

Qualidade do instrumento de política monetária e a hipótese de dominância fiscal brasileira*

Sílvio Michael de Azevedo Costa[†]

31 de Outubro de 2008

RESUMO. O objetivo do estudo é verificar empiricamente a qualidade da taxa de juros enquanto instrumento para a condução da política monetária de controle da inflação no Brasil, no período desde a implantação do sistema de metas até os dias atuais. A metodologia empregada foi a cointegração de séries temporais, conforme proposta por [Engle & Granger \(1987\)](#) e por [Johansen \(1996\)](#). Foram observadas as relações de longo prazo e de curto prazo para as variáveis juros reais, inflação, relação dívida/PIB e necessidade de financiamento do setor público. Os resultados mostram que a taxa de juros se mostrou adequada como instrumento de qualidade para condução da política monetária. Ruídos decorrentes de condições fiscais foram percebidos e interpretados como alguma deterioração do instrumento de controle monetário, entretanto sem implicar incapacidade ou passividade operacional.

ABSTRACT. This paper intends to enquire empirically the quality of the interest rate as the tool used by monetary policy to control over inflation, since implementation of Brazilian inflation-targeting regime till nowadays. Methodology applied was time-series cointegration analysis as proposed by [Engle & Granger \(1987\)](#) and [Johansen \(1996\)](#). Estimates were performed to find out long-run and short-run relations between four variables: real interest rate, inflation, debt/GNP ratio and public sector borrowing requirement. Results show that interest rate is a good enough quality tool for conduction of monetary policy, nevertheless noises linked with fiscal conjuncture were identified. This finding means some loss of power for interest rate tool to control over inflation, although it does implicate neither incapacity nor operational passivity.

Keywords: monetary policy, inflation-targeting, fiscal dominance, time-series cointegration

JEL codes: C32, E52, E63

Área SBE: Macroeconomia Aplicada

*Versão de julho de 2008. Opiniões expressas neste trabalho são exclusivas do autor e não representam, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

[†]Banco Central do Brasil e Universidade de São Paulo, Departamento de Economia. E-mail: silvio@usp.br.

1 Introdução

21 de junho de 1999 marcou a implantação legal¹ do sistema brasileiro de metas para a inflação. Desde então as decisões do Comitê de Política Monetária (Copom) do Banco Central do Brasil são pautadas em diretrizes fixadas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), órgão normativo máximo do Sistema Financeiro Nacional, em reuniões periódicas mensais.

O sistema de metas para a inflação é um mecanismo contemporâneo usual que endereça os problemas decorrentes da inconsistência dinâmica de políticas discricionárias sobre a moeda. Tecnicamente a obediência do emissor de moeda a um limite bem determinado, rígido e aceitável de depreciação monetária, ressaltando-se que esse nível de inflação deva ser de conhecimento comum dos agentes, determinará o controle das expectativas inflacionárias da economia. Em um modelo macroeconômico novo-keynesiano, a política de metas inflacionárias orienta os reajustes dos preços da economia e é consistente com o equilíbrio de expectativas racionais. Os efeitos de bem-estar de uma inflação baixa e controlada são óbvios.

O sistema brasileiro de metas inflacionárias é composto por uma diretriz de política monetária definida anualmente pelo CMN; uma função teórica de reação do banqueiro central às variantes da economia, que congrega a tomada de decisão intertemporal ótima²; uma decisão operacional de política monetária – a determinação da taxa-meta de juros básicos, que é o instrumento único de âncora monetária; e um conjunto de instrumentos operacionais do Banco Central – depósitos compulsórios, taxa de redesconto bancário e operações de *open-market*–, para ajuste da oferta de moeda, levando em conta os canais tradicionais de transmissão de política monetária.

A decisão sobre a taxa de juros contemporânea é o elemento central do sistema e que flexiona o equilíbrio geral econômico de bens, títulos e moeda. A variável taxa nominal de juros básicos Selic³ é a âncora monetária brasileira que substituiu a âncora cambial, extinta por fadiga em janeiro de 1999.

Mesmo sob o arcabouço de metas inflacionárias, é relevante no caso do Brasil reconhecer a importância das finanças públicas para a determinação do nível de preços. Realmente depois da implantação da âncora monetária em 1999, as autoridades fiscais passaram a assumir maior comprometimento com seus saldos orçamentários. Uma condução fiscal exógena, que evita que conjunturas de finanças públicas atrapalhem o lado monetário, é dita uma política fiscal passiva. Se, ao contrário, a política fiscal é autocrática e ativa e é a política monetária que deve se adequar para garantir o equilíbrio econômico, esse cenário é coerente com a hipótese de dominância fiscal.

A hipótese de dominância fiscal está associada ao tamanho da dívida pública. De

fato, nesse período a relação dívida/PIB brasileira manteve-se em torno de 50%. Boa parte da dívida mobiliária é indexada à taxa básica de juros e assim a elevação dos juros básicos com a finalidade de controle inflacionário implica em um crescimento não desprezível do endividamento público. Com efeito, o risco de solvência intertemporal do governo central aumenta e os investidores estrangeiros precificam, por arbitragem financeira internacional, a deterioração das condições fiscais do país. Possível impacto está na depreciação da moeda nacional frente às moedas estrangeiras, um efeito contra-intuitivo dado o aumento da rentabilidade oferecido por taxas de juros nacionais mais elevadas.

Segundo [Gonçalves & Guimarães \(2005\)](#), as expectativas inflacionárias aumentam após a contração monetária porque há uma maior preocupação dos investidores com uma possível monetização futura da dívida pública. Assim, o efeito sobre o câmbio seria amplificado.

Distinguem-se duas correntes de pensamento entre economistas, portanto: aqueles em acordo com a teoria macroeconômica tradicional e os adeptos à tese de dominância fiscal. A teoria macroeconômica tradicional ensina que juros mais elevados afetam a taxa de câmbio com valorização da moeda nacional porque há atração de poupança externa. Isso imprime pressão de baixa à inflação local.

Sob a tese de dominância fiscal, um aumento dos juros reais aumenta o endividamento nacional porque os títulos da dívida estão indexados à taxa básica. A percepção do risco de solvência é alterada e o capital externo deixa o país, afetando a taxa de câmbio com desvalorização da moeda nacional. Talvez mesmo ambos os efeitos existam simultaneamente – sejam não excludentes, mas é razoável esperar que um efeito prevaleça sobre o outro.

Os déficits fiscais podem ou não ter impactos inflacionários, a saber se existe dominância fiscal ou dominância monetária. A constituição de superávits primários suficientemente adequados⁴ é necessária para evitar a dominância fiscal em uma estrutura econômica com sistema de metas de inflação e dívida pública elevada. Isso porque o superávit primário é notavelmente uma sinalização percebida por investidores sobre as condições de solvência intertemporal do governo central, e esse sinal alivia o efeito de fuga de capitais.

A percepção dos investidores é, pois, relevante para definir se o país está em regime de dominância fiscal. Países cuja gestão de sua dívida pública está sob suspeitas de insolvência temporal podem estar compelidos a constituir superávits primários maiores como sinalização de sustentabilidade de suas políticas econômicas. Além disso, superávits primários maiores minoram a possibilidade de o governo central socorrer-se via monetização da dívida.

Não é objetivo desse trabalho definir se há no Brasil um regime de dominância fiscal. Tampouco o é se há aqueles indícios finais sobre as taxas de câmbio ou sobre a percepção de investidores e mercados financeiros sobre a solvência das finanças públicas brasileiras. O objetivo do estudo é investigar empiricamente qual a qualidade da taxa de juros enquanto instrumento utilizado na condução da política monetária de controle da inflação no Brasil. A pesquisa utilizará econometria de séries de tempo para trabalhar os dados da economia brasileira situados precisamente no período desde a implantação do sistema de meta até os dias recentes.

Serão estimadas com tal intuito as relações de longo prazo e de curto prazo entre quatro⁵ variáveis-chave nesse entendimento: os juros reais brasileiros, a inflação medida pelo IPCA e dois aspectos fiscais relevantes que são indicadores de oferta de títulos e de solvência das finanças públicas nacionais: a relação dívida/PIB e a necessidade de financiamento do setor público (NFSP).

A metodologia utilizada será a estimação de uma relação estável de longo prazo entre essas variáveis mediante os procedimentos de cointegração propostos por [Engle & Granger \(1987\)](#) e [Johansen \(1996\)](#). Ao estimar um modelo de correção de erros, sob suposta a existência da relação de cointegração, é possível analisar funções de resposta ao impulso para entender como se dá o ajustamento de curto prazo e a capacidade de reação de cada variável. Ainda, mediante a análise de causalidade entre as variáveis pretende-se compreender se há sinais de dominância fiscal no país, pelo menos no período em foco.

A qualidade do instrumento taxa de juros nominal será analisada sob a ótica da reação daquela variável aos choques em variáveis fiscais e na inflação. Sob a hipótese de dominância fiscal a taxa de juros deve perder a capacidade de controle inflacionário, sendo portanto passiva no contexto de políticas econômicas porque é determinada pela necessidade de financiamento do setor público e pelas condições de solvência da dívida nacional.

2 Revisão da literatura

[Sargent & Wallace \(1981\)](#) é o conhecido artigo seminal sobre a relevância da coordenação entre as políticas monetária e fiscal. Nesse estudo os autores modelam e identificam efeitos adversos percebidos pela autoridade monetária quando atua no controle da inflação se a economia está sob dominância fiscal. A incapacidade contínua de controle da inflação no contexto da dominância fiscal advém da limitação encontrada pela autoridade monetária para o financiamento da dívida pública no mercado de crédito. A demanda por títulos públicos é marginalmente decrescente, levada à exaustão quando o estoque da dívida nacional assume patamares mais elevados. Esse efeito exaustão da demanda por títulos impõe a necessidade de utilizar a taxa de juros como instrumento para finan-

ciar o governo. Duas hipóteses básicas são assumidas pelos autores, a primeira é que a taxa real de juros é maior que a taxa de crescimento do produto; e a segunda é que a seqüência de gastos do governo é exógena. A dominância fiscal é definida como a não existência de uma política monetária consistente com o caminho exógeno de gastos públicos, particularmente quando essa seqüência é de grande expansão fiscal durante períodos longos.

[Blanchard \(2004\)](#) concorda que a hipótese de dominância fiscal afeta a eficácia da política monetária. Os vazamentos são amplificados quanto maiores forem o nível da dívida, a parcela da dívida nacional que está atrelada ao câmbio e a aversão ao risco dos investidores internacionais.

[Carneiro & Wu \(2005\)](#) entendem que o alto grau de endividamento e as expectativas sobre a sustentabilidade das contas públicas determinam os resultados fiscais como peça central para formar os *spreads* sobre os juros reais cobrados por economias em tal cenário. Assim, uma elevação da taxa de juros implicará no aumento do serviço da dívida indexada, piorando as condições de endividamento e as expectativas sobre a adimplência intertemporal do governo. Essa situação foi modelada por [Akemann & Kanczuk \(2005\)](#), que mostraram como políticas monetária contracionistas deterioram as condições nacionais de solvência financeira, aumentando a possibilidade de *default* da dívida pública. Outro efeito identificado pelos autores é o fechamento do mercado de títulos aos governos cujos países têm taxas de juros elevadas e estão sob suspeita de insolvência temporal, o que amplifica a adversidade de refinanciamento do passivo nacional.

Todos esses aspectos fiscais são potencialmente relevantes para degradar a capacidade de o Banco Central utilizar-se do instrumento taxa de juros para executar sua política monetária de controle da inflação. [Carneiro & Wu \(2005\)](#) chamam esse evento de "fadiga do instrumento único de política monetária".

Então, sob um regime de metas inflacionárias, um aumento da taxa real de juros em resposta a uma inflação mais alta determinaria uma depreciação real da moeda nacional e isso leva a uma pressão inflacionária posterior. Nesse sentido, em verdade é a política fiscal a opção correta para implementar o controle inflacionário, não a política monetária. Não é possível haver equilíbrio se ambas as políticas forem ativas porque determinaria, sob um sistema de metas inflacionárias, uma trajetória explosiva para a inflação, defende [Blanchard \(2004\)](#). A teoria fiscal de determinação dos preços é bem posta na literatura, por exemplo em [Leeper \(1991\)](#) e [Woodford \(2003\)](#).

A identificação empírica da dominância fiscal foi objeto de estudo de [Gonçalves & Guimarães \(2005\)](#). Os autores verificaram os impactos das decisões de política monetária sobre as taxas de cambio em datas próximas às reuniões do Copom brasileiro e encontraram evidências de que aumentos inesperados na taxa de juros definida pelo Comitê

impuseram certa depreciação do câmbio *ex-post*, bem ao contrário do que a teoria tradicional preconiza. Esse achado é compatível com a hipótese de dominância fiscal para o Brasil no período.

Também endereçado nessa estratégia dos efeitos cambiais, [Zoli \(2005\)](#) analisa como a política fiscal afeta a política monetária em economias emergentes, utilizando dados entre janeiro de 1991 e janeiro de 2004. O autor utiliza a metodologia VAR para encontrar em seus resultados que o Brasil esteve sob dominância fiscal durante todo o período. Os resultados mostram também uma relação positiva entre aumentos da taxa Selic e a depreciação da moeda nacional, novamente em contrário com a teoria tradicional. Isso confirma a idéia de dominância fiscal brasileira levantada por [Blanchard \(2004\)](#) e corrobora também os resultados encontrados por [Gonçalves & Guimarães \(2005\)](#).

Todavia resultados no outro sentido foram identificados por outros autores. [Aguilar \(2007\)](#) utiliza funções de resposta ao impulso para testar a hipótese de dominância fiscal brasileira no período de câmbio flutuante, a partir de janeiro de 1999. A autora estima um VAR para as variáveis juros, risco-país, câmbio e expectativas de inflação. Seus resultados mostram que variações nas demais variáveis não precedem variações na taxa de juros, o que testemunha em contrário ao conceito de dominância fiscal.

[Pastore & Pinotti \(2005\)](#) encontram evidências empíricas de que predominam no Brasil aqueles efeitos ditos tradicionais da taxa de juros sobre a inflação, não havendo dominância fiscal no país. A análise baseou-se na observação dos efeitos de causalidade temporal da elevação dos juros reais e do aumento dos prêmios de risco.

Já [Gruben & Welch \(2005\)](#) desenvolvem um estudo econométrico para Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru com a finalidade de verificar a existência de *hypercrowding out* como fator para o mercado avaliar a solvência intertemporal desses governos. Os autores definem *hypercrowding out* como a situação na qual a constituição de superávits fiscais em países com dominância fiscal causa a redução das taxas reais de juros e o crescimento do produto nacional, apesar da contração direta da demanda agregada. A metodologia empregada pelos autores foi a análise dos testes de causalidade de Granger, dos vetores de correção de erros e das funções de resposta ao impulso. Os resultados mostram que Brasil, México e Peru apresentam condições fiscais fortemente relacionadas a mudanças nas taxas de juros. Por fim, [Gruben & Welch \(2005\)](#) afirmam para o caso brasileiro que a taxa de juros é afetada pelo resultado fiscal primário. Mas não encontram evidências de causalidade temporal de taxa de juros e taxa de câmbio.

3 Metodologia

A metodologia utilizada no artigo consiste em uma abordagem multivariada para séries de tempo. Busca-se estimar (um ou mais) vetores de cointegração entre as variáveis que signifiquem uma relação estável entre as variáveis estudadas, interpretada como uma conexão de longo prazo. A cointegração é um procedimento multivariado adequado para tratar séries de tempo, considerando a possibilidade de tendências estocásticas nas séries, porque resulta em uma equação relacional das grandezas em nível. Por essa abordagem será possível estimar o grau de associação entre o instrumento monetário de controle da inflação – a taxa de juros –, a variável-meta e as variáveis fiscais. Também é possível estimar a dinâmica de ajuste de curto prazo resultante de variações no instrumento monetário e nas variáveis macroeconômicas fiscais e monetárias. Ficam visíveis ainda os impactos de curto e longo prazo nas variáveis de interesse decorrentes de choques exógenos padronizados, mediante análise das funções de resposta ao impulso.

Heterocedasticidade

Antes de aplicar os métodos de cointegração de séries temporais é primordial verificar certas características, como homocedasticidade e estacionaridade das variáveis e seu grau de integração.

A verificação do padrão de heterocedasticidade das séries será feita pela inspeção gráfica das séries em primeira diferença. Quando o padrão de variância difere bastante ao longo do tempo, é possível dirimir o problema pela transformação logarítmica⁶

Estacionaridade

É ainda fundamental conhecer as propriedades de integração de cada variável quando da elaboração de qualquer modelo econométrico de séries temporais. Os testes mais usuais de raiz unitária de [Dickey & Pantula \(1987\)](#), [Dickey & Fuller \(1981\)](#), DF-GLS de [Elliott, Rothemberg & Stock \(1996\)](#), [Phillips & Perron \(1988\)](#) e [Kwiatkowski et al. \(1992\)](#) serão aplicados para cada variável em estudo neste trabalho. Os métodos de cointegração só podem ser aplicados para variáveis integradas de primeira ordem ou estacionárias, não sendo admitidas séries com mais de uma raiz unitária.

Os primeiros testes empregados para verificar a ordem de integração das variáveis são aqueles propostos por [Dickey & Pantula \(1987\)](#), porque analisam a presença de mais de uma raiz unitária nas séries, ao contrário dos demais testes citados.

Os testes de [Dickey & Pantula](#) para três⁷ raízes unitárias são constituídos de três etapas. Primeiro analisa-se a existência de três raízes unitárias. Em se rejeitando essa

hipótese, testam-se duas raízes unitárias. Por último, uma terceira etapa verificará a presença de uma única raiz, caso a hipótese de duas raízes unitárias seja rejeitada.

Cada etapa de [Dickey & Pantula](#) pode ajustar três possíveis modelos: sem intercepto ou tendência determinística (modelo 1 ou modelo básico), com intercepto apenas (modelo 2) e com intercepto e tendência determinística (modelo 3)⁸.

A seqüência de operações em cada etapa começa pela estimação do modelo mais completo (modelo 3), para o qual se verificam as significâncias para cada termo determinístico, rejeitando o modelo 3 e passando ao modelo 2 quando a significância da tendência determinística é inadequada. Os mesmos ajustes e verificações são tomados para o modelo 2 e, quando a significância da constante é insuficiente, passa-se ao modelo básico, sem constante nem tendência⁹.

Quando as primeiras estimativas de cada modelo revelam a não-normalidade dos resíduos, a metodologia de [Dickey & Pantula \(1987\)](#) prevê a inclusão de defasagens da variável dependente. Os critérios adotados para acrescentar esses novos elementos foram a inclusão de lags de forma decrescente a partir de um p máximo, verificando a significância da última defasagem incluída, a avaliação do correlograma dos resíduos da regressão ajustada e, em última inspeção, os critérios de informação Akaike e Schwarz podem assegurar a escolha do lag adequado.

Os testes para os coeficientes deterministas levam em conta a construção da estatística t , $t_\alpha = \hat{\alpha}/s_\alpha$ e $t_\beta = \hat{\beta}/s_\beta$. Mas devem ser confrontados contra os valores críticos também simulados por [Dickey & Fuller \(1981\)](#), de acordo com o modelo, o nível de significância e o tamanho da amostra. O critério de decisão define que, se $\hat{t}_{\alpha\mu} < \tau_{\alpha\mu}^{crit}$, rejeita-se a hipótese nula de que o modelo tem constante. Com $\hat{t}_{\alpha\tau} < \tau_{\alpha\tau}^{crit}$, rejeita-se a hipótese nula de que o modelo tem constante para o modelo 3. Com $\hat{t}_{\beta\tau} < \tau_{\beta\tau}^{crit}$, rejeita-se a hipótese nula de que o modelo tem tendência para o modelo 3. Há ainda os testes conjuntos baseados em estatística F, construídos pelos modelos restritos e irrestritos, para avaliar os coeficientes deterministas. Cada estatística F ($\hat{\Phi}_1$ no modelo 2 e $\hat{\Phi}_2$ e $\hat{\Phi}_3$ no modelo 3) deve ser confrontada com os valores também simulados por [Dickey & Fuller \(1981\)](#), rejeitando H_0 quando $\hat{\Phi}_i > \Phi_i^{crit}$.

Os testes de [Dickey & Fuller \(1981\)](#)¹⁰ também prevêm três modelos possíveis, com as mesmas características de [Dickey & Pantula](#). O critério principal para decidir o número de defasagens dos modelos foi a análise da significância da maior defasagem, incluindo lags de forma crescente. O correlograma dos resíduos também foi obviamente consultado para verificar o ajustamento do modelo e indicar a inclusão de outros lags. Por fim, os critérios de informação Akaike e Schwarz foram auxiliares nessa etapa.

A operação do método de [Dickey & Fuller](#) também advoga por iniciar pelo modelo mais completo, o modelo 3, com intercepto e tendência. Em sendo verificado pelo teste

para os coeficientes deterministas que a hipótese nula é rejeitada, isto é, que os coeficientes não são significativos, um novo modelo foi estimado, extraindo a tendência determinística. Verificado o teste também para o intercepto, e em sendo esse insignificante, deve ser retirado o drift, passando-se ao modelo básico.

A estatística do teste¹¹ é dada por $t_\gamma = \hat{\gamma}/s_\gamma$. Os valores críticos foram inicialmente calculados por [Dickey & Fuller \(1981\)](#) e posteriormente simulados por Davidson MacKinnon. O critério de decisão define que, se $\hat{\gamma} < \tau^{crit}$, rejeita-se a hipótese nula.

Os testes para os coeficientes deterministas são idênticos aos dos testes de [Dickey & Pantula \(1987\)](#) em construção da estatística, valores críticos e critério de decisão. Há ainda os testes conjuntos baseados em estatística F, construídos pelos modelos restritos e irrestritos, para avaliar os coeficientes deterministas. Cada estatística F ($\hat{\Phi}_1$ no modelo 2 e $\hat{\Phi}_2$ e $\hat{\Phi}_3$ no modelo 3) deve ser confrontada com os valores também simulados por [Dickey & Fuller \(1981\)](#), rejeitando H_0 quando $\hat{\Phi}_i > \Phi_i^{crit}$.

Os testes¹² para uma raiz unitária propostos por [Phillips & Perron \(1988\)](#) tratam o problema da autocorrelação dos resíduos de maneira não paramétrica, pela correção da estatística de teste. Uma hipótese do modelo de [Phillips & Perron](#) é que os erros devem ser independentes e identicamente distribuídos com média zero e variância σ_ε constante.

A estatística do teste¹³ $\hat{\tau}$ deve ser comparada à distribuição simulada por MacKinnon. Testa-se $Z(\hat{\tau})$, onde a função Z é o ajuste efetuado por [Phillips & Perron \(1988\)](#). O critério para determinar o número de lags dos resíduos para considerar a autocorrelação foi a sugestão de Newey-West. O critério de decisão é tal que se $Z(\hat{\tau}) < \tau_\tau^{crit}$, então rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária. Os testes de [Phillips & Perron \(1988\)](#) não possuem procedimentos para testar hipóteses sobre a significância dos termos deterministas. Assim, quando há dúvida sobre qual modelo é o mais adequado, pode-se recorrer ao teste de [Dickey & Fuller \(1981\)](#) como diferencial.

O teste DF-GLS¹⁴ é aplicável sempre quando o Augmented-Dickey-Fuller concluiu que o modelo adequado tem a presença de componentes determinísticos, como constante e tendência. O método¹⁵ faz um teste pontual ótimo para o qual o teste de hipótese tem menos chance de incorrer em erro do tipo dois, que é não rejeitar a hipótese nula, de existência de raiz unitária, quando a série em verdade é estacionária.

O método de aplicação é estimar os termos determinísticos antes e aplicar o teste Dickey-Fuller sobre o resíduo da variável dependente¹⁶. O critério para seleção do número de defasagens foi o critério de Schwarz (SIC), oferecido automaticamente pelo software. A estatística do teste¹⁷ deve ser confrontada com os valores críticos. Para o modelo com intercepto, os valores são os mesmos simulados por MacKinnon. Para o modelo com intercepto e tendência, os valores críticos devem ser obtidos em [Elliott, Rothemberg & Stock](#).

O teste proposto por Kwiatkowski et al. (1992) tem uma especificação diferente dos demais testes aplicados. São dois os modelos¹⁸ possíveis, o modelo com intercepto e o modelo com intercepto e tendência. Sob hipótese nula de que a série é estacionária, avalia-se se existe estacionaridade em torno de uma constante (modelo primeiro) ou em torno de uma tendência linear (segundo modelo). O critério adotado para determinar as defasagens na janela de Bartlett será a sugestão de Newey-West. A estatística do teste¹⁹ deve ser confrontada com os valores críticos simulados pelos autores Kwiatkowski et al. (1992). O critério de decisão é se $\hat{\eta} > \eta^{crit}$, rejeita-se a hipótese nula de estacionaridade.

Após a análise do grau de integração, em se constatando que as séries envolvidas são integradas de ordem 1 ou estacionárias, essas variáveis são elegíveis para aplicação do método de cointegração.

Cointegração

Dois métodos de cointegração podem ser ajustados a conjuntos de séries de tempo. O primeiro é o procedimento de Engle & Granger (1987), que estima um único vetor de cointegração e permite apenas avaliar a cointegração entre pares de variáveis integradas de ordem 1. O segundo procedimento é a cointegração de Johansen (1996) e possui vantagens comparativas em relação ao primeiro procedimento.

O procedimento de Engle & Granger (1987) baseia-se na idéia de que se duas variáveis I(1) são cointegradas de primeira ordem, então a equação de cointegração pode ser obtida por estimação de mínimos quadrados ordinários, como explica a equação 1. Os resíduos dessa especificação todavia devem ser estacionários. Os resíduos devem ser estimados segundo a equação econométrica 2, com ξ_t sendo ruído branco²⁰.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta^i \hat{\varepsilon}_{t-1} + \xi_t \quad (2)$$

A cointegração pelo procedimento de Johansen (1996) baseia-se no Teorema da Representação de Granger. Esse teorema afirma que se um grupo de variáveis cointegram entre si então o vetor de cointegração tem uma representação na forma de um modelo de correção de erro. O modelo de correção de erro é uma variação da metodologia VAR e que tem como principal vantagem a não predisposição em caracterizar as variáveis pelo seu grau de endogeneidade. Outra vantagem é descartar o problema de simultaneidade, pois cada variável é explicada pelas próprias defasagens e pelas defasagens das demais.

O modelo de correção de erros tem a forma posta pela equação 3.

$$\Delta x_t = \alpha \beta' x_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

α é o vetor de correção de erro, β é o vetor de cointegração, γ_i são vetores de coeficientes para as variáveis defasadas e ε_t é o termo errático da equação, que deve ser estacionário.

Johansen (1996) propõe que seja realizado um teste para calcular o posto da matriz $\Pi = \alpha\beta'$. O posto da matriz determina o número de vetores de cointegração possíveis. Johansen estima por máxima verossimilhança o posto da matriz Π . Dois testes podem determinar o número de vetores de cointegração possíveis entre as variáveis. São os testes da estatística do traço (equação 4) e do máximo autovalor (equação 5), que, sob H_0 , identificam no máximo r vetores de cointegração.

$$\eta(r) = -T \sum_{i=r+1}^N \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4)$$

$$\mathfrak{S}(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r-1}) \quad (5)$$

A determinação da ordem do VAR que baseará o VEC seguiu os critérios de informação AIC, BIC, HQ e FPE, além da estatística LR. Cinco são os modelos possíveis para VEC, com termos deterministas dentro e/ou fora do vetor de cointegração. Os critérios para determinar o modelo mais adequado foram uma combinação entre inspeção gráfica; significado econômico; estatísticas do traço e do máximo autovalor; e o Princípio de Pantula, que pondera a favor do modelo mais parcimonioso.

Exogeneidade

A análise do VEC permite entender como se dá o ajustamento de curto prazo para garantir a manutenção da relação de cointegração de longo prazo. A estimação desse modelo também possibilita estudar o grau de exogeneidade das variáveis e, eventualmente, detectar relações de causalidade no sentido de Granger.

A exogeneidade fraca de variáveis do VEC pode ser estimada pela aplicação de restrições ao vetor de correção de erro. Na abordagem para o vetor de correção de erros, uma variável fracamente exógena em relação ao vetor de cointegração é definida como aquela que não responde aos desequilíbrios de curto prazo. Testa²¹-se $\alpha_{(k,r)}$, onde k é a ordem da variável no vetor de cointegração e r é a r -ésima relação de cointegração

estimada. Uma variável que é fracamente exógena em relação aos parâmetros de interesse dispensa a estimação do modelo marginal.

Causalidade de Granger

A causalidade no sentido de Granger para as variáveis do modelo de correção de erro tem outra abordagem quando há cointegração. Se as variáveis cointegram, quando uma variável não é fracamente exógena pelo teste de restrição ao VEC essa variável já é Granger-causada pelo bloco de variáveis do vetor de cointegração.

As variáveis fracamente exógenas devem ser submetidas a um teste adicional. É possível verificar a causalidade pelos testes Wald para bloco de variáveis. Esse teste²² baseia-se na comparação de modelos restritos e irrestritos pela razão de máxima verossimilhança, com as variáveis do VEC em primeira diferença.

Funções de resposta ao impulso

A partir do modelo ajustado é possível analisar qual é o comportamento individual das variáveis endógenas quando se aplica um choque aleatório de intensidade padrão para cada variável. O método de separação dos efeitos individuais sobre cada variável endógena de um choque aleatório sobre o conjunto VEC é possível pela decomposição de Cholesky²³.

Detalhes técnicos de construção e execução dos testes, bem como todos os resultados, telas do software²⁴, estatísticas de teste, valores críticos, conclusões específicas e demais procedimentos econométricos estão substantiados em apêndice técnico²⁵.

3.1 Séries temporais estudadas

Juros reais – Definida pela subtração da taxa nominal de juros over-Selic em pontos percentuais pelo índice de inflação apresentado a seguir. Chama-se essa variável de JUOREAL. Posteriormente a variável é transformada pelo logaritmo, sendo tratada adiante como LJUOREAL.

Dívida líquida do setor público – É o estoque da dívida líquida do setor público consolidado dividido pelo PIB brasileiro. É medida em pontos percentuais. Chama-se a variável de DLSP, ou LDLSP quando transformada pelo logaritmo. Essa grandeza é um indicador de risco de solvência para o mercado de crédito.

Necessidade de financiamento do setor público – É o resultado orçamentário do setor público consolidado, significando a parcela do orçamento do governo que está

a descoberto e precisa de recursos. O setor público pode financiar esse déficit orçamentário por emissão monetária, o aumento do endividamento interno e/ou externo ou diminuição de seus haveres internos e/ou externos.

Inflação – É utilizado o Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA), que mede a alteração de preços ao consumidor dos últimos doze meses, tomada em variação percentual. Esse índice de inflação é aquele utilizado pelo Banco Central brasileiro para balizar o sistema de metas inflacionárias.

A série Juros reais foi obtida pela operação entre duas outras séries. A série Taxa de juros over-Selic, acumulada no mês e anualizada, disponível sob código 4189 no sistema SGS do Banco Central²⁶, é organizada pelo Departamento de Mercado Aberto (DEMAB) do Banco Central do Brasil. A série "Índice nacional de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA), em 12 meses" tem código 13522 no sistema SGS e significa o índice de inflação que baliza o sistema de metas brasileiro, acumulado nos últimos doze meses, em pontos percentuais. Ambas as séries tem periodicidade mensal. A série Juros reais foi construída subtraindo a inflação, medida pelo IPCA, da série taxa de juros nominal over-Selic.

A série Dívida Líquida do Setor Público, DLSP, foi tomada da série "Dívida Líquida do Setor Público (% PIB) - Total - Setor público consolidado" de código 4513 no sistema SGS. É medida em pontos percentuais e representa a relação dívida/PIB brasileira. A DLSP é definida como o balanceamento entre as dívidas e os créditos do setor público não-financeiro e do Banco Central. Os saldos são apurados pelo critério de competência. A fonte dos dados é o Departamento Econômico (DEPEC) do Banco Central.

A série Necessidade de Financiamento do Setor Público utilizada foi a nomeação da série publicada no sistema SGS sob código 6673 e título "NFSP com desvalorização cambial (% PIB) - Fluxo mensal corrente - Resultado nominal - Total - Setor público consolidado". Quando as receitas (inclusive juros dos ativos) são menores que os gastos correntes e de capital (incluindo as despesas com juros sobre a dívida), o governo gera déficit que pode ser financiado de diversas formas. Esse montante a financiar define a NFSP.

A série Inflação foi tomada como a série 13522 do SGS do Banco Central. É o Índice nacional de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA), em 12 meses, calculado pelo IBGE. Também tem periodicidade mensal e está apresentada sob a forma de variação mensal dos preços ao consumidor. A unidade de medida da série é pontos percentuais.

Os dados foram obtidos no site do Banco Central do Brasil, pelo sistema SGS (Sistema Gerenciador de Séries Temporais), de uso público.

Todas as séries tem periodicidade mensal e as amostras contém dados desde julho de 1999, sem interrupções ou mudanças de metodologia, até novembro de 2007. O início

em julho de 1999 coincide com a adoção do regime brasileiro de metas inflacionárias.

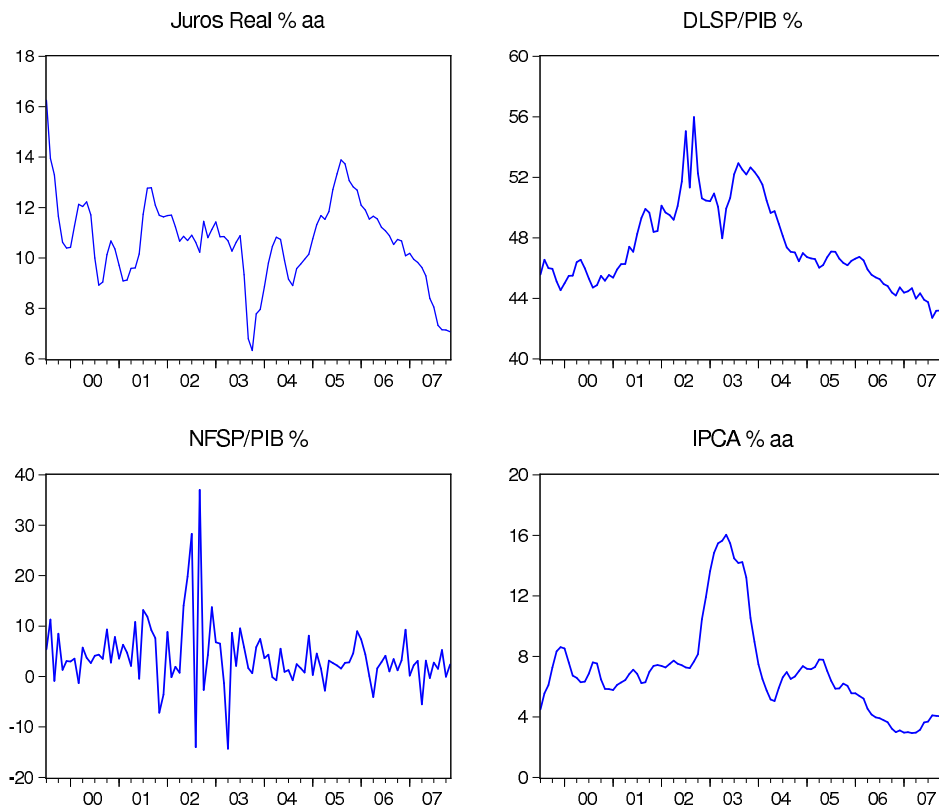


Figura 1: Séries temporais estudadas JUOREAL, DLSP, NFSP, IPCA

4 Análise econométrica e resultados

Homocedasticidade

A observação gráfica das séries em primeira diferença mostrou indícios de heterocedasticidade para todas elas. Optou-se pela transformação linear logarítmica para resolver o problema. As variáveis JUOREAL, DLSP, NFSP e IPCA estão amostradas em pontos percentuais. Apesar de terem o mesmo intervalo de variação e com a possibilidade de serem eventualmente negativas, apenas a variável NFSP apresentou valores menores que zero no período estimado. Para fins de transformação logarítmica, ajustou-se a variável dividindo-a por 100 e somando uma unidade.

As séries após o logaritmo foram chamadas LJUREAL, LDLSP, LNFSP e LIPCA, respectivamente. É possível que a transformação tenha suavizado o padrão de variância dos resíduos. Nada mais restando a fazer para corrigir a heterocedasticidade, assume-se que as séries em questão são homocedásticas. Essa hipótese é importante e garante a consecução dos trabalhos.

Estacionaridade

Os resultados para os testes de [Dickey & Pantula \(1987\)](#) estão plotados na figura 2. A primeira etapa concluiu pela rejeição da hipótese de três raízes unitárias para todas as variáveis. Os três modelos, com termos deterministas foram testados para todas as variáveis e o melhor ajuste aconteceu com o modelo básico, sem constante nem tendência. Ainda assim, todos os modelos testados rejeitaram 3 raízes unitárias. A segunda etapa concluiu pela rejeição da hipótese nula de duas raízes unitárias para todas as variáveis. O modelo básico ajustou-se melhor para as quatro variáveis. Por fim a terceira e última etapa dos testes definiu determinou que as variáveis Juros reais, Dívida líquida do setor público, Necessidade de financiamento do setor público e inflação possuem uma e apenas uma raiz unitária. São integradas de ordem 1. Apesar dos modelos 2 e 3 apresentarem resultados semelhantes, não puderam ser considerados pela insignificância de seus termos deterministas, mas foram válidos para indicar o modelo básico como mais adequado para decisão sobre a hipótese nula.

Aceitou-se o resultado do teste de que as variáveis têm uma única raiz unitária. Isso tornou possível a execução dos diversos outros testes previstos na literatura econométrica para uma raiz unitária.

Os testes Augmented [Dickey & Fuller](#), DF-GLS/[Elliott, Rothemberg & Stock](#) e [Phillips & Perron](#) têm seus resultados resumidos na figura 3. Os testes de Phillips-Perron confirmaram os testes de Dickey-Fuller e de Dickey-Pantula na rejeição da estacionaridade, por presença de uma raiz unitária, para as séries LJUROREAL, LDLSP e LIPCA. Todavia a série LNFSP foi apontada como estacionária por Phillips-Perron.

As variáveis LJUROREAL, LDLSP e LIPCA apresentaram após os testes de Dickey-Fuller GLS os mesmos resultados já apontados por Dickey-Pantula, Augmented Dickey-Fuller e Phillips-Perron. Todas possuem uma raiz unitária. A variável LNFSP encontra consonância apenas com o teste de Phillips-Perron quando indica estacionaridade.

Os resultados para os testes de KPSS ([Kwiatkowski et al. \(1992\)](#)) estão disponíveis na figura 4. Os testes de KPSS inovaram ao não rejeitar a estacionaridade para a variável LJUROREAL. A variável LIPCA, todavia, manteve a consonância com todos testes anteriores e é integrada de ordem 1. A variável LNFSP apresentou resultados não conclusivos, cada modelo do KPSS apontou uma decisão. Phillips-Perron e DF-GLS já indicaram estacionaridade, enquanto Dickey-Pantula e ADF concluíram que LNFSP é integrada de ordem um. A variável LDLSP também apresentou divergência entre os modelos do KPSS. Todavia, os testes anteriores tinham sido unânimes na determinação de uma raiz unitária.

Assumiui-se, amparado por razoável concordância da maioria dos testes de raiz unitária, que todas as variáveis do estudo são integradas de primeira ordem, ou seja, possuem

	Variáveis			
	LJUOREAL	LDLSP	LNFSF	LIPCA
Etapa 1				
Modelo 3 constante e tendência	Rejeita-se H_0^{***} constante e tendência não significantes	Rejeita-se H_0^{***} constante e tendência não significantes	Rejeita-se H_0^{***} constante e tendência não significantes	Rejeita-se H_0^{***} constante e tendência não significantes
Modelo 2 apenas constante	Rejeita-se H_0^{***} constante não significante	Rejeita-se H_0^{***} constante não significante	Rejeita-se H_0^{***} constante não significante	Rejeita-se H_0^{***} constante não significante
Modelo 1 sem constante	Rejeita-se H_0^{***}	Rejeita-se H_0^{***}	Rejeita-se H_0^{***}	Rejeita-se H_0^{***}
Etapa 2				
Modelo 3 constante e tendência	Não se rejeita-se H_0^* constante e tendência não significantes	Rejeita-se H_0^{***} constante e tendência não significantes	Rejeita-se H_0^{***} constante e tendência não significantes	Rejeita-se H_0^{**} constante e tendência não significantes
Modelo 2 apenas constante	Rejeita-se H_0^{**} constante não significante	Não se rejeita-se H_0^* constante não significante	Rejeita-se H_0^{***} constante não significante	Rejeita-se H_0^{***} constante não significante
Modelo 1 sem constante	Rejeita-se H_0^{***}	Rejeita-se H_0^{**}	Rejeita-se H_0^{***}	Rejeita-se H_0^{***}
Etapa 3				
Modelo 3 constante e tendência	Não se rejeita-se H_0^* constante e tendência não significantes	Não se rejeita-se H_0^* constante e tendência não significantes	Não se rejeita-se H_0^* constante e tendência não significantes	Não se rejeita-se H_0^* constante e tendência não significantes
Modelo 2 apenas constante	Não se rejeita-se H_0^* constante não significante	Não se rejeita-se H_0^* constante não significante	Não se rejeita-se H_0^* constante não significante	Não se rejeita-se H_0^* constante não significante
Modelo 1 sem constante	Não se rejeita-se H_0^*	Não se rejeita-se H_0^*	Não se rejeita-se H_0^*	Não se rejeita-se H_0^*

Figura 2: Resumo dos testes de [Dickey & Pantula \(1987\)](#). As variáveis LJUOREAL, LDLSP, LNFSF e LIPCA são integradas de primeira ordem.

Para a etapa 1 H_0 : 3 raízes unitárias. Para a etapa 2 H_0 : 2 raízes unitárias. Para a etapa 3 H_0 : 1 raiz unitária.

*** / significância a 1%.

** / significância a 5%.

* / significância a 10% .

	Variáveis			
	LJUOREAL	LDLSP	LNFSF	LIPCA
Augmented Dickey-Fuller				
Modelo 3 constante e tendência	Não se rejeita-se H_0^* constante e tendência não significantes	Não se rejeita-se H_0^* constante e tendência não significantes	Não se rejeita-se H_0^* constante e tendência não significantes	Não se rejeita-se H_0^* constante e tendência não significantes
Modelo 2 apenas constante	Não se rejeita-se H_0^* constante não significante	Não se rejeita-se H_0^* constante não significante	Não se rejeita-se H_0^* constante não significante	Não se rejeita-se H_0^* constante não significante
Modelo 1 sem constante	Não se rejeita-se H_0^*	Não se rejeita-se H_0^*	Não se rejeita-se H_0^*	Não se rejeita-se H_0^*
DF-GLS (ERS)				
Modelo 3 constante e tendência	Não se rejeita-se H_0^*	Não se rejeita-se H_0^*	Rejeita-se H_0^{***}	Não se rejeita-se H_0^*
Modelo 2 apenas constante	Não se rejeita-se H_0^*	Não se rejeita-se H_0^*	Rejeita-se H_0^{***}	Não se rejeita-se H_0^{**}
Phillips-Perron				
Modelo 3 constante e tendência	Não se rejeita-se H_0^*	Não se rejeita-se H_0^*	Rejeita-se H_0^{***}	Não se rejeita-se H_0^*
Modelo 2 apenas constante	Não se rejeita-se H_0^{**}	Não se rejeita-se H_0^*	Rejeita-se H_0^{***}	Não se rejeita-se H_0^*
Modelo 1 sem constante	Não se rejeita-se H_0^*	Não se rejeita-se H_0^*	Rejeita-se H_0^{***}	Não se rejeita-se H_0^*

Figura 3: Resumo dos testes de [Dickey & Fuller \(1981\)](#), [Phillips & Perron \(1988\)](#) e DF-GLS/ERS. As variáveis LJUOREAL, LDLSP e LIPCA são integradas de primeira ordem para todos os modelos. A variável LNFSF é $I(0)$ pelos testes de Phillips-Perron e DF-GLS e $I(1)$ pelo teste ADF.

Para todos os testes, H_0 : 1 raiz unitária, H_A : série estacionária.

*** / significância a 1%.

** / significância a 5%.

* / significância a 10% .

	Variáveis			
	LJUOREAL	LDLSP	LNFSF	LIPCA
KPSS				
Modelo 3 constante e tendência	Não se rejeita-se H_0^*	Rejeita-se H_0^{***}	Não se rejeita-se H_0^*	Rejeita-se H_0^{***}
Modelo 2 apenas constante	Não se rejeita-se H_0^*	Não se rejeita-se H_0^{**}	Rejeita-se H_0^{**}	Rejeita-se H_0^{**}

Figura 4: Resumo dos testes de [Dickey & Pantula \(1987\)](#). As variáveis LJUOREAL, LDLSP, LNFSF e LIPCA são integradas de primeira ordem.

Para o teste KPSS H_0 : série estacionária, H_A : 1 raiz unitária.

*** / significância a 1%.

** / significância a 5%.

* / significância a 10% .

uma raiz unitária. Esse achado permite a continuidade do procedimento de análise multivariada pelos métodos de cointegração.

4.1 Cointegração por Engle & Granger (1987)

O procedimento de Engle & Granger (1987) é bivariado. A estimação realizada estimou uma relação estável entre Juros reais contra LDLSP mediante execução do teste CRADF. A idéia do teste CRADF é que se os resíduos são estacionários, então a especificação econométrica por mínimos quadrados representa um vetor de cointegração. Os resultados do teste determinaram, a 5% de significância, que se rejeita a hipótese de raiz unitária dos resíduos. Isso aponta que tais variáveis são cointegradas, mantêm uma relação de longo prazo.

O vetor de cointegração estimado por esse procedimento é (já normalizado pelo coeficiente de LJUROREAL):

$$1.000000000 \text{ LJUROREAL} - 0.103762 * \text{LDLSP} - 1.952920 = 0$$

Para uma variação de 1% na relação dívida/PIB brasileira, os juros reais devem responder com 0.41 %, claro, realizada a transformação anti-log.

A relação entre juros reais e o indicador de solvência dívida/PIB existe e é estável no longo prazo. O sentido do movimento é igual entre as variáveis, juros aumentam e dívida/PIB sobe. Não é possível estabelecer a relação de causalidade e isso é realmente importante para definir se a economia está sob dominância fiscal. O resultado contido em Engle-Granger garante não deixa dúvidas quanto à interação entre essas variáveis, mas não tem técnica para determinar se o instrumento juros é passivo diante da deterioração das condições fiscais.

A execução do procedimento de Engle & Granger (1987) para esse trabalho é preliminar e apenas auxiliar ao procedimento de Johansen (1996) para indicar a existência de uma relação de longo prazo entre tais variáveis. A cointegração estimada pelo vetor de correção de erros garante mais ferramentas para análise do problema.

4.2 Cointegração por Johansen (1996)

A ordem do VAR foi escolhida mediante a análise dos critérios de informação. Quatro critérios – LR (sequential modified LR test statistic, each test at 5% level), FPE (Final prediction error), SIC (Schwarz information criterion) e HQ (Hannan-Quinn information criterion) – concordaram com duas defasagens para o VAR²⁷ Optou-se por indicar o VAR com 2 defasagens. O VEC, portanto, tem 1 defasagem.

A escolha do modelo VEC foi desenvolvida pela adequação semântica da especificação ao comportamento econômico. Pela análise gráfica rejeitou-se a hipótese de tendência quadrática. As séries escolhidas não tem a mesma medida, já que LNFSP foi ajustada. Por esse motivo descartou-se o modelo 1. Os resultados dos testes do traço e do máximo autovalor indicaram 1 vetor de cointegração, a 5% de significância para todos os modelos. Os modelos 3 ou 4, com tendências lineares diferentes, fora ou dentro do vetor de cointegração, não parecem razoáveis pela inspeção gráfica. Optou-se pelo modelo 2, com intercepto no vetor de cointegração, por ser mais parcimonioso e incluir menos rigidez que os demais modelos candidatos.

O vetor de cointegração estimado e normalizado pelo coeficiente de LJUROREAL é:

$$1.000000000 * LJUROREAL - 1.790753887 * LDLSP + 22.65544684 * LNFSP - 0.214615235 * LIPCA + 4.133635604 = 0$$

	LJUROREAL(-1)	LDLSP(-1)	LNFSP(-1)	LIPCA(-1)	C
Equação de cointegração	1.00000	-1.79144	22.66590	-0.21472	4.08522
Desvio-padrão		3.14870	4.27799	0.41930	11.53089
estatística t-Student		[-0.56894]	[5.29827]	[-0.51208]	[0.35428]

Equação de correção de erro	D(LJUROREAL)	D(LDLSP)	D(LNFSP)	D(LIPCA)
Equação de cointegração	-0.014609	-0.007331	-0.036063	0.021153
Desvio-padrão	0.008615	0.002692	0.008556	0.008638
estatística t-Student	[-1.69576]	[-2.72348]	[-4.21478]	[2.44870]
D(LJUROREAL(-1))	0.498886	0.028622	0.108387	0.165241
Desvio-padrão	0.108876	0.034018	0.108131	0.109167
estatística t-Student	[4.58213]	[0.84138]	[1.00236]	[1.51365]
D(LDLSP(-1))	0.161082	0.286988	-0.943964	-0.958795
Desvio-padrão	0.639807	0.199907	0.635429	0.641517
estatística t-Student	[0.25177]	[1.43561]	[-1.48555]	[-1.49457]
D(LNFSP(-1))	0.286861	-0.037146	-0.079352	-0.189908
Desvio-padrão	0.114941	0.035913	0.114154	0.115248
estatística t-Student	[2.49573]	[-1.03432]	[-0.69513]	[-1.64782]
D(LIPCA(-1))	0.075695	0.003435	-0.016477	0.659773
Desvio-padrão	0.093083	0.029084	0.092446	0.093332
estatística t-Student	[0.81320]	[0.11810]	[-0.17823]	[7.06912]

Figura 5: Modelo de correção de erro.

A figura 5 descreve a equação de cointegração normalizada, os desvios-padrão e os valores da estatística t-Student para os coeficientes. O coeficiente da variável LNFSP é significativo na equação de longo prazo. Os demais coeficientes não permitem essa conclusão. Na equação de correção de erro observa-se como as variáveis se ajustam a mudanças para corrigir a relação estável no curto prazo. Os coeficientes das variáveis

LJUOREAL e LIPCA são significantes para corrigir no curto prazo os desequilíbrios contra suas próprias realizações no período anterior, respectivamente.

Há uma relação estável entre as variáveis fiscais, o instrumento de política monetária e a variável de estado que baliza a condução monetária. Ainda não é possível definir causalidades, mas o sinal entre juros reais e dívida/PIB é o mesmo. Juros aumentam enquanto relação dívida/PIB cresce no longo prazo. O resultado orçamentário do governo todavia tem sentido oposto, juros maiores acontecem com NFSP menores. O sinal contrário entre juros e inflação é absolutamente inesperado. Juros reais maiores acontecem com inflação maior no longo prazo, *ceteris paribus*. Aparentemente inconsistente, esse achado é mais fraco do que parece porque apenas relaciona os níveis de inflação e juros reais do Brasil, não explicando como movimentos de juros afetam a inflação. Essa conclusão será obtida na análise das funções de resposta ao impulso, quando se questionará se o sistema estimado é coerente com o modelo de metas de inflação no qual os juros são instrumento de controle monetário. A análise econômica dos coeficientes poderá ser melhor explorada nas funções de resposta ao impulso.

O modelo VEC atendeu à condição de estabilidade. As raízes do polinômio característico e seus módulos foram todos inferiores à unidade. O modelo é estacionário, não possui raízes unitárias e os estimadores são, portanto, consistentes.

Em suma, o correlograma mostra bom comportamento das correlações dos resíduos e os testes LM e Portmanteau corroboram com a inexistência de autocorrelação serial. Dada que essa especificação foi aquela que melhor ajustou a tais aspectos, decidiu-se mantê-la e assumir que a autocorrelação residual não contemporânea está resolvida.

O correlograma dos resíduos do VEC atestou graficamente a inexistência de autocorrelação residual²⁸. O teste de Portmanteau concluiu pela não rejeição da hipótese nula de não existência de autocorrelação não contemporânea. O teste LM de correlação residual de hipótese nula a não correlação serial de ordem l concluiu que não se pode rejeitá-la a 5% para a maioria das defasagens apontadas²⁹.

A análise da normalidade dos resíduos do VEC mostrou que a normalidade é rejeitada em boa parte dos testes conjuntos e individuais para assimetria e curtose. A normalidade³⁰ para o VEC apenas dá mais segurança para os testes de hipóteses dos coeficientes, mas não é fundamental. Ainda que ciente do problema com a normalidade dos resíduos do VEC, prosseguiu-se a análise.

4.3 Exogeneidade

Os testes para a exogeneidade de cada variável do VEC são restrições aplicadas ao vetor de correção de erro. Os resultados mostraram não é possível rejeitar a hipótese de

que os juros são fracamente exógenos, mesmo a 10% de significância.

Para a dívida líquida do setor público, LDLSP, é possível rejeitar a hipótese de que a variável é exógena apenas a 5%, mas não a 1% de significância. Assumiu-se que a dívida líquida do setor público não é exógena em relação ao vetor de cointegração. Isso significa que a dívida responde aos desequilíbrios de curto prazo da equação de cointegração. Rejeita-se a hipótese de que a necessidade de financiamento do setor público seja exógena, a 1% de significância. Essa variável também responde aos desequilíbrios de curto prazo. Portanto, as variáveis fiscais são endógenas no ambiente econômico estimado.

Não é possível rejeitar a hipótese de que a inflação é fracamente exógena, a 5% de significância³¹.

Em resumo, foram descartadas as hipóteses de que as variáveis fiscais são exógenas. As variáveis dívida e necessidade de financiamento respondem no curto prazo e realizam o ajuste para a equação. As variáveis LJUROREAL e LIPCA não permitiram rejeitar a hipótese de exogeneidade fraca. Assim, podem ser tratadas como fracamente exógenas em relação ao vetor de cointegração.

Isso, ao menos parcialmente, enfraquece a tese de dominância fiscal, uma vez que ajustes no longo prazo para manter a relação de cointegração acontecem pelo lado fiscal. A inflação dada como fracamente exógena a 5% (mas endógena a 10%) de significância é um resultado imprevisto.

4.4 Causalidade

Como existe cointegração, o estudo da causalidade é diferente do procedimento tradicional. Se uma variável não é fracamente exógena, essa variável já é Granger-causada pelo bloco de variáveis do vetor de cointegração. Sabe-se que a exogeneidade fraca foi rejeitada para as variáveis LDLSP e LNFSP. Então essas variáveis fiscais são Granger-causadas no vetor de cointegração.

Já para as variáveis LJUROREAL e LIPCA, que não foram definidas como endógenas, foi verificada a causalidade pelos testes Wald para bloco de variáveis. Rejeitou-se a hipótese de que a variação da taxa de juros não é Granger-causada pelas demais variáveis do VEC. A variação da inflação rejeita a não causalidade de Granger em relação ao vetor de cointegração³².

Em síntese, para as variáveis em nível, dívida líquida do setor público e necessidade de financiamento do setor público são variáveis endógenas em relação ao vetor de cointegração.

Juros reais e inflação são variáveis fracamente exógenas. Mas o teste de causalidade

de Granger para essas variáveis indicou que não há exogeneidade forte e suas variações são Granger-causadas pelas variações das variáveis do vetor de cointegração.

Nesse ponto, a tese de dominância fiscal encontra algum suporte. Todas as variáveis são Granger-causadas dentro da equação de cointegração, o que implica que todos guardam algum grau de endogeneidade, inclusive a taxa real de juros, diante das demais variáveis, principalmente as fiscais. A se verificar o impacto da endogeneidade de cada variável, a tese de que o instrumento de política monetária é passivo diante da condição fiscal do Brasil permanece. Também não é possível afirmar até aqui que os juros reais são um instrumento de qualidade para conduzir a política monetária no controle da inflação.

4.5 Funções de Resposta ao Impulso

Pelos testes de exogeneidade fraca, pode-se determinar, utilizando como critério o valor da estatística χ^2 , uma ordenação entre as variáveis, da menos endógena para a mais endógena, a citar: LJUROREAL, LIPCA, LDLSP, LNFSP.

Utilizando essa ordenação para a decomposição de Choleski foi possível verificar os impactos das variáveis do vetor de correção de erro a impulsos exógenos. Analisaram-se separadamente os efeitos dos choques em cada variável para vinte e quatro meses.

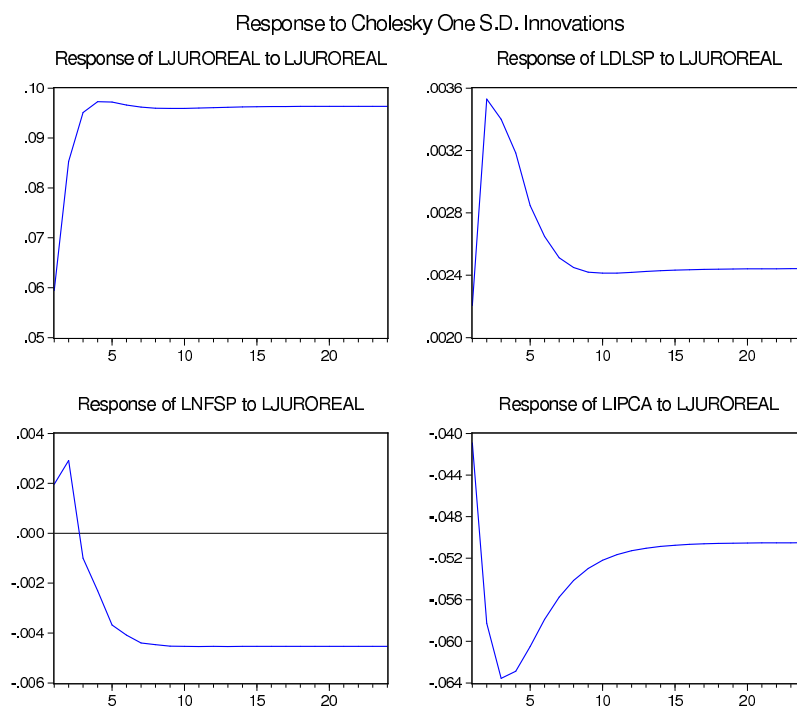


Figura 6: Funções de resposta ao impulso: choque nos juros reais

Um choque de juros reais (ver figura 6) determina um aumento imediato na relação dívida pública/PIB. Os juros permanecem elevados e mudam de patamar. A relação

dívida/PIB reduz gradativamente depois do salto inicial, até estabilizar em um nível superior ao inicial.

Os desvios-padrão não estão disponíveis. Mas como juros e dívida estão na mesma variável, a ordem de grandeza indica que a variação sobre a dívida é numericamente pequena, mas pode ser economicamente importante. O choque de juros inicialmente gera uma afetação positiva na necessidade de financiamento do setor público, para cair em seguida estabilizado em um patamar inferior. Dada a transformação na variável NFSP, a ordem de grandeza permite especular que esse efeito não é elevado. Entretanto, significativo e relevante é o efeito sobre a inflação, com o aumento dos juros reais determinando uma depressão inicial sobre o nível de preços. No período seguinte, há uma acomodação da inflação, mas o sinal não muda.

No longo prazo, política monetária contracionista determina juros reais elevados, aumento da dívida/PIB, menor necessidade de financiamento do setor público e queda da inflação. A função de resposta ao impulso esclarece que os movimentos de juros reais e inflação são exatamente aqueles esperados em um sistema de metas de inflação com instrumento taxa de juros.

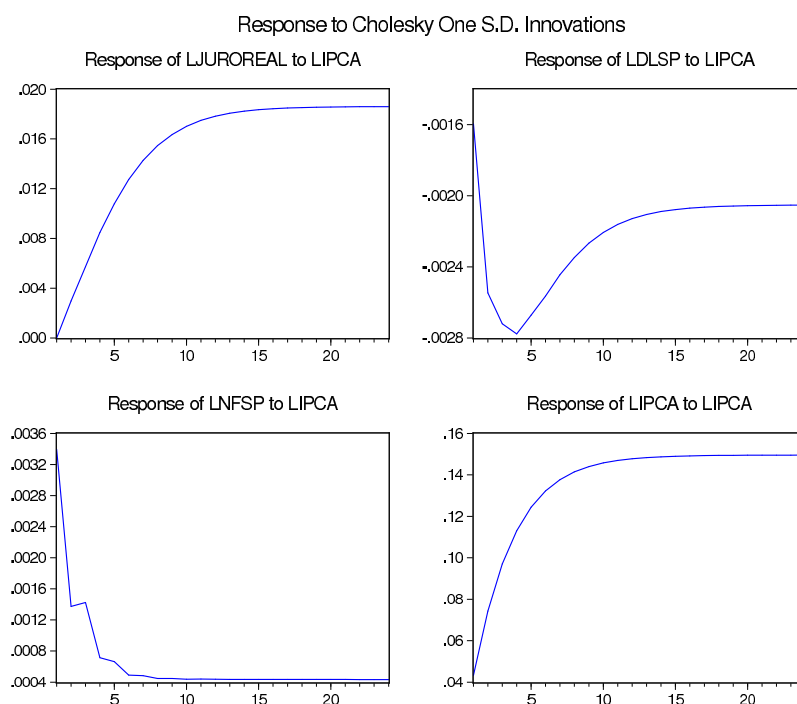


Figura 7: Funções de resposta ao impulso: choque na inflação

Um choque na inflação (ver figura 7) determinará uma resposta imediata de aumento de juros, todavia a proporção não é unitária, o que é razoável. As trajetórias de inflação e juros são similares, indicando resposta consistente da taxa de juros para controlar a inflação. As variáveis fiscais são endógenas. Um aumento da inflação reduz a dívida

pública, mas esse efeito é acomodado ao longo do tempo. A necessidade de financiamento do setor público aumenta instantaneamente pelo choque inflacionário, mas tende perder efeito ao longo do tempo. Em suma, dado um choque inflacionário, tem sido a taxa real de juros a principal resposta, atuando de forma ativa até a estabilização do índice de preços.

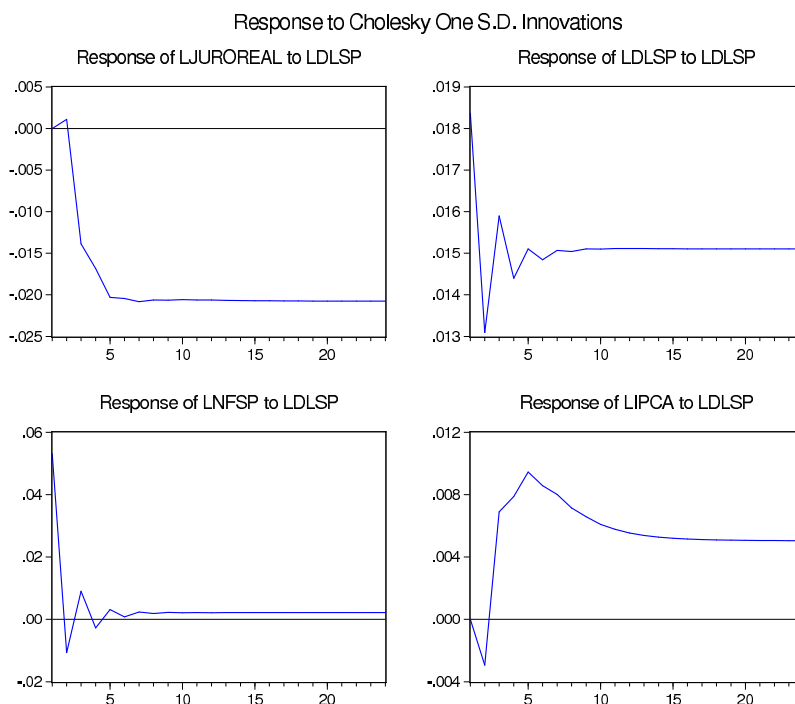


Figura 8: Funções de resposta ao impulso: choque na dívida líquida do setor público

Agora os choques fiscais: ver figura 9. Um aumento da necessidade de financiamento do setor público determina uma queda na taxa real de juros. A inflação aumenta de forma relevante ao longo do tempo. A queda na taxa real de juros significa que houve um aumento da taxa nominal inferior ao aumento da inflação. De qualquer forma, os juros nominais respondem positivamente e de forma relevante ao longo do tempo, para manutenção dos juros reais ainda atrativos ao investimento externo. Esse efeito parcial corrobora fracamente a tese de dominância fiscal, que advogaria por um instrumento taxa de juros absolutamente passivo diante das condições das finanças públicas. Todavia, esse resultado é relativamente fraco para justificar dominância fiscal porque os juros nominais não ajustaram totalmente ao choque fiscal.

Um choque na dívida líquida do setor público (ver figura 8) define uma oscilação breve de aumento na necessidade de financiamento do setor público. A inflação aumenta ao longo do tempo, enquanto os juros reais caem fortemente, quase na mesma proporção. Isso indica relativa estabilidade da taxa nominal, que não se moldou para manter a rentabilidade real. Esse resultado indica que a relação dívida/PIB não determina variações

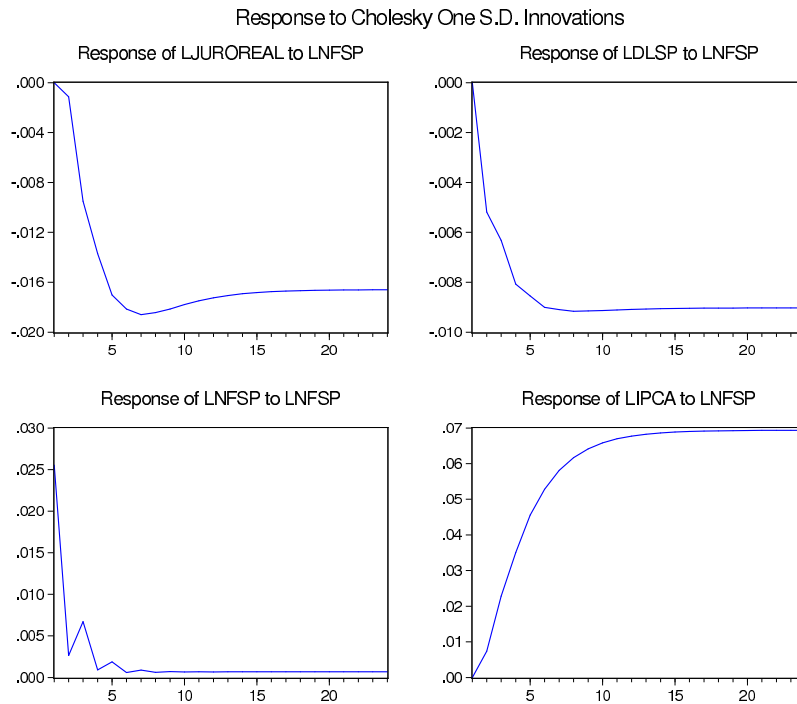


Figura 9: Funções de resposta ao impulso: choque na necessidade de financiamento do setor público

relevantes sobre as taxas nominais de juros, pelo menos não por um canal direto. A inflação, entretanto, aumenta no longo prazo.

5 Considerações finais

Pela análise econométrica foi possível extrair algumas conclusões sobre o processo de interação entre as condições fiscais, resumidas pela relação dívida/PIB e pelo resultado orçamentário descrito por NFSP/PIB, e o processo de controle monetário estabelecido entre a variável-meta de inflação e o instrumento de intervenção da autoridade monetária.

Alguns aspectos merecem destaque conclusivo:

- A relação entre juros reais e o indicador de solvência dívida/PIB existe e é estável no longo prazo – este o resultado de Engle-Granger. Quando os juros reais aumentam a relação dívida/PIB sobe, mas não se exprime o sentido da causalidade.
- Há uma relação estável entre as variáveis fiscais, o instrumento de política monetária e a variável de estado que baliza a condução do sistema de metas. Juros aumentam enquanto a relação dívida/PIB cresce no longo prazo.
- Há uma relação direta, não inversa, entre juros reais e inflação na relação de longo

prazo. Porque apenas relaciona o nível dessas variáveis para o Brasil no período analisado, esse achado não é necessariamente incompatível com o sistema de metas. A função de resposta ao impulso para juros esclareceu que o movimento da inflação é consistente com o funcionamento do sistema de *inflation-targeting*.

- As variáveis fiscais não são exógenas. Os juros reais e a inflação podem ser considerados fracamente exógenos, indicando que a correção de curto prazo não inclui essas variáveis.
- Todas as variáveis são Granger-causadas dentro da equação de cointegração. Isso implica que todas as variáveis guardam algum grau de endogeneidade, inclusive a taxa real de juros, diante das demais variáveis, inclusive as fiscais.
- No longo prazo, choque nos juros determina juros reais elevados, aumento da dívida/PIB, menor necessidade de financiamento do setor público e queda da inflação. Isso é consistente com a teoria tradicional. Verificou-se que o instrumento taxa de juros foi efetivo para controlar a inflação no curto e no longo prazo.
- Diante um choque na inflação a principal resposta é dada pela taxa real de juros. Isso sugere que a função de reação do Banco Central é atuante para determinar a resposta adequada para o alcance das metas estabelecidas pelo CMN.
- Choques na relação dívida/PIB não determinam variações relevantes sobre as taxas nominais de juros, pelo menos não por um canal direto, muito embora gere pressões inflacionárias.
- Os juros nominais respondem significativamente a choques no resultado orçamentário do governo, a fim de manter os juros reais atraentes.

O estudo não foi conclusivo para determinar se há dominância fiscal ou monetária. Entretanto, a taxa nominal de juros é ativa para controlar a inflação no curto prazo e no longo prazo, como preconiza uma política monetária ativa.

Ressalte-se dos resultados, todavia, que o instrumento de política monetária carrega alguma impureza por decorrência da política fiscal. Em verdade, resultados orçamentários podem pressionar a âncora do sistema de metas, gerando movimentos nas taxas nominais que não são justificáveis pelo lado monetário. É uma deterioração da efetividade do instrumento taxa de juros mas que não impõe incapacidade ou passividade de operação do sistema de metas de inflação.

A tese de que a percepção sobre o grau de sustentabilidade da dívida torna o instrumento taxa de juros passivo não foi verificada quando dos choques na relação dívida/PIB. Se se define dominância fiscal como a desconstrução do modelo tradicional, com plena

passividade da taxa de juros e incapacidade de controlar a inflação, essa teoria não foi corroborada pelos resultados empíricos desse trabalho.

A qualidade do instrumento taxa de juros para condução da política monetária de controle da inflação no Brasil, no período desde a implantação do sistema de metas até os dias atuais, mostrou-se adequada para tal finalidade. Ruídos decorrentes das condições fiscais foram observados mediante movimentos na taxa nominal de juros cuja origem não advém da política monetária.

Notas explicativas

¹Decreto 3.088, http://www.planalto.gov.br/Ccivil_03/decreto/D3088.htm

²Modelagens sobre o processo decisório do banqueiro central e o problema da inconsistência dinâmica estão bem substantiados em artigos diversos, citem-se [Kydlan & Prescott \(1977\)](#), [Barro & Gordon \(1984\)](#) e [Walsh \(1995\)](#).

³A taxa básica de juros paga pelo governo na remuneração dos seus títulos é denominada taxa Selic porque é uma média de taxas de juros praticadas em operações de compra e venda de títulos públicos no sistema de informação Selic, no qual o Banco Central brasileiro é o principal operador.

⁴As perdas na arrecadação decorrentes extinção da CPMF – Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira – trouxe a reação do governo brasileiro com o anúncio de aumento de impostos como o IOF – Imposto sobre Operações Financeiras – e o esforço na reedição do imposto do cheque com o novo anagrama CSS (Contribuição Social para a Saúde), com o pretenso objetivo de manter seu ajuste fiscal diante da necessidade formar saldos primários orçamentários.

⁵Outras variáveis poderiam ser incorporadas para enriquecer o modelo econométrico. Variáveis auxiliares explicariam melhor os meios de transmissão da política monetária, o que não é objetivo do artigo. Para extrair uma única relação de cointegração simples e economicamente consistente optou-se por trabalhar com apenas as séries de tempo anunciadas e que já expressam com precisão o objetivo do artigo.

⁶Espera-se que, após a transformação logarítmica, o problema da heterocedasticidade esteja plenamente contornado.

⁷Está subjacente a crença de que é bastante improvável a existência de mais de três raízes unitárias em variáveis econômicas.

⁸As formas estruturais dos modelos completos são listadas abaixo, nas três etapas previstas pelo método de [Dickey & Pantula](#) quando são supostas no máximo três raízes unitárias:

$$\begin{aligned}
 1 : \nabla^3 y_t &= \alpha + \beta t + \beta_1 \nabla^2 y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \nabla^3 y_{t-i} + \varepsilon_t \\
 2 : \nabla^3 y_t &= \alpha + \beta t + \beta_1 \nabla^2 y_{t-1} + \beta_2 \nabla y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \nabla^3 y_{t-i} + \varepsilon_t \\
 3 : \nabla^3 y_t &= \alpha + \beta t + \beta_1 \nabla^2 y_{t-1} + \beta_2 \nabla y_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \nabla^3 y_{t-i} + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

⁹O teste de hipóteses individual de [Dickey & Pantula](#) para a primeira etapa prevê:

$$\begin{cases} H_0 & : \beta_1 = 0 & 3 \text{ raízes unitárias} \\ H_A & : \beta_1 < 0 & 2 \text{ raízes unitárias} \end{cases}$$

Na segunda etapa o teste tem hipóteses diferentes:

$$\begin{cases} H_0 & : \beta_1 < 0, \beta_2 = 0 & 2 \text{ raízes unitárias} \\ H_A & : \beta_1 < 0, \beta_2 < 0 & 1 \text{ raiz unitária} \end{cases}$$

O teste de hipóteses para a terceira etapa finalmente assemelha-se aos demais testes avaliando a hipótese de uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de estacionaridade da série:

$$\begin{cases} H_0 & : \beta_1 < 0, \beta_2 < 0, \beta_3 = 0 & 1 \text{ raiz unitária} \\ H_A & : \beta_1 < 0, \beta_2 < 0, \beta_3 < 0 & \text{série estacionária} \end{cases}$$

A estatística dos testes é dada por $t_i = \hat{\beta}_i / s_{\beta_i}$. Os valores críticos foram inicialmente calculados por [Dickey & Fuller \(1981\)](#) e posteriormente simulados por James MacKinnon, os quais são utilizados para avaliar o coeficiente da raiz da equação. O critério de decisão define que, se $\hat{t}_i < \tau^{crit}$, rejeita-se a hipótese nula.

¹⁰As equações econométricas para realizar os testes de [Dickey & Fuller](#) são mostradas nas equações abaixo.

$$\begin{aligned} \nabla y_t &= \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \nabla y_{t-i} + \varepsilon_t \\ \nabla y_t &= \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \nabla y_{t-i} + \varepsilon_t \\ \nabla y_t &= \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \nabla y_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

¹¹O teste de hipótese de Augmented Dickey-Fuller tem a seguinte estrutura decisória:

$$\begin{cases} H_0 & : \gamma = 0 & 1 \text{ raiz unitária} \\ H_A & : \gamma < 0 & \text{série estacionária} \end{cases}$$

¹²Também três são os modelos possíveis:

$$\begin{aligned} y_t &= \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \\ y_t &= \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \\ y_t &= \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

¹³O teste de hipótese tem a seguinte estrutura:

$$\begin{cases} H_0 & : \rho = 1 & \text{uma raiz unitária} \\ H_A & : \rho < 1 & \text{série estacionária} \end{cases}$$

¹⁴Os testes de Dickey-Fuller GLS, também conhecidos como testes ERS, de [Elliott, Rothemberg & Stock](#), reformam o modelo proposto por [Dickey & Fuller \(1981\)](#) pela utilização de técnica GLS para encontrar maior potência dos testes de hipótese.

¹⁵São dois modelos possíveis, o modelo com intercepto apenas e o modelo com intercepto e tendência:

$$\begin{aligned} z_t &= \beta_0 + y_t \\ z_t &= (\beta_0 + \beta t) + y_t \end{aligned}$$

¹⁶A equação econométrica fica:

$$\nabla y_t^d = \gamma y_{t-1}^d + \sum_{i=1}^l \gamma_i \nabla y_{t-i}^d + \varepsilon_t$$

Em que $y_t^d = y_t$.

¹⁷O teste de hipótese do método de Elliott, Rothemberg & Stock tem a seguinte estrutura:

$$\begin{cases} H_0 & : \gamma = 1 & 1 \text{ raiz unitária} \\ H_A & : \gamma < 1 & \text{série estacionária} \end{cases}$$

¹⁸Com $r_t = r_{t-1} + \mu_t$:

$$\begin{aligned} y_t &= r_t + \varepsilon_t \\ y_t &= r_t + \lambda t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

onde μ_t é i.i.d. com média zero e variância constante.

¹⁹O teste de hipótese proposto por Kwiatkowski et al. (1992):

$$\begin{cases} H_0 & : \sigma_\varepsilon = 0 & \text{série estacionária} \\ H_A & : \sigma_\varepsilon > 0 & 1 \text{ raiz unitária} \end{cases}$$

²⁰Há o teste CRADF para verificar a inexistência de raiz unitária nos resíduos da equação de cointegração. O teste tem a mesma forma do teste de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller. Assim:

$$\begin{cases} H_0 & : \gamma = 0 & 1 \text{ raiz unitária}, \varepsilon_t \sim I(1) \\ H_A & : \gamma < 0 & \text{resíduo estacionário, há cointegração} \end{cases}$$

A estatística do teste é construída por $\hat{t} = \hat{\gamma}/s_{\hat{\gamma}}$ e deve ser comparada com a distribuição simulada por Engle-Granger, Engle-Yoo ou MacKinnon. Se $\hat{t} > t^{crit}$, não se rejeita H_0 .

²¹O teste de hipótese é assim definido:

$$\begin{cases} H_0 & : \alpha_{(k,r)} = 0 \\ H_A & : \alpha_{(k,r)} \neq 0 \end{cases}$$

A estatística do teste LR deve ser confrontada contra os valores críticos de uma distribuição χ^2 . A decisão é se $LR > \chi_{crit}^2$, rejeita-se H_0 .

²²O teste tem a seguinte estrutura:

$$\begin{cases} H_0 & : \Delta y \text{ não Granger-causa } \Delta z \\ H_A & : \Delta y \text{ Granger-causa } \Delta z \end{cases}$$

A estatística é do tipo $LR = 2[\ln L_{ir} - \ln L_r]$ e, como se sabe, deve ser testada contra uma distribuição χ^2 . y Granger-causa z se $LR > \chi_{crit}^2$.

²³Essa decomposição todavia exige a ordenação *ad-hoc* das séries em questão pelo seu grau de endogeneidade, da menos endógena para a mais endógena.

²⁴Estimações, calibrações e testes foram realizados com o auxílio do software econométrico E-views, versão 6.0.

²⁵Disponível mediante requisição ao autor. E-mail: silvio@usp.br.

²⁶<http://www4.bcb.gov.br/?SERIESTEMP>

²⁷O Akaike Information Criterion indicou 12 defasagens.

²⁸Exceções pontuais foram encontradas para alguns lags, mas dadas a frequência sem padrão e a periodicidade mensal da série, assumiu-se que são correlações espúrias.

²⁹Algumas defasagens mostraram-se sobressalentes. A 5% os lags 7, 9, 10 e 12 são rejeitados, mas aceitam-se os três primeiros com o rigor de 1% de significância. Considerando a ordem do VEC e a periodicidade das séries, não é possível se certificar de que a atual especificação representa o melhor ajuste. Entretanto, assumiu-se que essas correlações são espúrias.

³⁰Para correção da normalidade seria possível incluir variáveis dummies para capturar efeitos de outliers. Entretanto, essa abordagem não foi considerada adequada para esse trabalho.

³¹Com 10% de significância é possível a rejeição, mas esse nível não é aceitável e tomou-se o LIPCA como fracamente exógeno.

³²A variação da inflação não rejeita a não causalidade de Granger para as variáveis excluídas individualmente.

Referências

AGUIAR, M. T. de. *Dominância fiscal e a regra de reação fiscal: uma análise empírica para o Brasil*. 73 f. Dissertação (Mestrado em Economia) — Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.

AKEMANN, M.; KANCZUK, F. Sovereign default and the sustainability interest rate risk effect. *Journal of Development Economics*, n. 76, p. 53–69, 2005.

BARRO, R. J.; GORDON, D. B. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *NBER Working Papers*, n. 1079, fev. 1984. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/1079.html>>.

BLANCHARD, O. Fiscal dominance and inflation targeting: Lessons from brazil. *NBER Working Papers*, n. 10389, March 2004. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w10389>>.

CARNEIRO, D. D.; WU, T. Y. H. Dominância fiscal e desgaste do instrumento único de política monetária no brasil. *Instituto de Estudos de Política Econômica – Casa das Garças – Texto para discussão*, n. 7, 2005.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 4, n. 49, p. 1057–1073, 1981.

DICKEY, D. A.; PANTULA, S. G. Determining the order of differencing in autoregressive process. *Journal of Business and Economic Statistics*, n. 15, p. 455–461, 1987.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, n. 64, p. 813–836, 1996.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 2, n. 55, p. 251–276, 1987.

GONÇALVES, C. E. S.; GUIMARÃES, B. Monetary policy and the exchange rate in brazil. *Working Paper*, 2005. Disponível em: <<http://personal.lse.ac.uk/guimarae>>. Acesso em: janeiro/2008.

GRUBEN, W. C.; WELCH, J. H. Is tighter fiscal policy expansionary under fiscal dominance? hypercrowding out in latin america. *Federal Reserve Bank of Dallas - Working Paper*, n. 205, 2005.

JOHANSEN, S. *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford: [s.n.], 1996. ISBN 0198774508.

KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root. *Journal of Econometrics*, n. 54, p. 159–178, 1992.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, v. 85, n. 3, p. 473–492, Jun. 1977.

- LEEPER, E. M. Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics*, v. 27, p. 129–147, 1991.
- PASTORE, A. C.; PINOTTI, M. C. As condições macroeconômicas: política fiscal e balanço de pagamentos. *INAE – Instituto Nacional de Altos Estudos – Estudos e Pesquisas*, n. 95, 2005.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, n. 75, p. 335–346, 1988.
- SARGENT, T.; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis*, n. Quartely Review, 1981.
- WALSH, C. E. Optimal contracts for central bankers. *American Economic Review*, v. 85, n. 1, p. 150–167, Mar. 1995.
- WOODFORD, M. *Interest and Prices — Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 2003. ISBN 0-691-01049-8.
- ZOLI, E. How does fiscal policy affect monetary policy in emerging market countries? *Bank for International Settlements - Working Papers*, n. 174, 2005.