

Regras Fiscais, expectativas de mercado e ambiente macroeconômico no Brasil[§]

Luiz Guilherme Pinto Henriques[♦]
José Angelo Divino^{*}

Resumo

A política macroeconômica brasileira, desde 1999, está ancorada no tripé de taxa de câmbio flutuante, política monetária de metas de inflação e política fiscal de metas para o resultado primário. A gestão das metas fiscais, contudo, tem sido marcada por instabilidade do resultado primário, tanto esperado pelo mercado e quanto observados nos dados. Este paper aplica vetores autorregressivos estruturais, com mudança de regimes e bayesianos para estimar respostas dinâmicas de variáveis macroeconômicas a choques fiscais e avaliar eventuais desalinhamentos entre as respostas observadas e esperadas pelo mercado. Encontra uma prevalência do papel de sinalizador do resultado primário no ciclo macroeconômico, tendo em vista as respostas positiva do crescimento econômico e de queda das taxas de juros e inflação no período amostral, servindo de âncora fiscal. Já o mercado esperava uma resposta contracionista do nível de atividade ao choque no resultado primário, sugerindo certo desalinhamento das expectativas com os resultados observados.

Palavras-chave: Superávit primário; Política fiscal; Crescimento econômico; Expectativas de mercado; Ciclo econômico.

Abstract

Brazilian macroeconomic policy, since 1999, has been anchored on the tripod of floating exchange rate, inflation targeting monetary policy and fiscal policy of targets for the primary surplus. The management of fiscal targets, however, has been marked by instability in primary surplus, both expected by the market and observed in the data. This paper applies structural, Markov-Switching and Bayesian autoregressive vectors to estimate dynamic responses of macroeconomic variables to fiscal shocks and assess possible misalignments between observed and market-expected responses. It finds a prevalence of the signaling role of the primary surplus in the business cycle, given the positive responses of economic growth and the fall in interest rate and inflation in the sample period, working as a fiscal anchor. The market, however, expected a contractionary response of the economics activity to the primary surplus shock, suggesting a certain misalignment between expected and observed results.

Keywords: Primary surplus; Fiscal policy; Economic growth; Market expectations; Business cycle.

JEL codes: H30; O54; C39.

Área 4 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças.

[§] Os autores agradecem a Helano Dias e Carlos Charris Vizcaino pelos comentários e sugestões. J. A. Divino agradece ao CNPq pelo apoio financeiro (projeto 305445/2023-5). Este estudo foi parcialmente financiado pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) - Código de Financiamento 001. Os autores declaram não possuir conflitos de interesses que possam ter influenciado o trabalho relatado neste artigo. Quaisquer erros remanescentes são de total responsabilidade dos autores.

[♦] Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Católica de Brasília e Secretaria-Executiva do Ministério do Planejamento e Orçamento. E-mail: luizgphenriques@gmail.com.

^{*} Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Católica de Brasília. E-mail: jangelo@p.uceb.br.

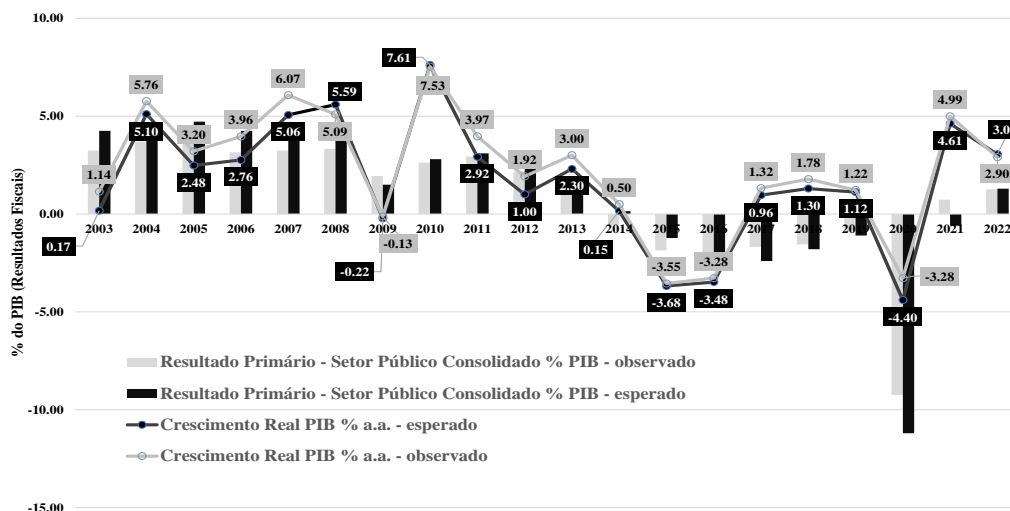
1. INTRODUÇÃO

A política fiscal pode desempenhar as funções de estimular a atividade econômica via demanda agregada e sinalizar aos agentes de mercado sustentabilidade das contas públicas ao longo do tempo. Essa última função está relacionada à solvência da dívida pública, e em países onde o setor público apresenta severo desequilíbrio intertemporal de suas receitas e despesas, um maior controle do endividamento tende a ser preferível a um papel mais ativo do Governo no ciclo econômico. No Brasil pós estabilização monetária, haja vista a evidência histórica da ausência de uma consolidação fiscal definitiva que estabilizasse arrecadação e gastos nos médio e longo prazos, suspeita-se de uma prevalência do papel sinalizador da política fiscal ante aquele estimulador da demanda.

O principal instrumento de política fiscal, dado o desenho de política econômica adotada no país no período pós regime de metas de inflação inaugurado em 1999, é o resultado primário do setor público não financeiro (RP), constituindo-se na principal regra fiscal vigente no período, onde a política monetária controla inflação via taxa básica de juros e a taxa de câmbio segue as flutuações de mercado. Esse arranjo comumente passou a ser denominado “tripé macroeconômico”, e seu bom funcionamento depende da coordenação das políticas, bem como na eficiência de cada uma separadamente, notabilizando-se o papel do RP na sustentabilidade fiscal e solvência da dívida pública.

O principal foco deste artigo está nas reações observadas e esperadas da atividade econômica e de outras variáveis macroeconômicas a choques positivos no RP, de modo a avaliar a atuação da política fiscal no período pós regime de metas de inflação. Com base em Alesina, Favaro e Giavazzi (2019), que conceituam a austeridade fiscal expansionista e contracionista, busca-se estimar respostas de variáveis macroeconômicas observadas e esperadas a choques positivos no RP também observado e esperado. No período considerado, de 2003 a 2022, pode-se detectar vários períodos em que uma consolidação fiscal, ainda que transitória, coincidiu com expansão da atividade econômica, tanto em termos observados quanto esperados, como pode ser visto na Figura 1.

Figura 1: Resultado primário e crescimento real do PIB



Fonte: BCB.

Dessa forma, o presente artigo usa dados mensais no período de 2003 a 2022 e estima funções impulso-respostas (FIR) por meio de modelos com vetores autorregressivos estruturais (SVAR), com mudanças de regime (MSVAR) e bayesianos (BVAR) usando variáveis observadas e esperadas com o objetivo de avaliar eventuais desalinhamentos entre as previsões de mercado e o efetivamente ocorrido durante o período. O intuito é investigar a hipótese do papel sinalizador da política fiscal, por meio da

condução da regra de resultado primário, e a percepção de sua performance por parte dos agentes econômicos. Dito de outra forma, busca-se avaliar o papel da ancoragem fiscal no desenho de política econômica.

O mencionado tripé macroeconômico se encontra assentado na prática internacional e na literatura macroeconômica. Assim, a política monetária se utiliza da taxa de juros para ancorar a inflação futura (Clarida, Gali and Getler, 1999), enquanto a política fiscal controla o endividamento via resultados fiscais (Sargent e Wallace, 1975 e 1981; Bianchi, F. Faccini, e Melosi, 2022; Cochrane, 2023¹).

Nos trabalhos de Sargent e Wallace (1975 e 1981), no âmbito da política fiscal a análise estática começa a dar lugar para avaliações dinâmicas oriundas da influência das expectativas dos agentes diante da solvência do Estado. Nessa linha, Kydland e Prescott (1977) argumentam que regras macroeconômicas, incluindo as fiscais, em um ambiente de prevalência das expectativas racionais, possuem a função de informar os agentes sobre o padrão de longo prazo da política econômica. Tais regras se tornam, pois, essenciais para eliminar eventuais problemas da inconsistência dinâmica e levam a resultados macroeconômicos melhores do que a simples ação discricionária das autoridades fiscais e monetárias.

Barro (1989) reforça o referencial teórico novo-clássico desenvolvido ao longo da década de 1970, coadunando tal evolução com os desenvolvimentos novo-keynesianos em voga na primeira metade dos anos 1980. Nos modelos com rigidez de preços, muito embora se possa observar impactos da política fiscal no produto no curto prazo, mantém-se o questionamento teórico a respeito da efetividade de políticas fiscais expansionistas. Isso decorre do pressuposto de equivalência ricardiana, segundo o qual, sob o ambiente de expectativas racionais, o gasto público somente deslocaria o gasto privado, deixando inalterado o nível de demanda agregada, além de gerar a expectativa de aumento dos impostos no futuro como consequência do expansionismo fiscal no presente.

A utilização do resultado primário como variável de política fiscal é recente e ainda pouco explorada, constituindo-se numa contribuição do presente estudo. A pesquisa empírica sobre política fiscal dos últimos anos concentrou-se mais nos dados desagregados de receita e despesa isoladamente, do que propriamente no resultado fiscal, decorrente do cotejamento entre ambos, haja vista maior preocupação com estimação de multiplicadores, dentro do papel indutor de demanda do setor público. A comparação entre os resultados obtidos para variáveis observadas e esperadas visando captar eventuais desalinhamentos entre a condução da política fiscal e as expectativas de mercado também representa outra inovação do estudo. Oferece um tratamento de variáveis em expectativa no âmbito da política fiscal, aproveitando dados macroeconômicos sobre previsões de mercado, coletados e mantidos pelo Banco Central do Brasil por meio do boletim Focus.

Na literatura brasileira recente, Peres e Ellery (2009) avaliaram efeitos dinâmicos dos choques fiscais sobre a atividade econômica, para o período pós-Plano Real (1994 a 2005), e apontaram para uma resposta pequena positiva do produto diante dos choques nos gastos e negativa para os impostos. Cavalcanti e Silva (2010) estimaram os multiplicadores fiscais para o período de 1995 a 2008 e concluíram por multiplicadores menores quando a dinâmica da dívida pública é inserida na análise. Pires (2014) analisou o comportamento do ciclo econômico utilizando modelos “Markov-Switching” e encontrou robustez do multiplicador de investimento público, sendo maior que um (entre 1,4 e 1,7), e da carga tributária líquida, que é negativo (entre -0,2 e -0,3), além de argumentar que os multiplicadores são mais relevantes em períodos de menor volatilidade. Gadelha (2011) analisou dados brasileiros de gastos públicos de 1980 a 2008 e achou respostas empíricas positivas para os investimentos públicos, embora para gastos com previdência e amortização da dívida o sentido seja contrário, com contrações fiscais nesses grupos de despesa tendo efeitos expansionistas sobre o produto.

Gadelha e Divino (2013), mediante estimações GMM (Generalized Method of Moments) em modelos estáticos e dinâmicos, confirmaram os achados da literatura em países em desenvolvimento sobre

¹ Cochrane (2023), pag. 23, descreve a Teoria Fiscal do Nível de Preços, em que $\frac{B_{t-1}}{P_t} = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j s_{t+j}$, o nível de preços “P” ajusta o valor nominal da dívida “B”, de modo a se igualar o valor presente dos superávits primários “s”, dado o fator de desconto β .

prociclicidade da política fiscal. Já Castelo-Branco, Lima e de Paula (2017) reportaram uma alta probabilidade de que o multiplicador fiscal da formação bruta de capital fixo da administração pública seja maior do que um e de que o multiplicador da carga tributária líquida seja negativo e menor do que a unidade em valor absoluto.

Quanto a ancoragem fiscal, Cavalcanti, Vereda, Zanderer e Rabelo (2019) utilizam os dados em expectativas no âmbito de um modelo DSGE e ilustram que o gradual reconhecimento de passivos fiscais pode ser interpretado como choques de notícia, afetando as expectativas dos agentes, suas decisões e o desempenho da economia. Choques relativos a medidas de ajustamento fiscal podem afetar produto e inflação na economia.

Um dos principais resultados deste estudo refere-se ao desalinhamento entre a resposta do crescimento real do PIB a um choque positivo no RP, em que o mercado apontava para uma perspectiva contracionista, ao passo que os dados efetivamente realizados sinalizaram respostas expansionistas ao aumento do superávit fiscal. Na maioria das estimações, contudo, foram encontrados alinhamentos entre as variáveis observadas e esperadas, sinalizando certa convergência das expectativas de mercado com a condução da política econômica e consequente ancoragem da política fiscal.

O artigo está organizado da seguinte forma. A próxima seção apresenta e discute a abordagem econométrica. A terceira seção descreve os dados, reporta e analisa os resultados empíricos, bem como destaca os principais achados. Por fim, a quarta seção é dedicada às observações conclusivas.

2. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

2.1. VAR estrutural (SVAR)

O modelo VAR utilizado, em forma reduzida para estimação conforme Tsay (2014), pode ser escrito como:

$$x_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i x_{t-i} + e_t \quad (1)$$

Em que $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, x_{3t}, \dots, x_{kt})'$ corresponde a um vetor definido para o período $t = 1, 2, 3, \dots, T$, contendo $k = 1, 2, \dots, N$ variáveis endógenas, todas referentes ao mesmo período amostral. Assim, o vetor x_t é um vetor $k \times T$ contendo as observações das k séries temporais, δ_0 é um vetor de $k \times 1$ interceptos, δ_i é uma matriz de $k \times k$ coeficientes e e_t é um vetor $k \times T$ de erros reduzidos. O subscrito i representa a defasagem, a ser estabelecida conforme os critérios de informação. Assim, o sistema de equações (1) corresponde ao modelo VAR reduzido a ser estimado, para cada conjunto de variáveis, tanto observadas quanto em expectativas. Com base na literatura relevante, o vetor x_t será composto pelo seguinte conjunto de variáveis, tanto observadas quanto em expectativas: crescimento real do PIB, taxa de inflação (IPCA), taxa de juros (SELIC), dívida líquida do setor público (DLSP) como proporção do PIB, resultado primário do setor público consolidado (RP) como proporção do PIB, taxa de câmbio nominal e investimento estrangeiro direto como proporção do PIB. Partido de uma especificação básica, que inclui somente o lado fiscal, serão estimadas especificações ampliadas do modelo, que incluem o lado monetário e, também, variáveis representativas do setor externo da economia.

A definição do número ótimo de defasagens via critérios de informação constitui uma etapa essencial para especificação do VAR, juntamente com as restrições impostas ao modelo para a identificação do VAR estrutural correspondente. Os critérios utilizados correspondem a generalizações multivariadas das estatísticas de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), além do teste de razão de verossimilhança (LR). A escolha para cada modelo se dá a partir do menor valor calculado para cada estatística, após fixação de um número máximo de defasagens, e a escolha de número ótimo de defasagens para cada modelo, tanto com variáveis observadas como em expectativas, levará em conta a parcimônia de modo a não sobre parametrizar nenhum deles.

A identificação dos modelos VAR estruturais, utilizando separadamente variáveis observadas e em expectativa, dar-se-á por meio do ordenamento de Choleski aplicado a versões básica e ampliada para cada conjunto de variáveis. O ordenamento obedece à lógica do regime de metas de inflação adotado pelo país desde 1999 e já consolidada na literatura de interação entre as políticas monetária e fiscal (Sargent e Wallace, 1975 e 1981; Bianchi, F. Faccini, e Melosi, 2022; Cochrane, 2023). Dessa forma, adota-se a seguinte estratégia de modelagem e identificação:

- Modelo base: analisa as interações entre o crescimento real do produto e a dimensão fiscal da economia. Ordenamento das variáveis segue crescimento real do PIB, dívida líquida do setor público (DLSP) e resultado primário do setor público consolidado (RP), ambas como proporção do PIB.
- Modelo ampliado: acrescenta a dimensão monetária ao modelo base. A identificação segue o ordenamento de crescimento real do PIB, taxa inflação (IPCA), taxa de juros (SELIC), dívida líquida do setor público (DLSP) sobre o PIB e resultado primário do setor público consolidado (RP) sobre o PIB. O setor externo, representado pelas variáveis de taxa de câmbio nominal e investimento direto estrangeiro sobre o PIB, será adicionado ao modelo ampliado como análise de robustez.

O intuito principal da modelagem é estimar funções impulso-respostas (FIR) das variáveis endógenas a choques estruturais visando avaliar a dinâmica da economia tanto intra-modelos, que usam o mesmo tipo de variáveis, observadas ou esperadas, quanto entre modelos, que empregam conjuntos equivalente de variáveis observadas e em expectativas.

As FIRs podem ser derivadas a partir do VAR estrutural escrito como um vetor de médias móveis infinito – VMA (∞), que possibilita resgatar os choques estruturais. Para isso, as condições de estabilidade devem se manter, o que equivale tecnicamente a dizer que as raízes inversas do polinômio característico de um sistema VAR devem estar contidas dentro do círculo unitário (Lütkepohl, 2005).

Vale destacar que a economia brasileira enfrentou diversas crises provocadas por choques exógenos ao longo do período, com destaque para a crise financeira de 2009 e a calamidade provocada pela pandemia de Covid-19 em 2020, bem como incertezas provocadas por condições domésticas ou internacionais desfavoráveis, as quais podem afetar os resultados da modelagem VAR estrutural. Visando incorporar tais elementos à modelagem e testar a robustez dos resultados obtidos, aplicamos também a modelagem VAR com mudança de regime e VAR Bayesiano aos conjuntos de dados observados e em expectativas.

2.2. VAR com mudança de regime (MSVAR)

Diante das diferentes fases pelas quais passou a condução da política fiscal no período, conforme reportado na Figura 1, aplica-se o “Markov-Switching” VAR (MSVAR) às variáveis observadas e em expectativas para estimar as respostas dinâmicas das séries em distintos regimes fiscais. Partindo da mesma especificação do VAR, assume-se a existência de dois regimes ao longo do período, com as seguintes probabilidades de transição:

$$\text{Regime 1} = p_1; \text{Regime 2} = (1 - p_1) \quad (2)$$

Em que a mudança de regime obedece a um processo de Markov de primeira ordem. De modo a possibilitar a transição entre regimes, estabelece-se uma variável discreta de estado não observável s_t . Seguindo Krolzig (1997), pode-se conceber duas formas para a mudança entre regimes:

$$\text{Switching Intercept (SI):} \quad x_t = \delta_0(s_t) + \sum_{i=1}^p \delta_i(s_t) x_{t-i} + e_t \quad (3)$$

$$\text{Switching Means (SM):} \quad x_t - \delta_0(s_t) = \sum_{i=1}^p \delta_i(s_t)(x_{t-i} - \delta_0(s_{t-i})) + e_t \quad (4)$$

Quando se está no regime “m”, no tempo “t”, tem-se $s_t = m$. O critério SI fornece mudanças suaves entre os regimes, enquanto o critério SM provoca mudanças abruptas entre os regimes. Os erros assumem uma distribuição normal $e_t \sim N(0, \Sigma_e(s_t))$, com uma função densidade probabilidade ($e_t | \Sigma_e$):

$$\text{Switching Intercept (SI):} \quad e_t(s_t) = x_t - \delta_0(s_t) - \sum_{i=1}^p \delta_i(s_t) x_{t-i} \quad (5)$$

$$\text{Switching Means (SM):} \quad e_t(s_t) = x_t - \delta_0(s_t) - \sum_{i=1}^p \delta_i(s_t)(x_{t-i} - \delta_0(s_{t-i})) \quad (6)$$

A prática divide os parâmetros na especificação do VAR em 3 grupos: os parâmetros do intercepto δ_0 , das variáveis endógenas δ_i e da matriz de covariância dos erros Σ_e . No presente estudo, os parâmetros a variar entre os regimes serão do intercepto e matriz de covariância dos erros. Assume-se, adicionalmente, que as probabilidades não variam no tempo, $p_{ij}(t) = p_{ij}$, sendo que podem ser escritas na forma de uma matriz de transição.

2.3. VAR Bayesiano (BVAR)

A estimação Bayesiana permite capturar as relações dinâmicas e interações entre as séries temporais, enquanto incorporam incerteza através das distribuições a priori e posteriores. Conforme Hamilton (1994, p. 351): “*Bayesian estimation provides a convenient framework for incorporating prior information with as much weight as the analyst feels it merits*”. Seguindo a especificação utilizada em Tsay (2014), o modelo a ser estimado assume a seguinte forma:

$$x_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \pi_i x_{t-i} + e_t \quad (7)$$

A matriz $k \times k$ de coeficientes está agora representada por π_i a ser estimado por métodos bayesianos. As estimações para um modelo BVAR são centradas em funções densidade de probabilidade (f.d.p.) a priori de π_i , assim como na matriz de covariância dos erros $\Sigma_e = E(e_t e_t')$.

Na literatura, pode-se encontrar várias classes de f.d.p. a priori para estabelecer a especificação de π_i e Σ_e . Aqui se utilizou a especificação “Litterman/Minnesota”, onde π_i obedece a uma distribuição normal e Σ_e é fixo e já conhecido. Assim, para a estimação de π_i , estabelece-se uma função de verossimilhança a priori $f(x_t | \pi_i, \Sigma_e)$, a ser maximizada.

Procede-se, então, à apuração da função de verossimilhança a posteriori $f(\pi_i, \Sigma_e | x_t)$, que servirá efetivamente para a estimação dos parâmetros do BVAR. Da mesma forma que no VAR estrutural, o BVAR será estimado para cada conjunto de variáveis, observadas e em expectativas.

2.4. Testes de Raiz Unitária

O primeiro passo da estimação é verificar a estacionariedade das séries temporais. Diante dos problemas relatados na literatura em relação ao teste ADF tradicional, de baixo poder estatístico e distorções de tamanho, Elliott, Rothenberg e Stock (ERS) em 1996 desenvolveram uma modificação no ADF original, em que as estimações são realizadas por meio de mínimos quadrados generalizados (GLS) a fim de extrair a tendência determinista da série, haja vista que MQO tende a ser ineficiente para esse propósito.

Outro aspecto diz respeito à seleção mais apropriada da ordem de defasagem do termo aumentado, a fim de atingir a melhor aproximação possível do real processo gerador de dados. Os critérios de informação tradicionais de Akaike (AIC) e Schwarz (SIC) podem distorcer a seleção de defasagens nas estimações GLS. Ng e Perron (2001) propuseram o critério AIC modificado para seleção de defasagem autorregressiva, com a finalidade de mitigar aquela distorção, originando o MADF-GLS.

Ng e Perron (2001) também propuseram as mesmas modificações ao teste original de Phillips e Perron (1988), originando o teste MZ_{α} GLS, onde demonstraram que a estimação GLS para extrair a tendência em conjunto com o critério de informação AIC modificado, podem produzir testes com maior poder estatístico e com menores distorções de tamanho quando comparados aos testes tradicionais. Essas especificações correspondem ao MPP-GLS.

Finalmente, de modo a completar a sequência de testes de raiz unitária, é fundamental a avaliação de quebras estruturais nas séries temporais. Nenhum dos testes anteriores apresentados possui tal capacidade, impossibilitando-os de rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, mesmo quando a série é estacionária, porém com mudanças estruturais. Perron (1989) desenvolveu metodologia onde são considerados quatro modelos básicos para séries com uma quebra estrutural, que podem ser estimados para melhor avaliação de estacionariedade. Para dados sem tendência, há um modelo com uma mudança única de nível; para dados com tendência, existem dois modelos, um com uma mudança no nível e outro com uma mudança no nível e na tendência; e por fim, modelos com uma mudança na tendência. Tais quebras podem ser estabelecidas exogenamente ou apuradas endogenamente.

Além disso, são consideradas mais duas versões dos quatro modelos que diferem no tratamento da dinâmica de ruptura: o modelo *Innovation Outlier* (IO), que assume que a ruptura ocorre gradualmente, seguindo o mesmo caminho dinâmico das inovações; e o modelo *Additive Outlier* (AO), que assume, por sua vez, que as quebras ocorrem de forma abrupta. Os testes aqui considerados avaliam a hipótese nula de que os dados seguem um processo de raiz unitária, possivelmente com quebra, contra uma tendência estacionária com quebra estrutural.

3. RESULTADOS

3.1. Dados

Foram construídos dois bancos de dados separadamente, um contendo valores observados (ou realizados) e outro com previsões de mercado sobre variáveis correlatas (variáveis em expectativa, esperadas). Há extensa base de dados desenvolvida e mantida pelo Banco Central do Brasil (BCB) com projeções de vários indicadores econômicos, elaboradas por agentes de mercado, normalmente profissionais de instituições financeiras, coletadas diariamente e com distintos horizontes de previsão. Essas “expectativas de mercado” podem ser acessados via Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) mantido também pelo BCB.

A identificação, em termos operacionais, considerou as projeções das variáveis econômicas para um determinado período de referência “t”, sendo aqui utilizadas aquelas com periodicidade anual. A pesquisa FOCUS do BCB coleta diariamente tais expectativas junto a profissionais (agentes de mercado) e divulga a mediana das previsões, apurada com base em dados informados nos últimos 30 dias relativos ao dia da coleta.

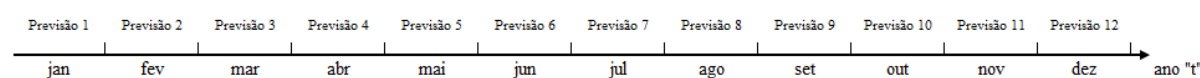
Para as expectativas referentes a um dado ano de referência “t” apurou-se a mediana das previsões de cada mês, de janeiro a dezembro de “t”, perfazendo 12 observações / ano, e um total de 240 observações para cada variável. Por exemplo: Para o ano de 2010, temos 12 previsões para uma dada variável “x”, correspondente às medianas apuradas para cada mês de 2010. A Figura 2 ilustra o procedimento.

Na construção dessas variáveis em expectativa se buscou o máximo possível manter a integridade dos dados originais, com uma única exceção referente ao investimento estrangeiro direto, que foi

transformado para percentual do PIB, de modo a melhor harmonizar não apenas com sua contraparte observada, como também com as variáveis fiscais.

Figura 2: Dados esperados

Variável "x": 12 previsões para o ano "t"



Fonte: elaboração própria.

As variáveis observadas, por sua vez, também foram coletadas via SGS-BCB, e procuram se aproximar à contraparte sob expectativa, embora nem sempre a correspondência seja estrita, como será explicado a seguir.

1. Resultado Primário do Setor Público Consolidado Não Financeiro ($sprimario_t$): estatística de fluxo produzida pelo BCB no conceito abaixo da linha², envolvendo todas as entidades do setor público não financeiro, esferas, Poderes e empresas estatais não dependentes, medida em percentual do Produto Interno Bruto (PIB). Corresponde ao valor 12 meses acumulado em % do PIB.

2. Dívida Líquida do Setor Público Consolidado ($dlspt_t$): estatística de estoque produzida pelo BCB, envolvendo haveres e obrigações de todas as entidades do setor público não financeiro, esferas, Poderes e empresas estatais não dependentes, medida em percentual do PIB, correspondente à apuração realizada ao final de cada mês.

3. Produto Interno Bruto (PIB) ($crescripib_t$): soma de todos os bens e serviços finais produzidos por um país, estado ou cidade, geralmente em um ano, calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Aqui foi considerada uma estimativa correspondente à mensalização do crescimento real dos 4 últimos trimestres, sobre o mesmo período do ano anterior, apurado pelo IBGE, utilizando o PIB nominal mensal calculado pelo BCB, deflacionado pelo IPCA.

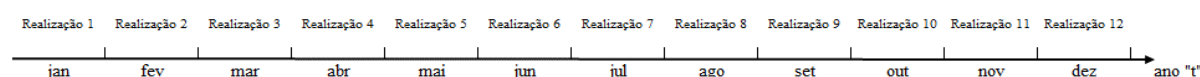
4. Inflação medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) ($ipca_t$): mede a variação dos preços de produtos e serviços consumidos pelas famílias brasileiras com renda entre 1 e 40 salários-mínimos. Calculado pelo IBGE, considera o crescimento do índice acumulado 12 meses.

5. Taxa básica de juros meta over SELIC em % ao ano ($selic_t$), calculada a média da taxa vigente durante cada mês.

Dessa forma, foi obtido o mesmo número de observações que os dados em expectativa, mantendo a perspectiva anual dos dados mensais realizados, conforme se depreende da observação da Figura 3:

Figura 3: Dados observados

Variável "x": realização 12 meses anteriores ou outra especificação a depender da variável



Fonte: elaboração própria.

Conforme informado nos metadados do SGS/BCB, os dados observados contam com alinhamento retroativo até 2003, de modo a adequar as estatísticas fiscais (resultado primário e dívida líquida do setor público) à exclusão dos Grupos Petrobrás e Eletrobrás em 2009 e 2010. Ademais, em 2007 houve significativa mudança na metodologia de apuração do PIB nominal pelo IBGE, o que impactou também as

² As Secretarias do Orçamento Federal (SOF) e Secretaria do Tesouro Nacional (STN) apuram pela metodologia “acima da linha”, a partir dos dados de receitas e despesas primárias, enquanto o BCB apura “abaixo da linha”, pela variação do endividamento.

variáveis fiscais que são referenciadas nesse indicador. Também nesse caso o BCB procedeu alinhamento dos dados observados, de modo a harmonizar toda a série histórica das estatísticas fiscais.

As expectativas de mercado, porém, por sua própria natureza de constituírem uma consulta histórica de previsão, não possuem os alinhamentos nas respectivas séries históricas. Assim, de modo a harmonizar os dados em expectativa com aqueles observados, procedeu-se manualmente ao mesmo alinhamento, com ajustes nas séries esperadas nas magnitudes médias apuradas para o resultado primário e dívida (ambos sobre PIB), relativas à exclusão dos grupos de estatais mencionados e mudança no PIB.

A Tabela 1 traz as estatísticas descritivas dos dados apresentados, já com os alinhamentos comentados no parágrafo anterior nas variáveis esperadas. Em uma primeira análise, pode-se inferir certo pessimismo do mercado com as variáveis fiscais, onde as expectativas sobre o resultado primário, na média, ficaram abaixo daquelas efetivamente ocorridas, com o consequente endividamento esperado superando aquele que de fato foi apurado. Quanto à política monetária, o mercado pareceu conceder maior credibilidade no período, esperando uma inflação média inferior àquela efetivamente ocorrida, associada a uma taxa Selic anual mais baixa que a praticada.

Tabela 1: Estatísticas descritivas: variáveis observadas e esperadas

Variável	Média		Mediana		Variância		Máximo		Mínimo	
	Obs	Esp	Obs	Esp	Obs	Esp	Obs	Esp	Obs	Esp
<i>dls</i>	44,97	47,67	46,08	47,55	80,84	81,90	61,37	67,50	30,01	34,00
<i>cre</i>	2,24	1,96	2,62	2,44	8,69	7,39	8,02	7,61	-4,97	-6,51
<i>selic</i>	11,45	11,10	11,25	11,25	24,65	17,99	26,50	22,00	2,00	2,00
<i>sprimario</i>	0,88	0,74	1,88	1,80	8,87	9,37	4,08	3,60	-9,24	12,00
<i>ipca</i>	6,29	5,63	5,85	5,52	8,58	4,15	17,24	12,40	1,88	1,59

Fonte: BCB. Nota: Obs indica variável observada, enquanto Esp significa variável esperada (ou em expectativa).

Diante do exposto, para fins de tratamento econométrico, o período considerado apresenta a frequência mensal dos dados, o que corresponde a $T=240$, perfazendo 20 anos de horizonte temporal.

Aplicar-se-á o mesmo modelo tanto para variáveis observadas quanto em expectativa. Para fins de notação, as últimas são discriminadas por meio do sobrescrito “e”: $sprimario_t^e$, cre_t^e , dls_t^e , $ipca_t^e$, $selic_t^e$.

3.2. Testes de Raiz Unitária

A partir da metodologia anteriormente apresentada, procedeu-se à aplicação dos testes ADF-GLS (ERS) e MPP-GLS para os dois conjuntos de variáveis, observadas e esperadas, cujos resultados estão apresentados na Tabela 2. Tais resultados permitem verificar, em uma primeira investigação, o comportamento delas quanto à estacionariedade.

Primeiramente, considerando os resultados do teste MADF-GLS reportados acima, o resultado primário, tanto observado quanto esperado, rejeitou a hipótese nula de raiz unitária para todos os níveis de significância, podendo inferir com segurança pela estacionariedade daquela variável, tanto realizada quanto em expectativa. Já o crescimento real do PIB esperado também rejeitou a hipótese nula ao nível de significância de 1% e 5% nos testes aplicados, o que também permite concluir que tal série é estacionária.

Após a aplicação do teste MPPGLS, pode-se confirmar, para o mesmo conjunto de variáveis, observadas e esperadas, a rejeição da hipótese nula de raiz unitária, em diversos níveis de significância, restando apenas algumas para melhor avaliação. De fato, as variáveis remanescentes que merecem maior investigação quanto a estacionariedade correspondem à dívida líquida do setor público (*dls*), a inflação (*ipca*) e a taxa Selic (*selic*), tanto realizado quanto em expectativa.

A Tabela 3 exposta a seguir demonstra os resultados dos testes com quebra estrutural apurada endogenamente, podendo concluir com razoável segurança pela estacionariedade da dívida líquida do setor

público (*dls*) e da taxa Selic (*selic*). De fato, ao combinar tais resultados com o comportamento daquelas variáveis no período, consegue-se aferir a quebra endógena estimada para cada série, sobretudo aquela apurada para a dívida líquida do setor público. Notadamente, em 2015 pode-se atestar o ponto extremo de deterioração fiscal no país, refletido no resultado primário, o que redundou no início da elevação da relação dívida líquida sobre o PIB e aumento da incerteza macroeconômica que alimentaram o período recessivo observado de 2014 a 2016.

Tabela 2: Testes MADF-GLS e MPP-GLS

Variáveis	MADF-GLS			MPP-GLS		
	I+T	I	Defasagens	I+T	I	Defasagens
<u>Observadas</u>						
Dívida Líquida do Setor Público	-0,742	-0,803	6	-0,831	-0,831	6
PIB - crescimento real	-2,090	-2,006 **	12	-2,352	-2,212 **	12
Taxa SELIC	-1,990	-0,913	10 / 11	1,899	-0,964	10 / 11
Resultado Primário	-2,986 **	-1,934 *	8	-3,357 **	-2,006 **	8
Inflação - IPCA	-1,939	-0,901	13	-2,081	-0,891	13
<u>Esperadas</u>						
Dívida Líquida do Setor Público	-1,172	-1,116	13	-1,390	-1,283	13
PIB - crescimento real	-3,287 **	-2,993 ***	8	-4,073 ***	-3,505 ***	8
Taxa SELIC	-2,362	-1,525	2 / 3	-2,478	-1,556	2 / 3
Resultado Primário	-3,505 ***	-2,642 ***	6	-3,943 ***	-2,771 ***	6
Inflação - IPCA	-2,027	-1,009	13	-2,411	-1,056	13

Obs: I+T = equação inclui intercepto mais tendência, I = equação inclui apenas intercepto; Nas estatísticas: ***, **, * = rejeita a hipótese nula de existência de raiz unitária ao nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Defasagem máxima de 14 para todas as variáveis e a escolha da defasagem ótima pelo critério AIC modificado. Fonte: Estimções dos autores.

Tabela 3: Testes com quebra estrutural

Variáveis	Modelo	Quebra		Defasagens			Data Quebra	Estatística
		Especif.	Seleção	Máx.	Escolhida	Critério		
<u>Observadas</u>								
<i>dls</i>	IO	I	"Minimize Dickey-Fuller t-statistic"	14	1	AIC	2015M09	-5.528***
<i>selic</i>	IO	T	"Minimize Dickey-Fuller t-statistic"	14	6	t-Statistic	2003M11	-4.595**
<u>Esperadas</u>								
<i>dls</i> ^e	IO	I	"Minimize Dickey-Fuller t-statistic"	14	13	AIC	2015M12	-4.878**
<i>selic</i> ^e	AO	I+T	"Minimize Dickey-Fuller t-statistic"	10	7	t-Statistic	2019M06	-5.210**

Obs: Modelo: IO = innovation outlier, AO = additive outlier; Quebra: I+T = equação inclui intercepto mais tendência, I = equação inclui apenas intercepto, T = equação inclui apenas tendência; Nas estatísticas: ***, **, * = rejeita a hipótese nula de existência de raiz unitária ao nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Estimções dos autores.

3.3. Estimções e Análises

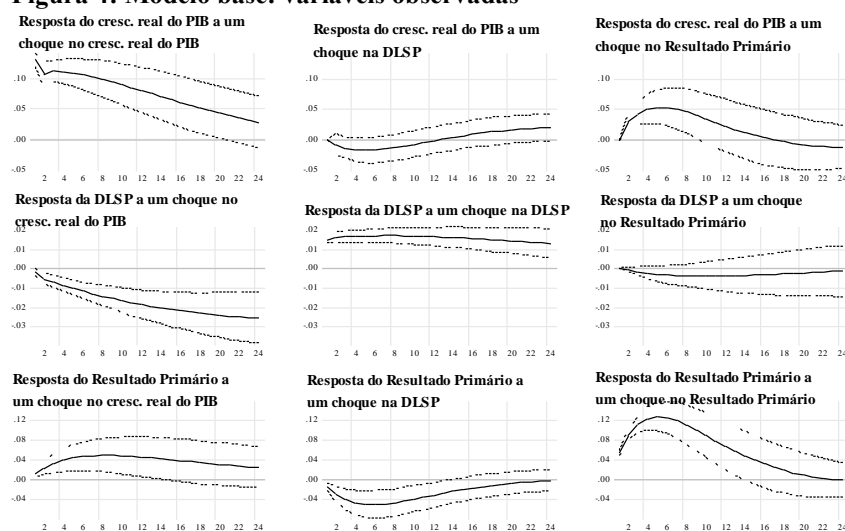
3.3.1. Modelo base: SVAR

As melhores especificações foram dadas por duas defasagens para as os modelos com variáveis observadas e uma defasagem com variáveis em expectativas, conforme apontaram os resultados dos critérios de informação³. A identificação dos choques estruturais pelo método de Choleski seguiu o ordenamento já mencionado, enquanto os choques exógenos foram todos positivos e equivalentes a um desvio-padrão.

³ Os resultados completos estão disponíveis junto aos autores mediante solicitação.

As FIRs estimadas para as variáveis observadas estão reportadas na Figura 4. Verifica-se que não há significância estatística na resposta do crescimento real do PIB a um choque na DLSP. Contudo, em relação a um choque no RP, há uma reação positiva e no formato “hump-shaped”, com pico atingido em torno de 6 meses. A atividade econômica no curto prazo respondeu positivamente a um impulso no superávit fiscal, considerando o período analisado. Não se pode afirmar a priori, portanto, que a adoção de uma política fiscal mais austera tenha prejudicado o crescimento econômico do país, mesmo levando em consideração as expansões fiscais ocorridas em 2009 e 2020, cujos objetivos precípuos foram estimular a atividade econômica em reação a crises exógenas.

Figura 4: Modelo base: variáveis observadas



Fonte: Estimções dos autores.

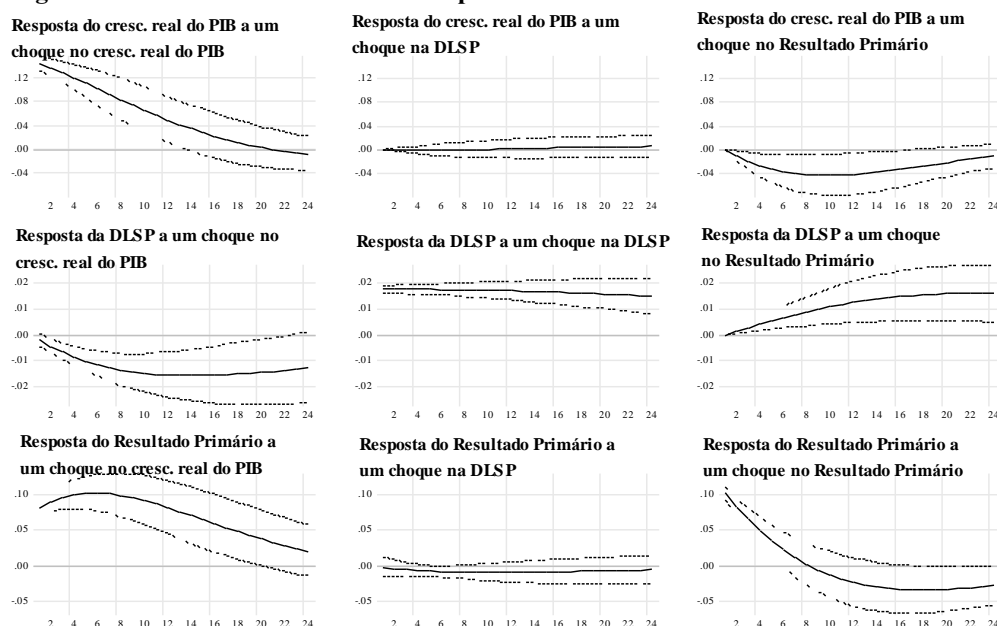
Já um choque positivo de um desvio padrão no crescimento real do PIB provocou queda persistente na DLSP e tênue elevação no RP por um período de um ano aproximadamente, porém bem menor do que o esperado pelo mercado, como se verá adiante. Um choque na DLSP fez cair RP durante um período curto, tendo em vista possivelmente o gap temporal necessário para que a autoridade fiscal pudesse reagir, via elevação do RP. Por fim, não apresentou significância estatística a resposta da DLSP ao Resultado Primário, ao menos em um período curto, sugerindo que outros fatores que não as contas primárias influenciaram mais aquela variável durante o período.

As FIRs das variáveis em expectativas de mercado, reportadas na Figura 5, revelam desalinhamentos em relação aos dados observados. O primeiro ponto de destaque se refere às expectativas contracionistas sobre a atividade econômica decorrente de um choque positivo no RP. Ao contrário dos dados realizados, o mercado esperava que um impulso no RP levasse a uma resposta negativa do crescimento real do PIB no curto prazo. Já um choque na DLSP esperada não apresenta significância estatística para as respostas do crescimento real do PIB e Resultado Primário esperados, diferentemente do que ocorreu com as variáveis observadas na Figura 4. Esse último resultado pode refletir certa descrença do mercado em relação à capacidade da autoridade fiscal de responder prontamente à elevação na DLSP, o que é até reforçado pela resposta positiva dessa variável a um choque no RP esperado, corroborando também a hipótese da influência de outros fatores sobre a dívida (variações patrimoniais ou cambiais, por exemplo).

Da mesma forma do que ocorreu com as variáveis observadas, a DLSP esperada apresentou queda em resposta a um choque na atividade econômica, porém sem persistência e tendendo a convergir após 20 meses. Um impulso no crescimento real do PIB, para o mercado, provocaria uma resposta muito maior do RP do que de fato ocorreu, coerente com o impacto na arrecadação do aquecimento da atividade econômica. Contudo, a elasticidade da arrecadação em relação ao crescimento do PIB variou muito no período

considerado, com alternância de períodos em que superou a unidade e períodos em que ficou menor que um.

Figura 5: Modelo base: variáveis em expectativas



Fonte: Estimções dos autores.

3.3.2. Modelo base: MSVAR

Esses resultados são robustos a formas alternativas de estimação, representadas pelo MSVAR, que incorpora endogenamente a possibilidade de regimes fiscais alternativos, e BVAR, que leva em consideração o papel da incerteza na estimação dos parâmetros.

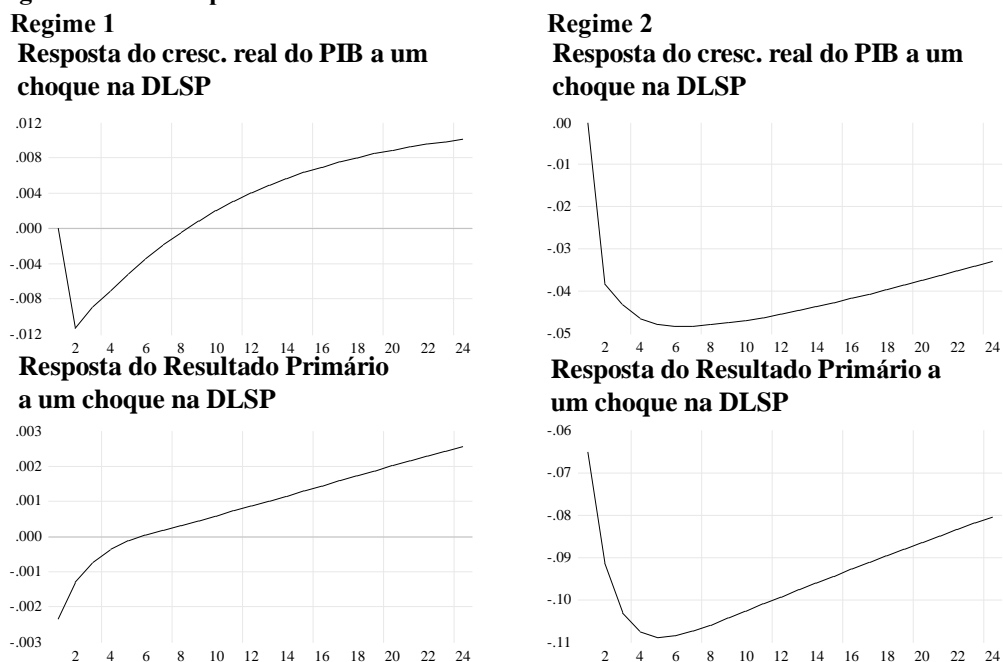
Após comparação entre os dois regimes encontrados, tanto para as variáveis observadas quanto em expectativas, apurou-se as diferenças e as mais significativas foram reportadas nas Figuras 6 e 7. Vale ressaltar que os resultados são coerentes com os testes de raiz unitária para DLSP, quando se constatou endogenamente a presença quebra estrutural aderente aos dois regimes encontrados, como se depreende nas respostas do crescimento real do PIB e resultado primário a um choque positivo naquela variável (Figura 6). Enquanto no Regime 1 a resposta do RP a uma inovação na DLSP tem comportamento explosivo, no Regime 2 tende à estabilidade após cerca de 5 meses, depois de cair rapidamente. Há discrepâncias também das respostas do crescimento real do PIB a um choque na DLSP entre regimes.

No Regime 1, a resposta explosiva do RP a um choque positivo na DLSP, bem como o comportamento do crescimento real do PIB, está muito possivelmente associada aos choques fiscais em resposta às crises exógenas ocorridas em 2009 e 2020, quando a expansão fiscal foi financiada com mais endividamento, sobretudo nesse último episódio. Já o Regime 2 corresponde à maior parte do período considerado, com maior normalidade e estabilidade nas variáveis analisadas. Interessante notar a reação da autoridade fiscal em elevar o resultado primário para controle da dívida, provocando a já comentada resposta positiva no nível de atividade. Fica evidente a necessidade de convergência da DLSP para que haja recuperação do crescimento econômico e melhora do desempenho fiscal em termos de resultado primário.

Em relação às expectativas de mercado, a Figura 7 revela diferenças nas respostas do resultado primário a um choque no crescimento do PIB entre os dois regimes. Há uma resposta imediata no seguida de uma tendência à convergência no Regime 1 enquanto se observa um formato “hump-shaped”, tendendo à queda após cerca de 13 meses de elevação no Regime 2. Já a reação do RP a um choque na DLSP assume tendências distintas entre os dois Regimes. Enquanto no Regime 1 o RP cai sistematicamente após imediata

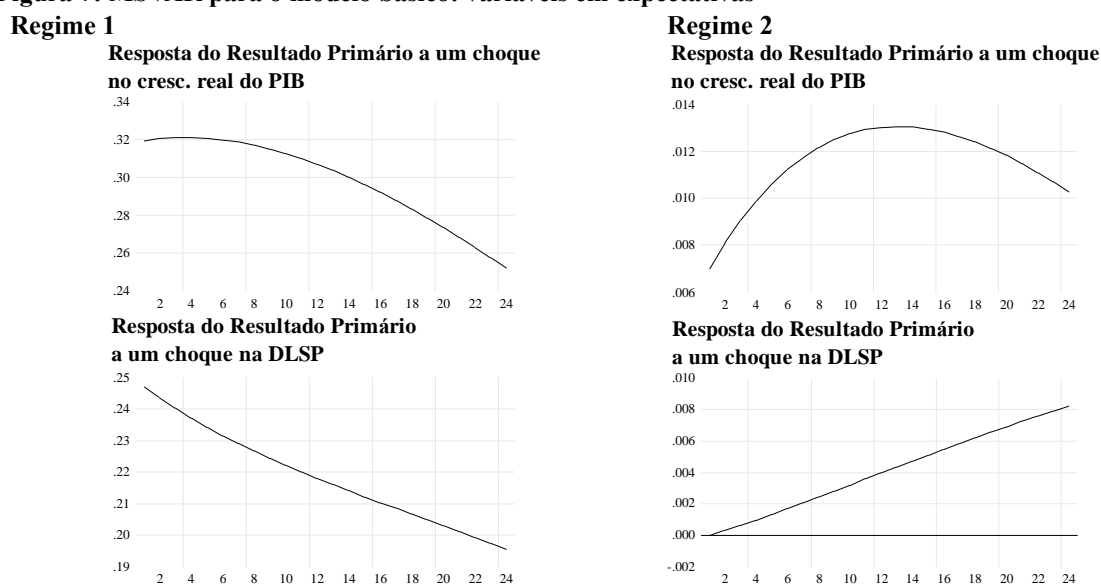
elevação, no Regime 2 perfaz o caminho inverso. Dessa forma, nota-se que uma das principais distinções entre os regimes é o comportamento do Resultado Primário a uma inovação na dívida.

Figura 6: MSVAR para o modelo básico: variáveis observadas



Fonte: Estimções dos autores.

Figura 7: MSVAR para o modelo básico: variáveis em expectativas



Fonte: Estimções dos autores.

3.3.3. Modelo ampliado: SVAR⁴

Na especificação ampliada, é introduzida a dimensão monetária com a inclusão das variáveis de inflação, medida pelo IPCA, e taxa de juros SELIC, tanto observadas quanto em expectativas. Mais uma vez, são considerados choques positivos de um desvio padrão nas estimções das FIRs.

⁴ Os resultados completos estão disponíveis junto aos autores mediante solicitação.

Comparando-se com os resultados do modelo base, porém, não se verificam mudanças significativas nos achados principais. Considerando apenas as respostas que foram estatisticamente significantes, observa-se um horizonte temporal dos impactos um pouco menor que no modelo de três variáveis, sem, contudo, alterar qualitativamente os resultados.

Considerando as variáveis observadas, a dimensão monetária revela aparente contradição na reação do crescimento real do PIB a um choque na taxa SELIC ao passo que a taxa de inflação medida pelo IPCA não apresentou resposta estatisticamente significativa à inovação na taxa básica de juros. Por outro lado, diante das respostas da SELIC a choques no crescimento econômico e na taxa de inflação, verifica-se pronta reação da autoridade monetária dentro do desenho do regime de metas inflação.

Em relação às variáveis fiscais observadas, verifica-se queda na inflação e na taxa de juros a uma inovação positiva no resultado primário, sendo a primeira com duração de 8 meses e a segunda pouco mais de um ano. Ao combinar esses resultados com a resposta do crescimento real do PIB, observa-se que um choque positivo no RP está correlacionado a um quadro positivo na economia, sugerindo uma transmissão virtuosa entre as variáveis consideradas nas duas décadas encerradas em 2022.

Por fim, nota-se resposta positiva do RP a um choque na SELIC, possivelmente em virtude de efeitos indiretos, como o crescimento real do PIB. Já a resposta da dívida não apresentando significância a um choque na SELIC, muito possivelmente pode estar associada à diferença dessa taxa de juros com a taxa implícita da dívida, efetivo indexador daquela variável. A função precípua da taxa SELIC é servir como instrumento de política monetária, não exercendo influência direta relevante nos movimentos da DLSP no período.

Assim como ocorreu com as variáveis observadas, as estimações do modelo ampliado com variáveis em expectativas tendem a confirmar as estimações do modelo básico também em expectativas. Houve, apenas, mudança marginal na duração dos choques quando comparado ao modelo básico.

O IPCA e a taxa SELIC respondem com quedas a uma inovação positiva no Resultado Primário, sugerindo que o mercado também esperava um ciclo virtuoso decorrente de um choque nessa variável, muito embora não acreditasse em crescimento do produto. Portanto, a introdução dos juros e inflação revelou alinhamento das previsões dos agentes de mercado ao que efetivamente foi observado no período. O desalinhamento permaneceu, somente, na relação entre o RP e o crescimento real do PIB, resultado que se revelou bastante robusto.

Assim, nas variáveis observadas do modelo ampliado, o choque positivo no resultado fiscal produziu efeitos expansionistas ao longo de um período aproximado de oito meses, enquanto para inflação e juros a resposta positiva ocorreu com alguma defasagem. Com isso, nota-se uma reação mais rápida do setor real, em termos de consumo e investimento privado, seguida da melhora no setor monetário, demonstrando o caminho da transmissão na economia de um choque positivo no resultado primário. As variáveis esperadas, por sua vez, apesar de terem sinalizado a melhora nos juros e inflação ante um choque positivo no resultado primário, e até em uma velocidade maior, não seguiram a mesma trajetória.

Também merece menção a crença do mercado na reação da autoridade monetária, via resposta da SELIC, a choques no nível de preços e crescimento real do PIB, apesar de o contrário não se verificar, tal como ocorreu com as variáveis realizadas. As expectativas de mercado também apontavam para ligeira queda na dívida em virtude de inovações no IPCA, muito possivelmente associadas ao efeito denominador, uma vez que o PIB nominal tenderia a aumentar com mais inflação. Por fim, o mercado imaginava uma resposta positiva imediata do RP a um choque na SELIC, confiando na celeridade da autoridade fiscal em apoiar eventuais políticas monetárias contracionistas, mas que rapidamente se arrefeceria e voltaria a cair.

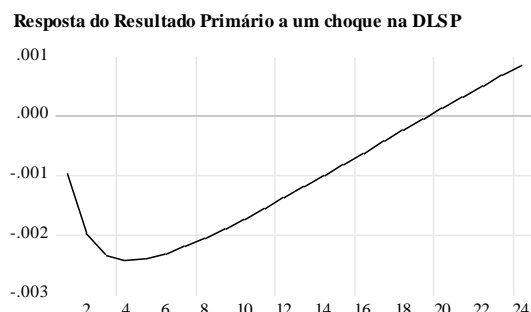
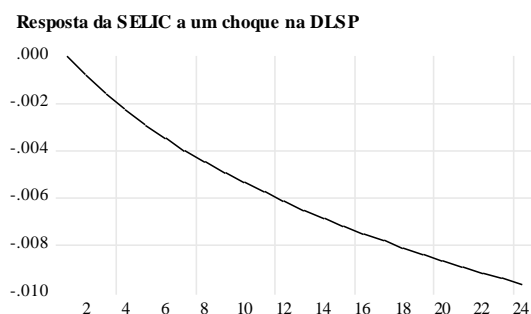
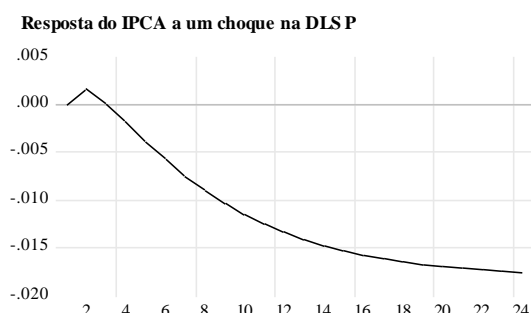
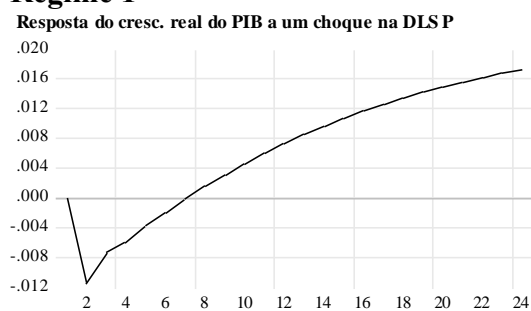
3.3.4. Modelo ampliado: MSVAR

Os resultados mais relevantes das FIRs do MSVAR ampliado para as variáveis observadas diante de um choque positivo de um desvio padrão estão reportados na Figura 8. Em relação ao crescimento real do PIB, DLSP e RP, os resultados do modelo ampliado tendem a acompanhar o modelo básico,

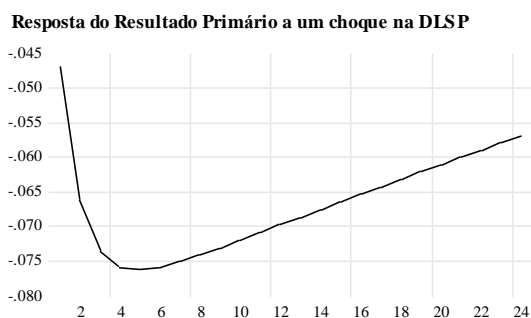
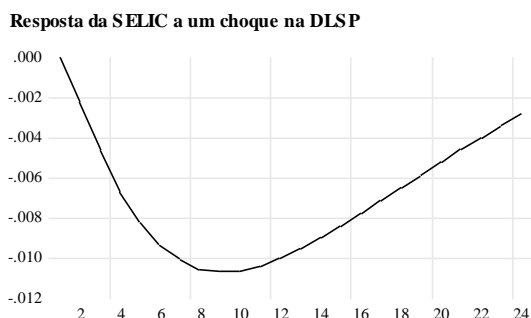
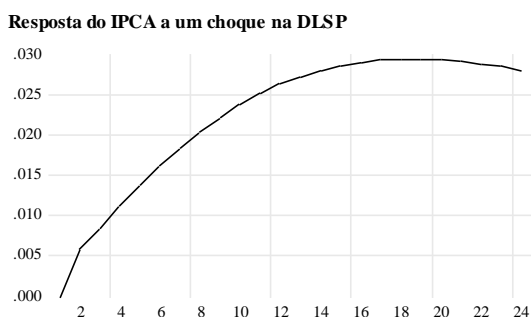
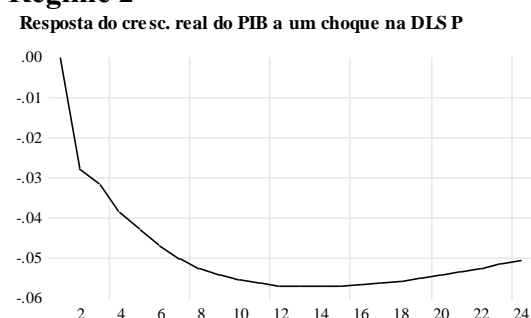
corroborando as conclusões sobre existência de dois regimes. Adicionando a dimensão monetária, temos que a resposta do IPCA a choques na DLSP apresenta comportamento diametralmente opostos nos dois regimes. No Regime 1 há queda sistemática e persistente da inflação, também bastante característica dos períodos de crise mencionados anteriormente, onde foi acompanhada de queda no produto e utilização de política fiscal contracíclica para fazer frente ao ambiente econômico desfavorável. Por outro lado, no Regime 2 perdura o comportamento padrão, onde um aumento na dívida impacta a inflação no curto prazo.⁵

Figura 8: MSVAR para o modelo ampliado: variáveis observadas

Regime 1



Regime 2



Fonte: Estimções dos autores.

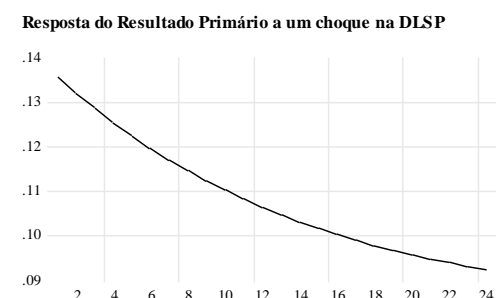
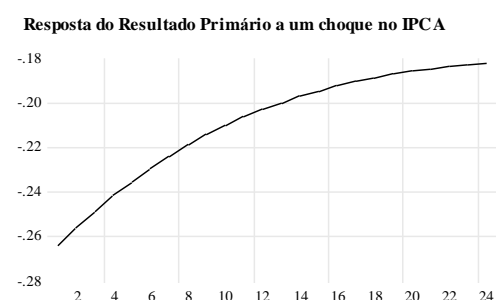
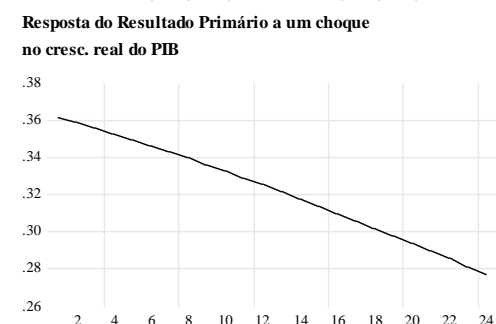
⁵ Os resultados completos estão disponíveis junto aos autores mediante solicitação.

Quanto à reação da taxa SELIC a inovações na dívida, o primeiro regime apresenta redução sistemática e persistente, enquanto o segundo regime se caracteriza pela reversão da tendência de queda ao impulso após 10 meses. Mais uma vez, as crises que resultaram em aumento de endividamento foram acompanhadas de relaxamentos na política monetária, como forma de estímulo adicional na atividade econômica impactada negativamente pelos choques exógenos. No Regime 2 já se verifica resposta positiva da SELIC, muito possivelmente associada a reação da autoridade monetária em relação a elevação da inflação consoante à deterioração no endividamento.

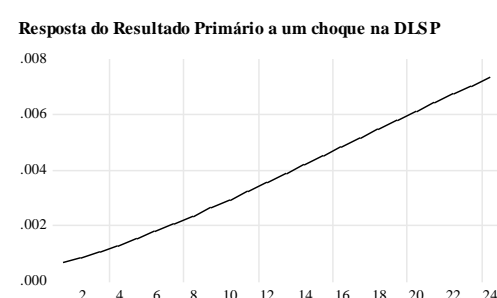
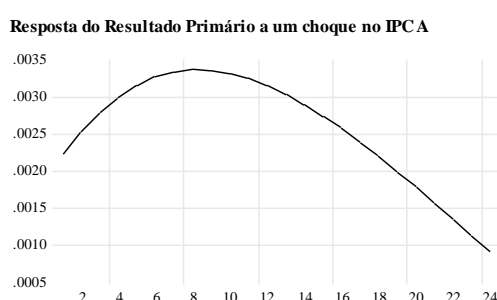
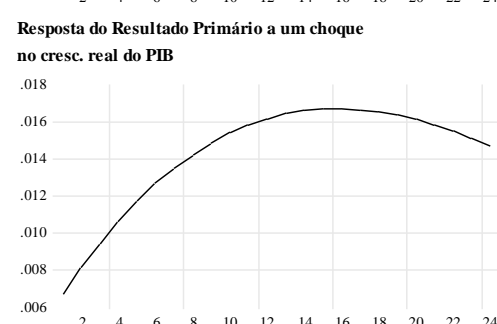
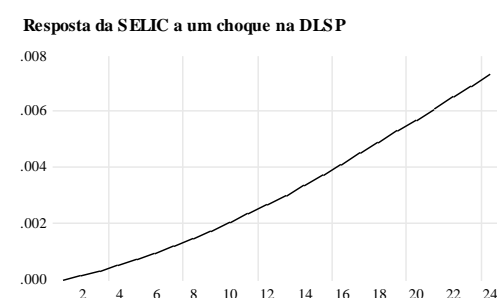
Por último, o Resultado Primário possui respostas parecidas a um choque na DLSP nos dois regimes apurados, diferenciando-se apenas em magnitude. Dessa forma, evidencia-se que, independentemente do regime ou da situação, a autoridade fiscal pareceu seguir firme na resposta do Resultado Primário em virtude de inovações ocorridas no endividamento, ainda que com alguma defasagem temporal.

Figura 9: MSVAR para o modelo ampliado: variáveis em expectativas

Regime 1



Regime 2



Fonte: Estimacões dos autores.

Na Figura 9, as expectativas de mercado revelam que os dois regimes não parecem ter exercido tanta influência quanto no caso das variáveis observadas, revelando desalinhamento adicional sobretudo nas respostas da taxa SELIC e Resultado Primário a um choque naquela variável. A reação da SELIC a uma inovação na dívida se assemelha àquela ocorrida nas respectivas variáveis observadas, com a diferença que no Regime 2 não ocorre a queda seguida da elevação, mas sim aumento persistente e sistemático.

Quanto à reação do Resultado Primário a um choque no PIB, o mercado fortemente acreditava em uma resposta instantânea e forte sob o Regime 1 em função de aumentos na arrecadação, porém seguida de gradual redução e estabilização. No Regime 2, a resposta do RP tende a ser mais lenta e até muda de trajetória após 16 meses. A resposta do RP a um choque na inflação também é distinta nos dois regimes, sendo no primeiro verificada uma nítida tendência da política fiscal em contribuir com a política monetária no controle da inflação. Já no segundo regime, essa tendência apenas aparece no curto prazo (até 8 meses aproximadamente), revertendo-se em seguida.

Por fim, a resposta do Resultado Primário a uma inovação na DLSP possui comportamento oposto nos dois regimes. No Regime 1, o mercado acreditou na pronta reação da autoridade fiscal a um choque na dívida, seguida de queda e estabilização. Já no Regime 2, a reação era prevista para ocorrer de maneira mais gradual e persistente no período de dois anos.

3.4. Análise de robustez: BVAR e setor externo

Como testes de robustez, foram estimados também modelos BVAR para as variáveis observadas e em expectativas para o mesmo período. Incluiu-se, também, a variável investimento estrangeiro direto sobre o PIB e taxa de câmbio nominal, observadas e em expectativas, para representar o setor externo da economia. As estimações confirmaram os resultados obtidos pelo SVAR, motivo pelo qual os resultados não são aqui reportados. Contudo, estão disponíveis com os autores mediante solicitação.

A inclusão de variáveis do setor externo no modelo ampliado ratificou as principais conclusões já apresentadas nas Seções anteriores, sobretudo com respeito à interação do resultado primário com as demais variáveis do modelo. De uma maneira geral, não se encontrou significância estatística em resultados envolvendo as variáveis do setor externo. As suas dinâmicas, muito associadas a volatilidade do mercado externo, não permitiu extrair relações com as demais variáveis envolvidas na modelagem. O conjunto completo das funções impulso-respostas do modelo ampliado incluindo setor externo, para variáveis observadas e em expectativas, também pode ser obtido junto aos autores mediante solicitação.

4. CONCLUSÕES

O presente estudo teve como objetivo avaliar os efeitos da regra fiscal de resultado primário sobre a dinâmica do crescimento econômico e de outras variáveis macroeconômicas, além de investigar o alinhamento entre as respostas observadas e as expectativas de mercado sobre a condução da política fiscal no período de 2003 a 2022. Para tanto, foram estimados modelos de vetores autorregressivos (VAR) para variáveis observadas e em expectativas e comparadas as funções de impulso-repostas resultantes. Foi estimado, também, modelos VAR com mudança de regime “Markov-Switching” (MSVAR), visando identificar distintos regimes de atuação da política fiscal no período. Como análise de robustez, foram estimados modelos VAR bayesianos (BVAR) e incluídas variáveis de controle representativas do setor externo visando confirmar os resultados obtidos.

O principal resultado foi o desalinhamento na resposta do crescimento real do PIB a um choque positivo no resultado primário. Enquanto o mercado previa uma resposta negativa do crescimento econômico, os dados observados revelaram uma reação positiva no curto prazo, possivelmente atrelada à expectativa de ancoragem fiscal. Considerando adicionalmente a Taxa SELIC e a inflação medida pelo IPCA, tanto as variáveis esperadas quanto observadas apontaram para um círculo virtuoso de queda nesses

dois indicadores, em resposta a uma inovação no resultado primário, reforçando o seu poder de sinalização na condução da política fiscal. Ressalta-se que, no período de estudo, estão incluídas as respostas fiscais às crises exógenas de 2009 e 2020, que foram claramente expansionistas, mas aparentemente diluídas ao se considerar o período completo de 2003 a 2022.

Tais resultados, mostram-se compatíveis com o papel da ancoragem da regra fiscal nas expectativas dos agentes. Conforme Alesina, Favaro e Giavazzi (2019), não se descarta aqui a hipótese de austeridade expansionista para a economia brasileira no período estudado, entendendo ter havido certa prevalência do papel sinalizador da política fiscal, ante papel alavancador da demanda agregada, a despeito dos estímulos fiscais ocorridos nos momentos de crise.

Adicionalmente, Kydland e Prescott (1977) já preconizavam a preponderância das regras macroeconômicas sobre a política discricionária em um ambiente sob expectativas racionais. Assim, resultados fiscais positivos pareceram fortalecer e impulsionar não apenas a atividade econômica no curto prazo, como também queda nos juros e inflação, ainda que o mercado não percebesse esse comportamento a priori. Ao longo do período, o efeito positivo da regra fiscal pode ter assumido as características apontadas por aqueles autores, sobrepondo à política discricionária adotada nos momentos de crise, além de outros caracterizados também como de ativismo fiscal.

Complementarmente, a resposta expansionista do superávit primário cabe também na abordagem de Barro (1989) a respeito da equivalência ricardiana em um contexto de expectativas racionais. Pode-se inferir que a economia acabou por interpretar que eventuais reduções no déficit primário poderiam significar maior controle da carga tributária, sabidamente crescente, pelo menos durante boa parte da primeira metade da amostra. Esse controle, característico do esquema ricardiano evocado por Barro (1989), pode ter exercido algum estímulo na atividade econômica, ainda que as previsões dos agentes de mercado não indicassem esse movimento.

Por outro lado, a eficiência do resultado primário em controlar o crescimento da dívida, no período considerado, foi questionável, tanto pelas variáveis observadas, quanto pelas expectativas de mercado. Com isso, pode-se inferir que a manejo daquele instrumento em controlar o nível de endividamento não atingiu plenamente seus objetivos, ou não foi tão importante quanto seu papel como sinalizador para o lado real da economia. Assim, possivelmente outros fatores exerceram maior influência na dinâmica da dívida líquida do setor público, como ajustes patrimoniais ou câmbio.

Um choque no crescimento econômico, tanto observado quanto esperado, leva a uma redução na dívida líquida do setor público. Já o contrário não se mostrou estatisticamente significativo. A dinâmica da dívida pública parece requerer maiores horizontes de análise, e uma maior investigação sobre outros fatores que possam influenciar sua dinâmica de curto e longo prazos. Ademais, a quebra estrutural endogenamente apurada em 2015 estabeleceu dois regimes pelos quais sua dinâmica pode ter modificado, resultando em respostas distintas para as variáveis fiscais e crescimento econômico nos dois regimes.

Também questionável é o grau de eficiência da política monetária no período, dada a reação do crescimento real do PIB e da inflação medida pelo IPCA a um choque na Taxa SELIC, tanto nas variáveis esperadas quanto observadas. No mínimo, pode-se inferir que um horizonte mais longo seja necessário para detecção dos efeitos da política monetária sobre o produto e inflação. Na outra direção, no entanto, haja vista o comportamento da SELIC a choques no crescimento da atividade econômica e no IPCA, verificou-se a pronta atuação da autoridade monetária dentro do desenho do regime de metas para a inflação, tanto na perspectiva das variáveis observadas quanto das expectativas de mercado.

Como pesquisas futuras, pode-se buscar avaliar a interação da política monetária com a política fiscal, incluir elementos da política macroprudencial, investigar outras estratégias de identificação bem como investir em modelagem estrutural acerca das questões ora levantadas.

REFERÊNCIAS

- ALESINA, A., FAVARO, C. AND GIAVAZZI, F. “*Austerity: When It Works and When It Doesn’t*”. Princeton University Press. 1ª ed. 2019.
- BARRO, R. J. “The Ricardian Approach to Budget Deficits.” *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 3, n. 2, p. 37-54. 1989.
- BIANCHI, F. AND L. MELOSI. “The Dire Effects of the Lack of Monetary and Fiscal Coordination”. *Journal of Monetary Economics* 104, 1–22, 2019.
- BIANCHI, F.; FACCINI, R. AND MELOSI, L. “A Fiscal Theory of Trend Inflation”. Working Paper 30727 <http://www.nber.org/papers/w30727>. 2022.
- BLANCHARD, O. “Fiscal dominance and inflation targeting: lesson from Brazil”. Working Paper <http://www.nber.org/papers/w10389>, 2004.
- BLANCHARD, O. AND PEROTTI, R. “An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output”. *Quarterly Journal of Economics*, n. 117, p. 1.329 - 1.368, 2002.
- BRASIL (1988). Constituição Federal. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/constituicao.htm
- BRASIL. Anexos de Metas Fiscais das Leis de Diretrizes Orçamentárias. Diversos anos. Disponível em: www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis
- BRASIL (2000). Lei Complementar nº 101/2000 – Lei de Responsabilidade Fiscal: Disponível em: www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/lcp/lcp101.htm
- CLARIDA, R., GALI, J. AND GERTLER, M. “The Science of Monetary Policy: a New Keynesian Perspective”. *Journal of Economic Literature*, XXXVII, pp. 1661–1707, 1999.
- COCHRANE, J. H. “Long Term Debt and Optimal Policy in the Fiscal Theory of the Price Level”. *Econometrica* 69, 69–116, 2001.
- COCHRANE, J. H. “*The Fiscal Theory Of The Price Level*”. Princeton University Press. 1ª ed. 2023.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W.A. “Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root”. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 336, p. 427-431, 1979.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W.A. “Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root”. *Econometrica*, v. 49, nº 4, 1981.
- DIVINO, J. A. AND HARAGUCHI, C. “Observed and Expected Interest Rate Pass-Through Under Remarkably High Market Rates”. 2021.
- DIVINO, J. A. AND HARAGUCHI, C. “(Mis)Alignment between Observed and Expected Monetary Policy”. 2022.
- ELLIOT, G., ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. “Efficient tests for an autoregressive unit root”. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.
- ENDERS, W. “*Applied Econometric Time Series*”. Wiley, 3ª ed. 2010.
- HAMILTON, J. D. “*Time Series Analysis*”. Princeton, New Jersey: Princeton University Press. 1994.
- KROLZIG, H-M. “*Markov-Switching Vector Autoregressions*”. Berlin: Springer. 1997.
- KYDLAND, F E. AND PRESCOTT, E. C. “Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans”. *Journal of Political Economy*. v. 85, nº 3, p. 473-492, 1977.
- LUTKEPOHL, H. “*New introduction to multiple time series analysis*”. Berlin: Springer. 2005.
- NG, S.; PERRON, P. “Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power”. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.
- PERES, M. A. F. E ELLERY, R. G. “Efeitos Dinâmicos dos Choques Fiscais do Governo Central no PIB do Brasil”. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 39, nº 2, p. 159-206, 2009.
- PERRON, P. “The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis”. *Econometrica*, v. 57, n. 6. p. 1361-1401, 1989.
- PFAFF, B. “*Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R*”. 2ª ed. New York: Springer. 2008.

- PHILLIPS, P. C. B. e PERRON, P. “Testing for unit root in time series regression”. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988
- PIRES, M. C. DE C. “*Política Fiscal e Ciclos Econômicos: Teoria e a Experiência Recente*”. Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas – FGV/IBRE. Editora Elsevier. 1ª ed. 2017.
- REINHART, C. M. AND ROGOFF, K. S. “Growth in Time of Debt” *American Economic Review: Papers & Proceedings*. 100 (May 2010): 573–578, 2010.
- ROMER, D. “*Advanced Macroeconomics*”. McGraw Hill Education. 5ª ed. 2019.
- SARGENT, T. AND WALLACE, N. “‘Rational Expectations’, The Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule”. *Journal of Political Economy* 83. P 241-254, 1975.
- SARGENT, T. AND WALLACE, N. “Some Unpleasant Monetarist Arithmetic”. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review Fall*, 1–17, 1981.
- SIMS, C. A. “Macroeconomics and Reality”. *Econometrica*, n. 48, p. 1-48, 1980.
- TSAY, R. S. “*Multivariate Time Series Analysis*”. Editora Wiley.