

PROJEÇÃO DA TAXA DE JUROS SELIC NA ECONOMIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE COMPARATIVA ENTRE MODELOS DE PREVISÃO¹

Felipe Vieira Passos

Doutorando em Economia pela Uerj, mestre em Economia pelo Ibmecc-RJ e graduado em Ciências Econômicas pela UFSC. É auditor fiscal da receita do Governo do Estado do Rio de Janeiro.

E-mail: fvieirapassos@yahoo.com

 <https://orcid.org/0000-0003-2887-7501>

Carlos Enrique Carrasco-Gutierrez

Doutor em Economia pela EPGE – Fundação Getúlio Vargas – RJ e doutor em Engenharia Elétrica pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Mestre em Engenharia Elétrica pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Formado em Engenharia Mecânica pela Universidade Nacional de Engenharia (UNI) em Lima, Peru. É coordenador e professor do Programa de Mestrado Profissional em Políticas Públicas da Universidade Católica de Brasília (UCB).

E-mail: carlosenrique@p.ucb.br

 <https://orcid.org/0000-0003-2215-7730>



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional

1 Os autores agradecem pelo apoio concedido pelo CNPq

Como citar este artigo: Passos, F, V.; Carrasco-Gutierrez, C. E. (2023). Projeção da taxa de juros Selic na economia brasileira: Uma análise comparativa entre modelos de previsão. *Revista de Economia Mackenzie*, 20(2), 38–69. doi:10.5935/1808-2785/rem.v20n2p.38–69

Recebido em: 3/3/2023

Aprovado em: 2/10/2023

Resumo

A avaliação das expectativas e do comportamento futuro das taxas de juros na economia está entre as principais áreas da economia monetária e tem assumido protagonismo nos noticiários e pesquisas em todo o mundo. O Brasil adota o regime de metas de inflação, situação em que o Banco Central ajusta a taxa de juros nominal de curto prazo (a taxa Selic) conforme os desvios da inflação em relação à sua meta, o hiato do produto e outras variáveis macroeconômicas. Este trabalho tem como objetivo encontrar um modelo de previsão para a taxa de juros básica. Utilizamos o modelo estrutural da regra de Taylor e os modelos de séries de tempo VAR, ARDL e Sarima. O período analisado corresponde a dados de frequência mensal entre 1/2002 e 6/2021. Os resultados indicam que o modelo ARDL foi o que apresentou o melhor desempenho de previsão. A previsão dinâmica para até seis meses à frente indica boa relação dos valores previstos e valores efetivos observados da taxa Selic. A previsão estática ficou bastante próxima dos valores efetivos e sempre dentro do intervalo de confiança de 95%. Comparando os resultados de previsão do modelo final identificado com a previsão das instituições financeiras por meio do boletim Focus do Banco Central, foi verificado que o modelo econométrico teve desempenho superior, com erro de previsão 16% menor.

Palavras-chave: Métodos de previsão; séries temporais; taxa Selic, Banco Central, Focus.

Classificação *JEL*: E43, E52.

1 INTRODUÇÃO

O conhecimento da taxa de juros futura auxilia os agentes econômicos na formação de expectativas, decisões de consumo, investimento e produção, bem como na condução da política monetária. Pelo fato de a taxa básica de

juros de curto prazo influenciar as demais taxas da economia, podem-se traçar prováveis cenários e estimativas das mais diversas taxas e preços.

Segundo Filiz et al. (2021), um exemplo dessa importância são os bancos, que realizam transformações de maturidade no negócio de empréstimos e ganham com o fato de que os juros de curto prazo dos depósitos são recompensados com taxas de juros mais baixas do que os de longo prazo. No entanto, essa abordagem corre riscos, pois, se as taxas de juros dos depósitos de curto prazo aumentarem consideravelmente, a transformação da maturidade pode levar a prejuízos. Os bancos que efetuam transformações de maturidade são, assim, dependentes da geração de previsões de taxas de juros para o curto prazo da curva de rendimentos.

Dessa forma, a análise das taxas de juros de curto prazo tem assumido cada vez maior relevância no ambiente midiático e acadêmico pelo mundo, em que instituições financeiras, empresas de investimento e institutos de pesquisa econômica elaboram regularmente previsões das taxas de juros.

No âmbito da política monetária, de acordo com Taylor (1993), o processo de decisões pode ser determinado pela taxa de juros de curto prazo e demais taxas de prazo mais longo, pelos desvios da inflação em relação à sua meta e pelo hiato do produto. Essa relação normalmente é denominada “Regra de Taylor”, tendo sido amplamente adotada em vários países nas três últimas décadas. Essa regra costuma ser adotada na literatura como forma de melhor compreender como o Banco Central reage com relação a flutuações econômicas no contexto teórico da utilização da taxa de juros de curto prazo como a meta operacional de implementação da política. Nos estudos em geral, são aplicadas metodologias econométricas com diversas especificações para avaliar a relação entre as variáveis. Exemplos iniciais da literatura estão em Judd e Rudebusch (1998) e em Clarida, Gali e Gertler (2000).

Para o Brasil, após 1999, ano de adoção do regime de metas para a inflação, já existem muitos artigos para estimar a reação do Banco Central do Brasil (BCB). Exemplos mais recentes são Sánchez-Fung (2011), Barbosa, Camêlo e João (2016) e Áragon, Moura e Moura (2018). Os estudos têm especificações, metodologias, dados e intervalos de tempo bastante diversificados. Também a literatura tenta estimar equações para a taxa de juros de longo prazo (neutra) e a própria taxa de curto prazo, a Selic (Sistema Especial de Liquidação e de Custódia), como em D’Agostini e Oreiro (2005), D’Agostini e Dezordi (2007) e Bacciotti (2020). O uso da metodologia de previsão de desempenho para selecionar as regras de Taylor mais adequadas e avaliar a política monetária em economias emergentes foi trazida por Moura e Carvalho (2010).

De fato, o sucesso de previsões de taxas de juros foi examinado em muitos artigos indicados em Filiz et al. (2019), muitos dos quais se concentraram em previsões de tendências das taxas de juros americanas, europeias e asiáticas – há ainda estudos para mercados monetários latino-americanos como Baghstani e Marchon (2012), Miah, Khalifa e Hammoudeh (2016) e Filiz et al. (2021). Usualmente, esses trabalhos verificam se as previsões de taxa de juros pelo mercado podem ser consideradas como tendenciosas ou eficientes. Para isso, analisam se a direção/tendência apontada por instituições e empresas foi correta, ou comparando com modelos bastante simples, como passeio aleatório (*random walk*).

Neste trabalho, a preocupação central é encontrar um modelo de previsão para a taxa Selic no período mensal de 1/2002 a 6/2021. Diferente dos trabalhos anteriores – que buscam estimar apenas a função de reação do Banco Central, a taxa de juros neutra ou o direcionamento das previsões do mercado –, propomos como contribuição estimar o comportamento futuro da taxa de juros por meio de um exercício de previsão comparativo entre diferentes especificações de modelos de séries de tempo.

Os movimentos quase sempre envolvem bastante incerteza, mudanças de variáveis no cenário econômico e decisões de política monetária de acordo com panoramas projetados. Nos últimos anos, a taxa Selic tem apresentado uma tendência de queda, com valor de 19,05% em 1/2002, para 10,85% em 1/2011, até 3,76% em 6/2021, mas com diversas mudanças de direção ao longo do período.

Para estimar o comportamento futuro da taxa de juros, num primeiro momento, a Regra de Taylor pode ser considerada a fim de obter uma especificação aceitável da função e utilizá-la para avaliação da condução da política monetária. Todavia, existem diversos modelos econométricos que podem utilizar as mesmas variáveis e gerar diferentes estimativas para a trajetória da taxa de juros – alguns dos principais modelos são aplicados neste artigo para obter previsões.

Os modelos da Regra de Taylor relacionam a taxa de juros nominal principalmente ao comportamento da inflação e do produto; os modelos de vetores autorregressivos (VAR-VEC) não assumem uma relação causal bem definida, mas aceitam que as diferentes variáveis sejam afetadas entre si com diversas defasagens, sendo úteis para capturar a dinâmica temporal. Modelos de defasagens distribuídas (ARDL) funcionam de forma semelhante, mas são focados em apenas uma equação e suas variáveis dependentes; o modelo univariado clássico (Sarima) define que a série temporal contém toda a informação neces-

sária para seu estudo, de acordo com a ordem de integração, tendência, sazonalidade e ciclo.

Buscamos estimar e comparar os diferentes modelos a fim de aproximar um ajuste que tenha maior acurácia com determinado grau de confiança. A utilidade se revela na medida em que mostra as possibilidades de prováveis movimentos da taxa básica de juros e, conseqüentemente, das demais taxas do mercado formadas pela estrutura a termo. Foram elaboradas várias especificações de modelagens, inclusive com tratamento adequado para quebras e *outliers*, e os resultados comparados por meio de erros de previsão para 1, 3, 6 e 12 passos à frente. Também foi verificado o desempenho em comparação às expectativas do mercado, publicadas no boletim Focus do Banco Central.

Os principais resultados do artigo são os seguintes: (i) o modelo de séries temporais que forneceu os melhores desempenhos de previsão (dentro e fora da amostra) foi o modelo ARDL; (ii) todas as medidas de acurácia do modelo ARDL são superiores às dos demais modelos, a estatística do erro médio absoluto percentual tem valor de 2,31%, 7,18%, 13,69% e 32,46% para 1, 3, 6 e 12 passos à frente, respectivamente, e o erro absoluto médio ficou em torno de 0,12 a 1,42; (iii) o segundo melhor modelo foi o da Regra de Taylor, tendo medidas de acurácia cerca de 10% superiores às do modelo ARDL; (iv) comparando os resultados de previsão anual do modelo identificado, ARDL (4,0,6,0), com a previsão das instituições financeiras por meio do boletim Focus do Banco Central, foi verificado que o modelo econométrico teve desempenho superior, com erro absoluto médio de 1,47, contra 1,75 do relatório de mercado, ou seja, 16% menor.

Esta seção trouxe a introdução. No tópico a seguir será revisada a literatura sobre o tema, bem como analisados trabalhos publicados. A seção 3 traz a metodologia de pesquisa adotada, a seção 4 tem os resultados e a 5 traz as considerações finais sobre o estudo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Em muitos modelos macroeconômicos, considera-se que a taxa de juros nominal reage em resposta a mudanças na taxa inflação e no produto, assim sendo, chamada de função de reação da política monetária. Isso tem importância para prever alterações no principal instrumento utilizado pelos princi-

pais bancos centrais ao redor do mundo. As taxas de juros de curtíssimo prazo podem influenciar as taxas médias e longas do mercado monetário e de bens e serviços. Portanto, a previsão da taxa de juros pode permitir traçar cenários para as mais diversas taxas e preços da economia. Esta seção contém artigos recentes que estimaram a variável por diferentes modelos.

D'Agostini e Oreiro (2005) propõem a metodologia VAR-VEC para estimar a taxa nominal de juros no segundo semestre do ano de 2005. As estimativas são obtidas endogenamente com base na avaliação dos valores correntes e futuros de variáveis como produto, moeda, câmbio e preços. As altas e relativamente constantes taxas de juros da economia, da ordem de 19%, facilitam o trabalho de previsão. Para setembro de 2005, o modelo sugere uma redução da taxa Selic da ordem de 0,25% a.a., a ser fixada pela autoridade monetária.

D'Agostini e Dezordi (2007) estudam a política monetária nos governos brasileiros de FHC (1999-2002) e Lula (2003-2006). Fazem uma Regra de Taylor simples, em que a taxa real de juros é função da taxa de inflação e do hiato do produto. A partir dos parâmetros encontrados e somando a meta de inflação, obtiveram a taxa nominal de juros. Como principal resultado, a equação final sugere que, para o governo atingir a meta de inflação de 2007, fixada em 4,5% a.a., a taxa nominal Selic deveria cair e ter uma média de 11,9% a.a. Sánchez-Fung (2011) também obteve uma função de reação-base e revelou que o BCB se comportou de acordo com o princípio de Taylor, elevando a Selic mais do que o valor em que a inflação esperada ultrapassa a sua meta. Foi inserida a taxa de câmbio flutuante para auxiliar nas análises. A modelagem considerou um ambiente com muitos dados em um painel de 45 séries temporais. A resposta da política trouxe um coeficiente significativo e positivo na função reação, contendo apenas uma variável para o desvio de inflação.

Na pesquisa de Dua, Daje e Sahoo (2008), são desenvolvidos modelos univariados (Arma e Arch/Garch) e multivariados (VAR, VECM e VAR Bayesiano) para prever taxas de curto e longo prazo de taxas do tesouro de 15-91 dias, e taxas de juros sobre títulos do governo com vencimentos (residuais) de um ano, cinco anos e dez anos. Modelos multivariados consideraram fatores como liquidez, taxa de recompra, *spread* de rendimento, taxa de inflação, taxas de juros estrangeiras e prêmio a prazo. O artigo informou que os modelos multivariados geralmente superaram os univariados em horizontes de previsão mais longos. Vereda, Lopes e Fukuda (2008) fazem uma abordagem semelhante para chegar a conclusões quanto à superioridade de determinadas modelagens. A principal conclusão é simples: se alguém está interessado em cal-

cular previsões de curto prazo, não há melhora significativa em incorporar informações diferentes das já passadas; no entanto, se alguém se preocupa com o longo prazo (por exemplo, no caso das seguradoras de pensões), então o conteúdo de informação das variáveis macro e estrutura a termo podem melhorar o desempenho da previsão.

Barbosa, Camêlo e João (2016) aplicam outros dados, estimando a taxa de juros natural como sendo a taxa de juros internacional mais duas variáveis: prêmio de risco do país e do câmbio. Dessa forma, foi obtida a taxa de juros natural e a Regra de Taylor para 2003 até 2015. A taxa natural variou no tempo e foi usada na Regra de Taylor. Foram utilizadas ainda variáveis *dummy* para testar a mudança no comportamento do BCB em relação à inflação, ao hiato de produto e ao câmbio para o governo Dilma. A evidência empírica não rejeitou a hipótese de que os coeficientes de hiato da inflação e do produto mudaram no mandato.

Já em Bacciotti (2020), a decisão da política monetária é aproximada pela equação que relaciona a taxa Selic com um componente autorregressivo, a taxa nominal de juros natural, o desvio da inflação em relação à meta e o hiato do produto. O artigo de Moura e Carvalho (2010) examina diversas economias latino-americanas, estimando, com dados similares (mais taxa de câmbio e variações de cálculo das demais séries) um total de 16 especificações alternativas para a Regra de Taylor. A forma funcional mais apropriada para cada país foi obtida por meio de medidas de desempenho de previsão fora da amostra.

Ainda sob o ponto de vista do desempenho das projeções, Filiz et al. (2021) avaliaram as previsões de taxas de juros para os mercados monetários na Argentina, Brasil, Chile, México e Venezuela que foram publicados no período de 2001 a 2019 na revista *Latin American Consensus Forecasts*. Foram usados testes de Diebold-Mariano, de precisão e viés de sinal e coeficiente Tota. Basicamente, foram comparadas as previsões de tendências de taxas de 4 e 13 meses à frente estimadas por diversas instituições (bancos, universidades, consultorias etc.) *versus* a previsão de um modelo simples de passeio aleatório (*random walk*). Como resultado, identificaram que o trabalho de previsão realizado no Brasil, no Chile e no México seria bem-sucedido.

Áragon, Moura e Moura (2018) analisaram a reação da política monetária às oscilações na taxa de câmbio e preços das ações a partir do período de metas de inflação. Verificaram também como a taxa de juros nominal tem respondido aos desvios positivos e negativos do hiato dos preços dos ativos. Para isso, diferentes especificações da função de reação do BCB foram estimadas

pelo método generalizado dos momentos (GMM). Os resultados indicaram que, no curto prazo, o BCB tem respondido de forma simétrica aos hiatos da taxa de câmbio – tanto positivos como negativos –, mas não tem reagido ao hiato do preço das ações. As estimativas dos parâmetros da função de reação indicaram que apenas a resposta de longo prazo da taxa Selic ao hiato da inflação esperada foi significativa. Isso de acordo com a teoria de que a autoridade monetária deve responder aos preços dos ativos apenas indiretamente, na medida em que esses preços sinalizem alterações na inflação esperada.

Ahmed et al. (2017) tentam descobrir qual é o modelo de previsão Arima que fornece o melhor resultado para previsão da *Karachi Inter Bank Offer Rates* (Kibor), taxa de juros média na qual os bancos desejam emprestar dinheiro a outros bancos no Paquistão. Os pesquisadores usaram taxas de seis meses de Kibor; os dados são de quatro anos, de 2012 a 2015. Os resultados são significativos a 1%, a previsão de taxas mostra que as taxas ficaram muito próximas da real. Os resultados revelaram que não há evidência de autocorrelação e não há erro amostral, com um modelo útil e robusto. Pejović e Karadžić (2020), por sua vez, recomendam a abordagem de Box-Jenkins e de modelos vetoriais autorregressivos na modelagem e previsão de taxas de juros em Montenegro. A análise empírica foi feita sobre os dados de valores mensais da taxa de juros média ponderada de empréstimos dos bancos sobre novos empréstimos no período de dezembro de 2011 a janeiro de 2018. Os resultados sugerem o uso da abordagem Box-Jenkins e do modelo AR estimado para a previsão da taxa de juros, uma vez que este apresenta melhor desempenho do que o modelo VAR.

3

METODOLOGIA

Para a metodologia de pesquisa, são aplicados quatro modelos para a estimativa da taxa de juros da economia: (1) Regra de Taylor; (2) VAR; (3) ARDL e (4) Sarima. O primeiro método ajusta uma função de reação do BCB que relaciona a taxa de juros à inflação, meta de inflação e hiato do produto. O segundo e o terceiro são modelos multivariados em que variáveis de diferentes defasagens influenciam umas às outras. O último é um modelo univariado tradicional que relaciona a própria série apenas aos seus valores passados, com dinâmica própria.

3.1 Modelo Regra de Taylor

Bacciotti (2020) relaciona a decisão de política monetária aproximando, por uma regra de Taylor, a equação que relaciona a taxa Selic (i_t) – taxa de juros nominal que é o instrumento de política monetária do Banco Central – com seu componente “autorregressivo” ajustado para a taxa de juros real (r_{t-1}), a taxa de juros nominal natural ($r_n + \Pi_t^*$), o desvio da inflação em relação à meta ($\Pi_t - \Pi_t^*$) e o hiato do produto (hiatot).

$$i_t = \rho r_{t-1} + (1 - \rho)(r_n + \Pi_t^*) + \phi_\pi(\Pi_t - \Pi_t^*) + \phi_h \text{hiato}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que ρ representa o coeficiente associado ao termo regressivo ajustado, ϕ_π o coeficiente associado à sensibilidade da autoridade monetária em relação ao desvio da inflação e ϕ_h , o coeficiente relacionado à sensibilidade ao hiato do produto.

No longo prazo, quando o PIB efetivo é igual ao PIB potencial (hiato = 0) e a taxa de inflação está ancorada na meta ($\Pi_t = \Pi_t^*$), o valor estimado para a taxa Selic caminha para o valor da taxa de juros nominal natural. Assim como o hiato do produto, a taxa de juros real natural é uma variável não observada e com grande incerteza associada à sua estimação. A variável constitui, no entanto, um ponto de referência na condução da política monetária sob o regime de metas de inflação, pois representa a taxa de juros consistente com o crescimento do PIB igual ao crescimento potencial e com a taxa de inflação na meta. A taxa de juros, estando abaixo da taxa natural, estimula a atividade econômica. Quando a taxa de juros se posiciona acima da taxa natural, seu efeito sobre o produto é contracionista. O Banco Central não divulga suas estimativas para essa variável.

Uma forma simplificada de estimar a taxa de juros natural consiste na extração da tendência da taxa de juros real *ex-ante* por meio de filtros estatísticos, como o filtro Hodrick-Prescott (HP). O mesmo vale para o hiato do produto, que é o desvio do produto em relação ao potencial (obtido pelo filtro HP), ou seja, a tendência de longo prazo.

Uma vez definida a taxa nominal de juros, a taxa real (*ex-ante*) é calculada a partir da taxa de contratos futuros de um ano (taxa de juros nominal swap pré-DI de 360 dias), descontada a expectativa de inflação dos próximos 12 meses.

Cabe salientar que artigos como de Moura e Carvalho (2010) estimam inúmeras variações da Regra de Taylor com pequenas mudanças de cálculo de variáveis, e porventura acrescentando séries como taxa de câmbio e moeda para robustecer as análises. No presente estudo, será adotada uma especificação parecida com a de Bacciotti (2020) e uma das variações de Moura e Carvalho (2010). Em relação ao primeiro artigo, dessa vez será feito melhor tratamento para a raiz unitária das séries temporais [apenas o hiato é $I(0)$, conforme Tabela 2 da seção 4] e com parâmetro autorregressivo da variável dependente, conferindo maior grau de precisão às estimações.

$$\Delta i_t = \rho \Delta i_{t-1} + (1 - \rho) \Delta (r_n + \Pi_t^*) + \phi_n \Delta (\Pi_t - \Pi_t^*) + \phi_h \text{hiato}_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Foram estimados cinco modelos diferentes: o da equação (1) não produziu boas previsões, pois a variável dependente defasada estava na forma real; o da equação (2), que forneceu os melhores resultados; e mais três modelos com o agregado monetário M3 e taxa de câmbio juntos, ou somente um deles.

■ 3.2 Modelo VAR-VEC

Neste modelo de séries de tempo – usado também em D’Agostini e Oreiro (2005) e Pejović e Karadžić (2020) –, a representação é por um sistema de equações, em que cada variável é definida endogenamente com base nos valores correntes e passados das outras variáveis. Assim, o modelo é mais amplo no sentido de considerar que todas as variáveis se influenciam, umas mais, outras menos. De acordo com Enders (2014), se duas ou mais variáveis não estacionárias parecem ter tendências comuns entre si, então é interessante estudar suas tendências conjuntamente. Pode haver uma relação de equilíbrio a longo prazo entre elas (elementos estocásticos em comum), existindo alguma combinação linear (vetor) estacionária. Seja o modelo VAR:

$$Y_t = \Phi D_t + \Pi_1 Y_{t-1} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Com D_t sendo o termo determinístico. Se o modelo VAR(p) tem raízes unitárias, então:

$$\det (I_n - \Pi_1 z - \dots - \Pi_p z^p) = 0 \rightarrow \det (\Pi) = 0 \quad (4)$$

e Π é singular. Se há raízes no círculo unitário, então algumas ou todas as variáveis em Y_t são I(1) e elas podem cointegrar.

O teste de Johansen (1988) é baseado na relação entre o posto de uma matriz e as suas raízes características, podendo ser entendido como uma generalização multivariada do teste de ADF. Sendo Y_t cointegrável, então a representação VAR não é a mais adequada, porque as relações de cointegração não aparecem explicitamente. As relações de cointegração se tornam aparentes se o VAR no nível for transformado em modelo de vetor de correção de erros (VEC). Desse modo, se Π é singular, então é de posto reduzido, ou seja: $\text{posto}(\Pi) = r < n$. Nesse caso, há dois cenários a considerar:

1. $\text{Posto}(\Pi) = 0$. Isso implica $\Pi = 0$ e $Y_t \sim I(1)$ e não é cointegrável. E a representação correta é um VAR(p-1) em primeiras diferenças:

$$\Delta Y_t = \Phi D_t + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

2. Se $0 < \text{posto}(\Pi) = r < n$, então Y_t é I(1), com r vetores de cointegração linearmente independentes e n-r tendências estocásticas comuns (raízes unitárias). Se a matriz Π tem posto r, ela pode ser reescrita como sendo o seguinte produto:

$$\Pi_{(n \times n)} = \alpha_{(n \times r)} \beta'_{(r \times n)} \quad (6)$$

Em que α e β são (n x r) matrizes com $\text{posto}(\alpha) = \text{posto}(\beta) = r$. As colunas de β' formam uma base para os r vetores de cointegração e os elementos de distribuem o impacto de curto prazo dos vetores de cointegração na evolução de ΔY_t . O VEC então é dado por:

$$\Delta Y_t = \Phi D_t + \alpha \beta' Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Sendo que $\beta'Y_{t-1} \sim (0)$, e β' é o vetor de cointegração. Existem dois testes principais para detectar cointegração. A estatística do traço constrói a hipótese nula de r vetores de cointegração como:

$$\lambda_{\text{traço}} = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (8)$$

A hipótese alternativa é que há mais do que r relações de cointegração. Já na estatística do máximo autovalor, a hipótese nula é de no máximo r vetores de cointegração e é calculada como:

$$\lambda_{\text{max}} = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (9)$$

Em que a hipótese alternativa é que há $r+1$ relações de cointegração.

■ 3.3 Modelo ARDL

Neste modelo, ainda não aplicado pela literatura de previsão de taxas de juros, considera-se a desvantagem do teste de cointegração de Johansen, que não pode ser aplicado diretamente se as variáveis de interesse forem de ordem mista de integração ou todas elas forem não estacionárias, pois este método requer que todas as variáveis sejam $I(1)$. Um ARDL é um modelo baseado em mínimos quadrados ordinários (OLS), que é aplicável tanto para séries temporais não estacionárias quanto para séries temporais com ordem mista de integração. Esse modelo leva um número suficiente de defasagens para capturar o processo de geração de dados em uma estrutura de modelagem geral para específica, conforme Pesaran e Pesaran (1997) e Pesaran et al. (2001).

Um modelo dinâmico de correção de erros (ECM) pode ser derivado de ARDL por meio de uma transformação linear simples. Da mesma forma, o ECM integra a dinâmica de curto prazo com o equilíbrio de longo prazo sem perder informações de longo prazo e evita problemas como relacionamento espúrio resultante de dados de séries temporais não estacionárias. Para ilustrar a abordagem de modelagem ARDL, o seguinte modelo simples pode ser considerado, como em Shrestha e Bhattab (2018):

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \delta z_t + e_t \quad (10)$$

A versão de correção de erros do modelo ARDL é dada por:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varepsilon_i \Delta z_{t-i} + \lambda_1 y_{t-1} + \lambda_2 x_{t-1} + \lambda_3 z_{t-1} + u_t \quad (11)$$

A primeira parte da equação com β , δ e ε representa a dinâmica de curto prazo do modelo. A segunda parte com λ_s representa a relação de longo prazo. A hipótese nula na equação é $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = 0$, o que significa inexistência de relação de longo prazo.

■ 3.4 Modelo Sarima

Considerando-se que as séries de tempo econômicas e financeiras, em geral, apresentam componentes estáveis e componentes móveis autorregressivos, de tendência, sazonalidade e com movimentos cíclicos, as previsões podem ser feitas com modelos Arima. Dua, Daje e Sahoo (2008), Ahmed et al. (2017) e Pejović e Karadžić (2020) também utilizam a modelagem para prever taxas de juros.

Modelos Arima são capazes de produzir, com poucos parâmetros, séries temporais com comportamentos bem variados. O pressuposto é que a série temporal de interesse foi gerada a partir de algum mecanismo gerador de dados desconhecido, e a modelagem procura construir uma aproximação razoável para o verdadeiro mecanismo (Aiube, 2013).

Na estimação de modelos que envolvem termos de médias móveis, não é possível utilizar o método de mínimos quadrados ordinários, pois não existem valores defasados do erro. Dessa forma, é preciso estimar e reestimar o modelo capturando os resíduos da regressão, o que é feito com a utilização de métodos iterativos (*back-forecast*) e otimização não linear.

Conforme Brockwell e Davis (2010), um modelo Arima (p, d, q) para determinada série de tempo y_t é um modelo no qual y_t é integrável de ordem d. A série estacionária $(1-B)^d Y_t$ é então modelada por um processo Arma (p, q),

com p termos autorregressivos e q componentes de médias móveis. A especificação Sarima é denotada por Arima $(P, D, Q)_s$, em que P é a ordem do componente autorregressivo sazonal, D é a ordem das diferenças sazonais e Q é a ordem da média móvel sazonal.

Devido às propriedades das séries de tempo, que apresentam tendência, sazonalidade e movimentos cíclicos, é desejável combinar o modelo Arima tradicional com o modelo Sarima, obtendo-se então o modelo Arima $(p, d, q) (P, D, Q)_s$, cuja forma mais geral pode ser definida como em Brockwell e Davis (2010). Isto é, se d e D são números inteiros não negativos, então $\{X_t\}$ é um processo Arima sazonal $(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$, com periodicidade sazonal s se a série diferenciada é um processo Arma:

$$Y_t = (1 - B)^d(1 - B^s)^D X_t \quad (12)$$

$$\phi(B)\Phi(B^s)Y_t = \theta(B)\Theta(B^s)Z_t \quad (13)$$

Onde os polinômios $\phi(z)$, $\Phi(z)$, $\theta(z)$ e $\Theta(z)$ são definidos como:

$$\begin{aligned} \phi(z) &= 1 - \phi_1 z - \dots - \phi_p z^p, \\ \Phi(z) &= 1 - \Phi_1 z - \dots - \Phi_p z^p, \\ \theta(z) &= 1 - \theta_1 z - \dots - \theta_q z^q \text{ e} \\ \Theta(z) &= 1 - \Theta_1 z - \dots - \Theta_Q z^Q \end{aligned}$$

4

RESULTADOS

■ 4.1 Base de dados

As variáveis utilizadas neste estudo foram obtidas nos *sites* do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil e Ipeadata. A frequência dos dados é mensal, correspondente ao período de 1/2002 a 6/2021. A descrição dos dados é apresentada a seguir:

– Taxa nominal de juros – taxa Selic acumulada no mês anualizada base 252 – % a.a.

– Taxa swaps-DI-pré-taxa referencial – swaps – DI x prefixada – 360 dias – fim de período - (% a.a.)

– Inflação – expectativa média de inflação – IPCA – taxa acumulada para os próximos 12 meses (% a.a.)

– Meta de inflação – histórico de metas de inflação definidas pelo Conselho Monetário Nacional (% a.a.)

– Taxa real de juros – calculada a partir da taxa de contratos futuros de um ano (taxa de juros nominal swap pré-DI de 360 dias) descontada a expectativa de inflação dos próximos 12 meses

– Taxa natural de juros – extração da tendência da taxa de juros real *ex-ante* por meio do filtro HP

– Produto – logaritmo natural do PIB mensal – valores correntes (R\$ milhões), deflacionado pelo IPCA (06/2021 = 100) e dessazonalizado pelo método multiplicativo census X-13 Arima

– Hiato do produto – desvio do produto em relação ao potencial (filtro HP)

Foram testadas ainda especificações com as séries de moeda (M3) e taxa de câmbio, mas estas não melhoraram as estimações sob o ponto de vista dos critérios de informação nos diversos modelos.

Para se ter uma visualização mais clara do comportamento, ao longo do tempo, da dinâmica das taxas de juros no período de 2002-2021, é apresentada a Figura 1 com a taxa básica de juros da economia. É possível visualizar as diferentes condições monetárias, a consistente redução das taxas de juros e a melhora do cenário macroeconômico. A tendência de queda nas taxas de juros vem sendo observada sistematicamente desde meados de 2003, e também fortemente a partir do final do ano de 2016. Houve alguns períodos de aumento (cerca de cinco ciclos) ao longo do tempo, principalmente no início do governo Lula (início de 2003) e entre 2013 e 2016, com a desordem das contas públicas e a inflação elevada no governo Dilma. O movimento acompanha o regime de metas de inflação (preços diminuindo, juros mais baixos).

Figura 1

Evolução da taxa nominal de juros



Fonte: Elaborada pelos autores.

■ 4.2 Resultados

A Tabela 1 relata as estatísticas descritivas para as variáveis principais empregadas na análise. São relatadas a média, o desvio padrão, os valores mínimo e máximo, assimetria e curtose para cada variável. A taxa Selic nominal mostrou-se elevada, com média em 11,83% e desvio padrão de 5,23%. O valor máximo alcançou 26,32%. A variável taxa Selic natural + meta IPCA acompanha a anterior, mas tem valores menores, porquanto a taxa natural é uma tendência média ao longo do período. Já o excesso de inflação esperada sobre a meta apresentou uma distribuição assimétrica à direita e bastante concentrada nos valores mais baixos, com média em 0,74%. Ao contrário, o hiato teve assimetria negativa, mas também com valores concentrados em torno de -0,0128%.

Tabela 1

Estatísticas descritivas

	Selic Nominal	Selic Natural + Meta IPCA	Expectativa IPCA 12 Meses - Meta IPCA	Hiato
Média	11,83	11,04	0,74	-0,0128
Mediana	11,39	10,40	0,48	0,0134
Máximo	26,32	20,58	9,74	4,7276
Mínimo	1,90	3,34	-1,50	-10,9921
Desvio padrão	5,23	4,07	1,54	2,1981
Assimetria	0,44	0,42	2,65	-0,7770
Curtose	3,21	2,60	13,81	5,2328

Fonte: Elaborada pelos autores.

Para avaliação da estacionariedade das séries temporais, foram aplicados os testes de raiz unitária ADF, DF-GLS e $MADF^{GLS}$, com termos de intercepto e de tendência linear, para variáveis em nível e primeira diferença. Os testes têm como hipótese nula a existência de raiz unitária, não estacionariedade. A hipótese nula de cada teste é rejeitada se a estatística do teste exceder (em termos absolutos) o valor crítico. Os resultados do primeiro (ADF) foi confirmado pelo segundo (DF-GLS) – de maior potência. Ainda, para análise mais cuidadosa da raiz unitária, foi aplicado teste da nova geração $MADF^{GLS}$ que modela possíveis quebras estruturais – seja uma mudança abrupta (*additive outlier* – $MADF-AO^{GLS}$) ou alteração gradual (*innovation outlier* – $MADF-IO^{GLS}$) – que possivelmente afetaram a economia brasileira no período.

Os resultados obtidos pelos testes (Tabela 2) indicam que, com exceção do hiato do produto – que é integrado de ordem igual à zero, $I(0)$ –, as séries são não estacionárias em nível, mas, quando aplicada a primeira diferença, a raiz unitária é eliminada, mostrando que as séries originais são integradas de ordem 1, $I(1)$. Os testes ADF e DF-GLS confirmaram os resultados entre si. No caso dos testes com quebras estruturais, os resultados foram em sua maioria favoráveis à confirmação dos exercícios anteriores, exceto para um ou outro caso, como para a variável expectativa do IPCA 12 meses + meta IPCA no teste $MADF-AO^{GLS}$. Todavia, cabe destacar que foram aplicados mais alguns testes de quebras quando da estimação dos modelos, e que vieram a confirmar *outliers*.

Tabela 2

Testes de raiz unitária

	Selic Nominal	Selic Natural + Meta IPCA	Expectativa IPCA 12 Meses - Meta IPCA	Hiato
Nível				
ADF (μ)	-1,54	-1,41	-2,75	-4,71**
ADF (μ e δ)	-3,14	-1,66	-2,41	-4,69**
DF-GLS (μ)	-0,37	-1,25	-1,60	-2,43**
DF-GLS (μ e δ)	-2,64	-0,80	-2,86	-3,73**
MADF-AO ^{GLS} (μ)	-3,77	-3,39	-5,39**	-7,36**
MADF-AO ^{GLS} (μ e δ)	-5,51	-6,08**	-6,10**	-7,36**
MADF-IO ^{GLS} (μ)	-3,70	-4,30	-4,35	-6,99**
MADF-IO ^{GLS} (μ e δ)	-5,92**	-4,62	-5,03	-7,01**
1ª Diferença				
ADF (μ)	-6,04**	-7,81**	-9,56**	-
ADF (μ e δ)	-6,03**	-7,84**	9,54**	-
DF-GLS (μ)	-6,06**	-2,78**	-9,51**	-
DF-GLS (μ e δ)	-6,00**	-5,53**	-9,56**	-
MADF-AO ^{GLS} (μ)	-7,84**	-12,45**	-13,09**	-
MADF-AO ^{GLS} (μ e δ)	-7,48**	-14,42**	-14,54**	-
MADF-IO ^{GLS} (μ)	-6,75**	-12,39**	-12,86**	-
MADF-IO ^{GLS} (μ e δ)	-6,51**	-14,30**	-14,21**	-

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: (**) denota rejeição da hipótese nula de raiz unitária ao nível de significância a 5%, com intercepto (μ), intercepto e tendência (μ e δ), conforme o caso. Para ADF apenas com μ o valor crítico do teste é $-2,87$, e com μ e δ é $-3,43$. Para DF-GLS, apenas com μ o valor crítico do teste é $-1,94$, e com μ e δ é $-2,92$. Para MADF-AO^{GLS} e MADF-IO^{GLS}, cada teste tem um valor crítico específico, e por isso apenas a significância estatística foi apresentada. Número de defasagens sugeridas por Schwarz. A hipótese nula de cada teste é rejeitada se a estatística do teste exceder (em termos absolutos) o valor crítico.

4.3 Escolha de modelos

São estimadas especificações diferentes para cada modelo (Regra de Taylor, VEC, ARDL e Sarima) abrangendo o período de 1/2002 a 6/2016, sendo equivalente a cerca de $\frac{2}{3}$ da amostra, para escolha do modelo. Os períodos restantes, de 7/2016 a 6/2021, de $\frac{1}{3}$ final da amostra, são destinados à avaliação do desempenho das previsões. Em todos os modelos, o software de referência identificou *outliers* nos períodos 10/2002, 1/2003, 2/2003, 8/2003 e 9/2003, sendo assim aplicados a todas as especificações.

O modelo da Regra de Taylor a ser escolhido é o de menor critério de informação (AIC, SC e HQ), haja vista que o trabalho se propõe a elaborar modelos de previsão, sendo os referidos critérios usualmente aplicados pela literatura para escolha entre diferentes especificações. A análise foi feita entre o modelo da equação (2) e o mesmo modelo com inclusão das variáveis meios de pagamento – M3 – e taxa de câmbio. Caso a última especificação tivesse sido superior, as variáveis M3 e taxa de câmbio seriam adicionadas também aos outros modelos econométricos, para fins de uniformidade, porém não foi isso que aconteceu.

A Tabela 3 traz os resultados e mostra que o modelo sem M3 e sem taxa de câmbio foi o que apresentou menores critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quim (HQ), sendo de $-0,327115$, $-0,162421$ e $-0,260294$, respectivamente.

Tabela 3

Escolha do modelo – Regra de Taylor

Modelo / Critério de Informação	AIC	SC	HQ
Regra de Taylor	$-0,327115^*$	$-0,162421^*$	$-0,260294^*$
Regra de Taylor com M3	$-0,317234$	$-0,134240$	$-0,242989$
Regra de Taylor com Taxa de Câmbio	$-0,322347$	$-0,139353$	$-0,248101$
Regra de Taylor com M3 e Taxa de Câmbio	$-0,317383$	$-0,116090$	$-0,235713$

Fonte: Elaborada pelos autores.

O modelo VEC a ser escolhido é o de menor valor para os critérios de informação (AIC e SC, conjuntamente) dentre três diferentes especificações de sistemas. A primeira é a que tem defasagens escolhidas de acordo com o teste de seleção *lag length criteria* de AIC, a segunda é de acordo com SC e a terceira especificação é baseada no critério de HQ. A Tabela 4 traz o número de defasagens ótimo de acordo com o teste *lag length criteria* para até oito defasagens. Para o critério AIC, a defasagem adequada é de sete, para SC é uma e para HQ é duas. Considerou-se como melhor modelo o de sete defasagens, por ter apresentado melhores testes de diagnóstico para não autocorrelação. Por fim, no teste de cointegração de Johansen, Tabela 5, foram encontrados três vetores de cointegração, tanto pela estatística do traço quanto do máximo autovalor ao nível de significância de 5%. Dessa forma, o modelo VEC final teve cinco defasagens e três vetores de cointegração.

Tabela 4

Escolha do modelo – VEC

Defasagens VAR / Critério de Informação	AIC	SC	HQ
0	5,481917	5,933691	5,665308
1	3,147885	3,900841*	3,453536
2	2,946727	4,000866	3,374638*
3	2,984679	4,340001	3,534851
4	2,869836	4,526340	3,542269
5	2,841866*	4,799553	3,636559
6	2,896714	5,155583	3,813667
7	2,847949	5,408001	3,887163
8	2,948854	5,810089	4,110329

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 5

Teste de cointegração de Johansen – VEC

Nº de Vetores de Cointegração (r)	Estatística Traço	Prob.	Estatística Máx. Autovalor	Prob.
r = 0	125,2311***	0,0000	61,5060***	0,0000
r ≥ 1	63,7251***	0,0001	31,7777***	0,0072
r ≥ 2	31,9474***	0,0077	21,6861**	0,0228
r ≥ 3	10,2614	0,1158	10,2614	0,1158

Fonte: Elaborada pelos autores.

Para o método de ARDL, o modelo a ser escolhido é, dentre as especificações testadas – com máximo de oito defasagens –, o com menores critérios de informação (AIC, SC e HQ) e que apresentasse pelo menos resultado tão bom quanto outra especificação. Como nenhuma especificação foi igual à outra, relativamente ao componente expectativa do IPCA 12 meses – meta de inflação –, então foi incluída a medida de máxima verossimilhança para fins de desempate. O modelo final escolhido foi o ARDL (4,0,6,0), com: quatro defasagens da taxa Selic: Selic natural + meta de inflação apenas em nível; seis defasagens para expectativa do IPCA 12 meses – meta de inflação; e hiato do produto apenas em nível.

Tabela 6

Escolha do modelo – ARDL

Modelo / Critério	AIC	SC	HQ	Máx. Verossimilhança
ARDL(4,0,6,0)	-0,458604*	-0,429397	-0,439215	57,29343*
ARDL(4,0,1,0)	-0,103862	-0,170116*	-0,161413	50,28408
ARDL(4,0,2,0)	-0,314622	-0,324176	-0,326478*	52,11367

Fonte: Elaborada pelos autores.

O modelo Sarima a ser escolhido é o de menor critério de informação (AIC, SC e HQ), comparando-se a metodologia *Box-Jenkins* – procedimento-padrão na literatura – e o modelo escolhido pelo *software* JDemetra+ desenvolvido e publicado pela Eurostat – Instituto de Estatística da União Europeia. A utilização de modelos Sarima, mesmo quando identificados automaticamente por algum *software*, pode gerar previsões um passo à frente tão acuradas quanto as obtidas por profissionais experientes (ver Texter & Ord, 1989 e Harvey & Todd, 1983).

O modelo obtido pela metodologia *Box-Jenkins* resultou na especificação Sarima[(4,1,0)(0,0,0)]_s, enquanto no *software* JDemetra+ foi Sarima[(3,1,1)(0,0,0)]_s. A Tabela 7 apresenta os resultados, indicando que o modelo Sarima[(3,1,1)(0,0,0)]_s tem menores critérios de informação, sendo -0,11761 (AIC), 0,064557 (SC) e -0,043767 (HQ).

Tabela 7

Escolha do modelo – Sarima

Modelo / Critério de Informação	AIC	SC	HQ
Sarima[(4,1,0)(0,0,0)] _s	-0,11761	0,082892	-0,036265
Sarima[(3,1,1)(0,0,0)] _s	-0,11771	0,064557	-0,043767

Fonte: Elaborada pelos autores.

■ 4.4 Desempenho de previsões

A escolha do modelo final baseia-se no critério de desempenho de previsão fora da amostra, e para tal são comparadas as previsões para 1, 3, 6 e 12 passos à frente, usando as observações que não foram utilizadas na fase de identificação, estimação e teste dos modelos, lembrando que o período de 1/2002 a 6/2016, 2/3 da amostra foi para escolha do modelo. O período restante, de 7/2016 a 6/2021, de 1/3 final da amostra, é para previsão.

Os resultados de previsão dinâmica fornecem os valores previstos para os períodos $t+1$, $t+2$, ..., $t+12$, utilizando a informação do preço até o período t .

Na previsão estática, os valores dos preços a cada período são obtidos usando a informação efetiva do período anterior, ou seja, fornecem valores adequados um passo à frente. Por esse motivo, os erros cometidos pela previsão estática são menores. Dessa forma, a previsão para o horizonte de um passo à frente foi realizada por meio do método estático finalizado no tempo t (6/2016) dentro da amostra e se iniciando no tempo $t + 1$ fora da amostra (7/2016). Para os horizontes de 3, 6 e 12 passos à frente, o método utilizado foi o dinâmico, com uma janela móvel para os períodos da previsão.

Foram verificados os resultados da previsão das melhores especificações de cada modelo da subseção 4.1, quais sejam: Regra de Taylor (especificação semelhante a Bacciotti [2020]), VEC (cinco defasagens e três vetores de cointegração), ARDL(4,0.6.0) e Sarima[(3,1,1)(0,0,0)]₁₂. A Tabela 7 mostra as estatísticas de desempenho de previsão dos modelos identificados. As medidas de acurácia são calculadas por meio do erro quadrado médio (RMSE), do valor médio dos erros absolutos (MAE) e do erro percentual absoluto médio (Mape), sendo que a forma de cálculo de cada um consta na tabela anexa ao artigo. Menores valores dessas medidas simbolizam melhores modelos.

Todas as medidas de acurácia mostram que o modelo ARDL é superior aos demais. A estatística Mape tem valores de 2,31%, 7,18%, 13,69% e 32,46% para 1, 3, 6 e 12 passos à frente, respectivamente. O MAE ficou em torno de 0,12 a 1,42, o que significa que a taxa Selic estimada ficou, em média, bastante próxima da taxa efetiva. Quanto ao RMSE, que equivale ao MAE ao quadrado, os valores ficaram entre 0,17 e 1,87, para 1 e 12 passos à frente, respectivamente. O segundo melhor modelo foi o da Regra de Taylor, tendo medidas de acurácia cerca de 10% superiores ao modelo ARDL. O modelo VEC apresentou bons resultados apenas nas previsões 1 passo à frente, não sendo adequado para maiores horizontes. O modelo univariado apresentou maiores níveis de erros.

Tabela 8

Medidas de desempenho da previsão fora da amostra

Previsão em horizontes h				
Modelos / h	1	3	6	12
RMSE				
Regra de Taylor	0,2036	0,4810	1,0134	2,0157
VEC	0,1907	0,5414	1,4716	4,3967
ARDL	0,1764*	0,4460*	0,9479*	1,8701*
Sarima	0,2203	0,5969	1,4327	3,2978
MAE				
Regra de Taylor	0,1325	0,3625	0,7793	1,6300
VEC	0,1242	0,4040	1,1874	3,8920
ARDL	0,1178*	0,3432*	0,7152*	1,4263*
Sarima	0,1413	0,4393	1,1568	2,9794
Mape				
Regra de Taylor	2,5132	7,4979	15,7714	35,7915
VEC	2,5763	9,1234	27,6052	92,9932
ARDL	2,3115*	7,1805*	13,5917*	32,4617*
Sarima	2,7122	9,4319	24,3877	68,6344

Fonte: Elaborada pelos autores.

Em resumo, a melhor especificação foi o ARDL (4,0,6,0), sendo que isso provavelmente se deve ao conteúdo informacional que trazem as quatro defasagens da taxa Selic e as seis defasagens da expectativa de inflação para 12 meses menos a meta de inflação. Essa última variável é importante porque a autoridade monetária tende a monitorar os desvios da inflação em relação à meta durante algum período até fazer o ajuste das taxas de juros. O hiato do produto, portanto, talvez seja um pouco menos importante do que a inflação para a decisão de política monetária. Por fim, como apenas um modelo foi superior em relação a todos os outros, e para todos os horizontes de previsão, não foi necessário fazer combinações dos diferentes métodos estimados.

O modelo estimado pela especificação ARDL(4,0,6,0) é mostrado na Tabela 9, a seguir.

Tabela 9

Modelo ARDL(4,0,6,0) Variável Dependente Δi_{t-1}

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística-t	Prob.
Δi_{t-1}	0,539731***	0,065171	8,281794	0,0000
Δi_{t-2}	0,168847**	0,072655	2,323945	0,0215
Δi_{t-3}	0,137640*	0,075292	1,828070	0,0696
Δi_{t-4}	-0,180620***	0,057104	-3,162993	0,0019
$\Delta(r_n + \Pi_t)$	0,243409**	0,104234	2,335217	0,0209
$\Delta(\Pi_n - \Pi_t)$	0,105017**	0,046737	2,246961	0,0261
$\Delta(\Pi_{t-1} - \Pi_{t-1})$	0,037257	0,043621	0,854114	0,3944
$\Delta(\Pi_{t-2} - \Pi_{t-2})$	0,089396*	0,047030	1,900827	0,0593
$\Delta(\Pi_{t-3} - \Pi_{t-3})$	0,109840**	0,049424	2,222397	0,0278
$\Delta(\Pi_{t-4} - \Pi_{t-4})$	-0,029248	0,042847	-0,682619	0,4959
$\Delta(\Pi_{t-5} - \Pi_{t-5})$	0,044114	0,041763	1,056299	0,2926
$\Delta(\Pi_{t-6} - \Pi_{t-6})$	0,077659*	0,040152	1,934116	0,0550
hiato _t	0,013019*	0,007782	1,672962	0,0964
Outler_10/2002	1,332702***	0,216455	6,156941	0,0000
Outler_01/2002	0,121664	0,285651	0,425918	0,6708
Outler_02/2002	-1,075696***	0,262086	-4,104368	0,0001
Outler_08/2002	-0,993714***	0,202208	-4,914317	0,0000
Outler_09/2002	-1,044931***	0,212538	-4,916432	0,0000
C	0,013175	0,015514	0,849237	0,3971
R ²	0.892846	Estatística F		68.51041
R ² Ajustado	0.879814	Durbin-Watson		1,837753

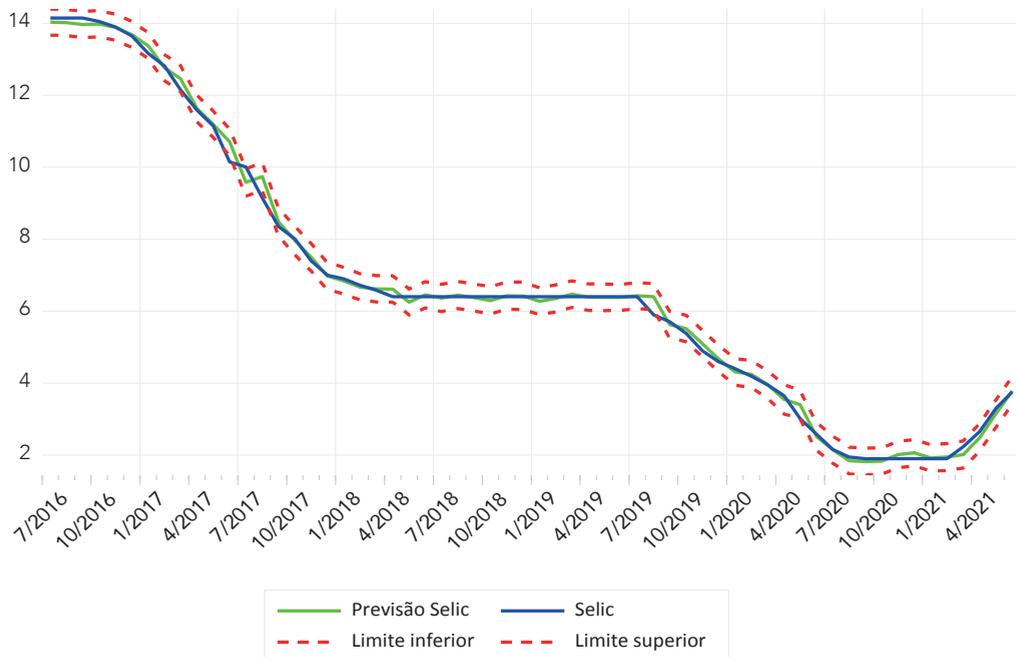
Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: * representa significância a 1%, ** a 5%, e *** a 10%.

A Figura 2 apresenta a previsão estática (que equivale à dinâmica 1 passo à frente) com os valores observados da série taxa Selic, os valores previstos pelo modelo ARDL e seu intervalo de previsão. O intervalo de confiança dos valores previstos é calculado por meio da banda de 1,96* desvio padrão dos erros de previsão. A partir dessa figura, é possível observar que os valores previstos pelo modelo estão dentro do intervalo de confiança (ao nível de 95%), o que representa valores aceitáveis de previsão.

Figura 2

Previsão estática com intervalo de confiança - Modelo ARDL(4,0,6,0)



Fonte: Elaborada pelos autores.

Considerando a complexidade de se acertarem previsões, o modelo econômico final forneceu um bom indicador do comportamento futuro da taxa de juros de curto prazo. Em geral, a Selic efetiva fica bem próxima a esse valor, fato que já havia sido constatado pelas medidas de acurácia.

■ 4.5 Comparação com boletim Focus do Banco Central

Nesta subseção, mostra-se um comparativo entre as previsões geradas pelo modelo identificado ARDL (4,0,6,0), as previsões das instituições financeiras no boletim Focus do Banco Central e os valores efetivos da taxa Selic. Isso é necessário para verificar se o modelo proposto no artigo tem desempenho superior às expectativas dos bancos.

Como as previsões do boletim Focus são divulgadas apenas com referência à qual taxa Selic se espera para o final de cada ano, a previsão do modelo econométrico do presente artigo foi a dinâmica de 12 passos à frente. A taxa Selic observada, por sua vez, foi a taxa do mês de dezembro de cada ano.

Importante ainda esclarecer que, nas conferências, foi feita a escolha do boletim Focus de meados de fevereiro de cada ano. Isso porque os dados mensais da economia do ano anterior normalmente só estão totalmente disponíveis cerca de 45 dias após o mês de referência. Tendo os dados para fazer simulações, comparou-se com os relatórios de mercado da mesma época (o primeiro boletim a partir de 15/2 de cada ano).

A Tabela 10, a seguir, mostra que, para os anos de 2017 a 2020 – períodos para os quais se tinham previsões do modelo no mês de dezembro –, o modelo ARDL acertou mais que o previsto pelas instituições financeiras no boletim Focus. O MAE do modelo ARDL foi bem menor que o do boletim Focus, sendo 1,47 e 1,75, respectivamente, ou seja, 16% inferior.

Tabela 10

Comparação entre modelo ARDL e boletim Focus – Desempenho da previsão fora da amostra

Ano / Valores	Modelo ARDL	Boletim Focus	Taxa Selic Efetiva	Erro Absoluto Modelo ARDL	Erro Absoluto Boletim Focus
2017	11,08	9,50	7,00	4,08	2,50
2018	6,39	6,75	6,50	0,11	0,25
2019	6,00	6,50	4,50	1,50	2,00
2020	2,19	4,25	2,00	0,19	2,25
			MAE	1,47	1,75

Fonte: Elaborada pelos autores.

Considerando toda a incerteza que envolve o cenário econômico e as mudanças da política monetária, a previsão econométrica para 12 meses à frente foi mais acurada do que o esperado pelas instituições financeiras, mostrando que é possível contribuir com novos *insights* para a economia financeira.

5 CONCLUSÕES

Como o Brasil segue o regime de metas de inflação desde 1999, a taxa nominal de juros é ajustada conforme o comportamento da inflação, do produto e outras variáveis macroeconômicas. A formação de expectativas para as taxas de juros auxilia os agentes econômicos em suas decisões de consumo, investimento e produção. Com isso, a análise da taxa de juros está entre as principais áreas da pesquisa de macroeconomia e economia monetária.

Esta pesquisa objetiva encontrar um modelo econométrico de séries temporais adequado à previsão da taxa Selic no período de 1/2002 a 6/2021. Para atender a esse objetivo, foram estimados diversos modelos dinâmicos univariados e multivariados, além do modelo da curva de reação, a fim de identificar o mais adequado à previsão da taxa de juros nominal de curto prazo no Brasil.

Os resultados da modelagem identificaram a existência de raiz unitária para as variáveis em nível, sendo necessário aplicar a primeira diferença para se obter a estacionariedade. Além disso, há uma dependência em relação à taxa natural de juros, aos desvios da inflação em relação à meta e ao hiato do produto. O modelo escolhido foi aquele que forneceu as melhores/menores medidas de acurácia, RMSE, MAE e Mape, que comparam os valores previstos com os observados.

Todas as medidas de acurácia mostraram que o modelo ARDL é superior aos demais. A estatística Mape, por exemplo, tem valores de 2,31%, 7,18%, 13,69% e 32,46% para 1, 3, 6 e 12 passos à frente, respectivamente. O segundo melhor modelo foi o da Regra de Taylor, tendo medidas de desempenho cerca de 10% superiores ao modelo ARDL. O modelo VEC apresentou bons resultados apenas nas previsões 1 passo à frente, não sendo adequado para maiores horizontes. O modelo univariado apresentou maiores níveis de erros.

Comparando-se os resultados com as projeções das instituições financeiras, a partir da média ou mediana das expectativas do mercado – reunidas em um documento elaborado pelo Banco Central –, foi possível verificar que o modelo econométrico gerou erro de previsão bem menor, sendo de qualidade superior.

Considerando a complexidade de se acertarem previsões, o modelo econométrico final forneceu um bom indicador do comportamento futuro da meta da taxa de juros de curto prazo. Em geral, a Selic efetiva fica bem próxima a esse valor e dentro do intervalo de confiança.

A proposta desta pesquisa é factível e as ferramentas econométricas usadas para prever a taxa Selic demonstram ser importantes. Outras pesquisas podem ser realizadas, por exemplo, com as mais variadas formas matemáticas e estatísticas para melhorar as estimações. Sugere-se, por exemplo, a utilização da estrutura a termo da taxa de juros brasileira juntamente com taxas internacionais, como a americana, a europeia e a chinesa, e também dados de inflação e produto da economia internacional, que podem conter informações relevantes para o presente e o futuro.

SELIC INTEREST RATE PROJECTION IN THE BRAZILIAN ECONOMY: A COMPARATIVE ANALYSIS BETWEEN FORECASTING MODELS

Abstract

The assessment of expectations and the future behavior of interest rates in the economy is among the main areas of monetary economics and has taken center stage in news and research around the world. Brazil adopts the inflation targeting regime, in which the Central Bank adjusts the nominal short-term interest rate (the Selic rate) according to the deviations of inflation from its target, the output gap and other macroeconomic variables. This work aims to find a forecast model for the basic interest rate. We used the structural model of Taylor's rule and the time series models VAR, ARDL and SARIMA. The analyzed period corresponds to monthly frequency data between 01/2002 to 06/2021. The results indicate that the model that provided the best prediction performance is the ARDL model. The dynamic forecast for up to 6 months ahead indicates a good relationship between the predicted values and the actual observed values of the Selic rate; The static forecast was very close to the effective values, and always within the 95% confidence interval. Comparing the forecast results of the final model identified with the forecast of financial institutions through the Central Bank's Focus bulletin, it was verified that the econometric model had superior performance, with 16% lower forecast error.

Keywords: Forecasting methods; time series; Selic rate, Central Bank, Focus.

Referências

- Ahmed, R. R., Vveinhardt, J., Ahmad, N., & Streimikiene, D. (2017). Karachi inter-bank offered rate (Kibor) forecasting: Box-Jenkins (Arima) testing approach. *E&M Economics and Management*, 20(2), 188–198.
- Aiube, F. A. (2013). *Modelos quantitativos em finanças com enfoque em commodities*. Bookman Editora.
- Áragon, E. K. S. B., Moura, B. T. L. S., & Moura, K. H. L. (2018). Política monetária e preços de ativos no Brasil: Uma avaliação empírica para o período de metas para a inflação. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, 36(69), 7–33.
- Bacciotti, R. (2020). *Metodologia de previsão das variáveis macroeconômicas*. Instituto Fiscal Independente. Estudo Especial nº 13.
- Barbosa, F. H., Camêlo, F. D., & João, I. C. (2016). A taxa de juros natural e a regra de Taylor no Brasil: 2003-2015. *Revista Brasileira de Economia*, 70(4), 399–417.
- Baghestani, H., Marchon, C. (2012). An evaluation of private forecasts of interest rate targets in Brazil. *Economics Letters*, Elsevier, 115(3), 352–355.
- Brockwell, P. J.; & Davis, R. A. (2010). *Introduction to time series and forecasting*. Springer.
- Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *Quarterly Journal of Economics*, 115, 147–180.
- D'Agostini L., & Dezordi, L. L. (2007). Regra de Taylor e a conduta de política monetária no Brasil (1999-2006): a lição para 2007. *Economia & Tecnologia*, 9.
- D'Agostini L., & Oreiro, J. L. C. (2005). Previsão do comportamento de curto prazo da taxa de juros Selic a partir de um modelo Var com restrição. *Economia & Tecnologia*, 3.
- Dua, P.; Raje, N.; & Sahoo, S. (2008). Forecasting interest rates in India. *Margin: The Journal of Applied Economic Research*, 2(1), 1–41.
- Enders, W. (2014). *Applied econometric time series*. 4th ed. New York: John Wiley.
- Filiz, I., Nahmer, T., Spiwoks, M., & Bizer, K. (2019). The accuracy of interest rate forecasts in the Asia-Pacific region: opportunities for portfolio management. *Applied Economics*, 51(59), 6309–6332.
- Filiz, I., Judek, J. R., Lorenz, M., & Spiwoks, M. (2021). Interest rate forecasts in Latin America. *Journal of Economic Studies*, 49(5), 920–936.
- Jesus, C. S., & Lopes, T. H. C. (2017). Função de reação da política monetária: O caso do Brasil. *Anais do Encontro Regional de Economia (Anpec)*, 22.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–254.

Judd, J., & Rudebusch, G. (1998). Taylor's Rule and the FED: 1970-1997. Federal Reserve Bank of San Francisco. *Economic Review*, 3, 1–14.

Miah, F., Khalifa, A., Hammoudeh, S. (2016). Further evidence on the rationality of interest rate expectations: A comprehensive study of developed and emerging economies. *Economic Modelling*, 54, 574–590.

Moura, M., & Carvalho, A. (2010). What can Taylor rules say about monetary policy in Latin America? *Journal of Macroeconomics*, 32(1), 392–404.

Pejović, B.; & Karadžić, V. (2020). Econometric modeling and forecasting of interest rates in Montenegro. *Economic Analysis: Applied Research in Emerging Markets*, 53(1).

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289–326.

Pesaran, M. H.; & Pesaran, B. (1997). *Interactive econometric analysis*. Oxford University Press.

Rudebusch, G. (1998). Do measures of monetary policy shocks in a VAR make sense? *International Economic Review*, 39(4), 907–941.

Sánchez-Fung, J. R. (2011). Estimating monetary policy reaction functions for emerging market economies: the case of Brazil. *Economic Modeling*, 28, 1730–1738.

Shresthaa, M. B., & Bhattab, G. R. (2018). Selecting appropriate methodological framework for time series data analysis. *The Journal of Finance and Data Science*, 4(2), 71–89.

Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39(1), 195–214.

Vereda, L.; Lopes, H; & Fukuda, R. (2008). Estimating VAR models for the term structure of interest rates? Insurance. *Mathematics & Economics*, 42, 548–559.

ANEXO

Tabela

Medidas de desempenho de previsão

Raiz do Erro Médio Quadrático (RMSE)

$$RMSE = \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$$

Erro Médio Absoluto Percentual (Mape)

$$MAPE = 100 \times \sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right| / h$$

Erro Médio Absoluto (MAE)

$$MAE = \sum_{t=T+1}^{T+h} |\hat{y}_t - y_t| / h$$