond yields in the Brazilian fixed income market**. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, 2007. (Working Paper Series, n. 141).



XIII SEMANA DA ECONOMIA

ECONOMIA, GESTÃO PÚBLICA E SOCIEDADE: DESAFIOS E OPORTUNIDADES PARA O DESENVOLVIMENTO REGIONAL

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