

# Choques fiscais e instabilidade financeira no Brasil: uma abordagem TVAR

**GIAN PAULO SOAVE**



## **Fiscal shocks and financial stress in Brazil: a TVAR approach**

Gian Paulo Soave (gianps@usp.br)

### **Abstract:**

The present paper aims to investigate non-linear effects of the Brazilian fiscal policy under two different regimes of financial conditions. We employ a Threshold Autoregression Model (TVAR) in which the threshold variable is an estimated indicator of financial liquidity for the Brazilian economy. This variable was estimated based on both Kalman filter and dynamic model averaging methods to encompass many financial aspects. The results show that the non-linear responses are state-dependent, with higher and persistent multipliers under restricted liquidity regime.

**Keywords:** Fiscal Policy, Threshold VAR (TVAR), Financial Frictions, Financial Accelerator

**JEL Codes:** E32, E62, E44, C33

## **Choques fiscais e instabilidade financeira no Brasil: uma abordagem TVAR**

### **Resumo:**

Este artigo investiga os efeitos não lineares da política fiscal no Brasil sob dois diferentes regimes de condições financeiras. Emprega-se um modelo vetorial autorregressivo com limiar (*Threshold Vector Autoregression*-TVAR) utilizando uma variável estimada indicadora das condições de liquidez para a economia brasileira. Tal variável é estimada utilizando filtro de Kalman e métodos de ponderação dinâmica de modelos, e cobre vários aspectos financeiros. Os resultados mostram que as respostas não lineares são estado-dependentes, sendo os multiplicadores maiores e os choques mais persistentes em regime sob liquidez restrita.

**Palavras-Chave:** Política Fiscal, VAR com Limiar (TVAR), Fricções Financeiras, Acelerador Financeiro

# 1 Introdução

Recentemente, tem havido um intenso debate na literatura macroeconômica acerca do papel e da capacidade das políticas fiscal e monetária de restaurar o crescimento econômico após um choque financeiro como o ocorrido em 2008. Sob certas condições – e.g., no chamado *zero lower bound* –, a política monetária sozinha tende a ser inefetiva, motivando os *policymakers* a recorrerem à política fiscal na tentativa de suavizar os efeitos macroeconômicos da crise, possivelmente implementando uma combinação entre ambos instrumentos. Entretanto, em razão da baixa capacidade preditiva dos efeitos de choques fiscais e de consolidação fiscal verificada após a recente crise financeira, a literatura sugeriu que a obtenção empírica dos multiplicadores fiscais deve levar em conta não apenas as restrições com as quais se defronta o Banco Central, como também o estado de natureza do sistema financeiro (Blanchard e Leigh, 2013).

Tal sugestão vai ao encontro das recentes evidências que tem indicado que os efeitos de choques fiscais podem ser distintos sob certas condições, como por exemplo em períodos de *booms* e recessões,<sup>1</sup> especialmente pelo papel exercido pelas restrições de liquidez na transmissão de tais choques. A intuição é que períodos recessivos estão comumente associados a períodos de instabilidade financeira, e o aumento das restrições financeiras implica maior dependência do consumo e do investimento da renda corrente em detrimento da renda permanente. Assim, como o gasto do governo é um importante componente da demanda agregada e exerce grande influência sobre a mesma – e, portanto, sobre renda corrente –, as respostas de variáveis macroeconômicas como consumo e investimento tendem a ser distintas entre os diferentes estados de natureza do setor financeiro, sugerindo uma possível relação estado-dependente entre a política fiscal e as condições financeiras na economia.<sup>2</sup>

Contudo, o sistema financeiro em si tem como importante característica responder assimetricamente à choques nos diferentes estados de natureza. Em tempos “normais” de liquidez, ele é capaz de atenuar intrinsecamente suas fricções, mitigando possíveis efeitos macroeconômicos. Entretanto, em tempos de elevado estresse e alta persistência de choques, o setor financeiro tende a agir como propagador de instabilidade macroeconômica, já que fatores como elevação do risco e piora nas expectativas, deterioração da qualidade dos ativos financeiros, queda no valor do estoque de riqueza dos agentes etc. podem produzir uma espiral financeira que tende a afetar o balanço dos bancos e reduzir, em última instância, a oferta de crédito na economia (Brunnermeier et al., 2012).<sup>3</sup>

Do ponto de vista teórico, a hipótese comum nos modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral é a de que os agentes tem total acesso aos mercados financeiros para consumir e investir.<sup>4</sup> Entretanto, interpretando-se as oscilações nos mercados financeiros como restrições intertempo-

---

<sup>1</sup>Ver, por exemplo, Tagkalakis (2008), Auerbach e Gorodnichenko (2012), Bachmann e Sims (2012), Auerbach e Gorodnichenko (2013) e Ferraresi et al. (2014)

<sup>2</sup>Note-se que o entendimento de tais efeitos não lineares torna-se ainda mais relevante em economias emergentes como a brasileira, onde choques financeiros tendem a ocorrer com maior magnitude e frequência relativamente às economias desenvolvidas (ver, por exemplo, Calvo (2005)).

<sup>3</sup>Outro canal pelo qual a oferta de crédito poderia ser afetada é pelo aumento do racionamento de crédito no sentido de Stiglitz e Weiss (1981), já que em situações de crises financeiras, é provável que o problema de seleção adversa se agrave.

<sup>4</sup>Alguns trabalhos como Galí et al. (2007) introduzem o acesso parcial aos mercados financeiros, mas não distinguem entre estados de natureza.

rais que se tornam ocasionalmente ativas aos agentes – especialmente no regime de oscilações financeiras –, a transmissão de choques macroeconômicos racionalizada por meio de mecanismos como o acelerador financeiro (Bernanke et al., 1999; Gertler e Kiyotaki, 2010) passa a ter um caráter não linear e dependente do estado do setor financeiro, que pode encontrar-se num regime de liquidez “normal” ou num regime de liquidez “restrita”. Deste modo, os efeitos de choques fiscais sobre o produto, o consumo e o investimento passam também a ser distintos e a depender das condições vigentes no sistema financeiro.

Este artigo visa contribuir com a literatura que avalia efeitos de política fiscal no Brasil utilizando modelos autorregressivos com limiar (*Threshold Vector Autoregression model*, TVAR, Tsay (1998)) com o intuito de analisar a efetividade da política fiscal em estimular ou não a economia durante regimes de alta e baixa instabilidade financeira na economia brasileira. Para tanto, emprega-se o TVAR com um indicador de condições financeiras para o Brasil como variável limiar que determina endogenamente as mudanças de regime, o que permite analisar se a política fiscal tem efeitos contrastivos sob regimes de fricções financeiras em termos de magnitudes e sinais de efeitos em cada estado de natureza. De modo similar à Ferraresi et al. (2014) e no espírito de Galí et al. (2007) e Auerbach e Gorodnichenko (2012), conjectura-se que choques fiscais tendem a ser mais efetivos em estimular a economia nos períodos de maior restrição de liquidez, já que em tais períodos a piora no desempenho dos mercados financeiros implica que o consumo e o investimento passam a depender mais, respectivamente, da renda e dos lucros presentes em detrimento de seus valores futuros, o que tende a elevar os multiplicadores (Blanchard e Leigh, 2013). Além disso, num regime restrito, choques fiscais podem relaxar as crescentes restrições de liquidez com as quais as firmas se defrontam devido à queda no valor de seus colaterais, via elevação do fluxo de caixa (Ferraresi et al., 2014).

Infelizmente, para o caso brasileiro, não há um índice de liquidez que cubra o período aqui analisado e que capture a abrangência desejada. Por esta razão, inicialmente constrói-se um índice de condições financeiras (FCI) baseado num fator comum dinâmico entre 21 séries cobrindo um grande escopo de variáveis financeiras brasileiras utilizando o procedimento proposto por Koop e Korobilis (2013). O índice é estimado utilizando-se uma estrutura VAR bastante geral com parâmetros variando no tempo e aumentado por fatores, em que aspectos macroeconômicos são modelados conjuntamente com os financeiros para se expurgar do indicador de liquidez os efeitos de variáveis macroeconômicas não financeiras. O FCI estimado é utilizado num segundo estágio para se determinar a existência de não linearidades associadas à política fiscal e ao setor financeiro no caso brasileiro. Condicionalmente ao valor limiar, estima-se o TVAR com dois regimes financeiros e computa-se as funções de resposta ao impulso não lineares (Koop et al., 1996) à choques fiscais. Além disso, computa-se os multiplicadores fiscais associados ao produto, ao consumo privado e ao investimento dos choques simulados nos dois regimes.

Note-se que uma alternativa para a análise aqui empreendida seria utilizar como variável endógena indicadora de mudança de regime o estado do crédito, como em Balke (2000) e Ferraresi et al. (2014). Entretanto, o uso de um indicador de condições financeiras mais geral é mais adequado ao caso brasileiro dada a possibilidade dos *policymakers* recorrerem à políticas creditícias via bancos públicos nos momentos de crises financeiras, tornando um indicador de crédito uma *proxy* por vezes inadequada para o estado de liquidez da economia.

Os resultados da análise revelam que o modelo com mudança regime é corroborado pelos

dados, sugerindo a existência de não linearidades no caso brasileiro. Além disso, tanto o produto quanto a renda respondem positivamente à choques fiscais em ambos os regimes, sendo tanto a magnitude quanto a duração dos efeitos maiores nos períodos de restrição de liquidez. Assim, em ambos os regimes, verificam-se os chamados “efeitos keynesianos” sobre o consumo privado. Tais resultados mostraram-se robustos à especificações distintas.

O artigo esta organizado da seguinte forma: a seção 2 revê brevemente a literatura empírica analisando efeitos de política fiscal com e sem relação com mercados financeiros. A seção 3 apresenta a metodologia, os dados e a estimação do FCI. A seção 4 discute a metodologia empírica para análise de efeitos não lineares de política fiscal. Na seção 5 os resultados são apresentados e em seguida as conclusões.

## 2 Revisão da Literatura

Comparativamente à literatura que trata dos efeitos de choques de política monetária sobre a economia, o número de trabalhos analisando os efeitos macroeconômicos da política fiscal ainda era substancialmente menor até o início da crise de 2008, quando a literatura passou a se preocupar mais com os efeitos de curto prazo de tal política e sua efetividade em estimular a economia em recessões (Ramey, 2011a). Entretanto, diferentemente da política monetária, os impactos fiscais ainda apresentam aspectos em que há carência de consenso, especialmente quanto à duração e magnitude dos efeitos. Uma possível explicação para tal falta de consenso diz respeito à possível existência de não linearidades, algo que a literatura passou a considerar apenas recentemente.

A maior parte da literatura empírica concentra-se em modelos VAR com diferentes formulações, amostras, estratégias de identificação e métodos de estimações que levam à resultados diversos. Em termos de identificação dos choques fiscais em modelos lineares, as estratégias mais comuns têm sido: (i) VARs Estruturais (SVAR) baseados em fatoração de Choleski, em que a recursividade dos choques é atendida devido ao *timing* da política fiscal, como nos trabalhos seminais de Fatás e Mihov (2001), Blanchard e Perotti (2002) e Galí et al. (2007); (ii) VARs com abordagem narrativa, que associa *dummies* à períodos conhecidos de mudança exógena de política fiscal, como em Ramey (2011b) e Alesina et al. (2012); (iii) VARs Bayesianos (BVAR) com parâmetros variando no tempo, como em Kirchner et al. (2010); (iv) VARs baseados no método de restrição de sinal, como em Mountford e Uhlig (2009), e (v) estratégias híbridas como em Gerba e Hauzenberger (2013), que consideram, por exemplo, (i) e (iv). Os principais resultados desta literatura, conforme Ramey (2011a), são a obtenção dos chamados “efeitos keynesianos”, com multiplicadores fiscais variando entre 0.5 e 2.<sup>5</sup>

Recentemente, contudo, a literatura empírica passou a considerar a possibilidade dos efeitos de choques fiscais dependerem do estado atual da economia, como em períodos de instabilidade financeira ou sob recessões. Baldacci et al. (2009) utilizando microdados em painel para 99 países proveem evidências de que a política fiscal é significativa para a duração da crise financeira e que a composição do pacote fiscal é relevante para o sucesso da política. Tagkalakis (2008) analisa a política fiscal sob períodos de *booms* e recessões, período em que há elevação das restrições financeiras, em um painel de países industrializados e em desenvolvimento, e mostra que nas

---

<sup>5</sup>Para importantes *surveys* desta literatura, ver, além de Ramey (2011a), Hebous (2011) e Favero e Giavazzi (2012).

recessões o impacto dos choques tende a ser mais intenso. De modo semelhante, utilizando VAR em painel, Almunia et al. (2010) mostra que o multiplicador fiscal é maior em recessões, tomando o caso da chamada Grande Depressão como exemplo. Os autores concluem que os multiplicadores são maiores em situações em que o sistema bancário se reduz e o *zero lower bound* restringe a política monetária.

Tais evidências sugerem que os multiplicadores evoluem de acordo com o estado da economia, o que implica um caráter não linear para a política fiscal. Entretanto, a literatura VAR anteriormente citada ignora tais não linearidades, que se presentes podem enviesar as estimações baseadas em métodos lineares (Riera-Crichton et al., 2014; Schmidt, 2013). Para lidar empiricamente com o problema, alguns autores passaram a utilizar modelos cujos multiplicadores fiscais derivados podem ser dependentes das condições macroeconômicas, dando origem à dois importantes ramos na literatura. Num deles, busca-se analisar se os impactos de choques fiscais podem ser distintos nas recessões comparativamente aos períodos de *booms*, no espírito de Tagkalakis (2008) e Almunia et al. (2010). Neste contexto, Auerbach e Gorodnichenko (2012, 2013), Bachmann e Sims (2012), Baum et al. (2012) e Riera-Crichton et al. (2014), para citar alguns, evidenciam que em períodos recessivos os multiplicadores tendem a ser mais elevados comparativamente aos períodos em que há crescimento econômico. Contudo, tais evidências não estão livres de controvérsia: Afonso et al. (2010), usando painel com países da OCDE e não OCDE, Bouthevillain e Dufrénot (2011) usando modelo Markov-switching com probabilidade variando no tempo e Ramey e Zubairy (2014) utilizando método de projeção local não rejeitam a hipótese de que os efeitos de choques fiscais são iguais durante as crises relativamente aos períodos normais.

O presente trabalho contextualiza-se no segundo ramo da recente literatura que emprega métodos não lineares para analisar os impactos dos choques fiscais assumindo a possibilidade de os multiplicadores fiscais terem efeitos dependentes das condições financeiras da economia, de similar à Balke (2000) para a política monetária. Esta análise foi inicialmente sugerida no contexto de política fiscal por Afonso et al. (2011) com dados para a Alemanha, Estados Unidos, Inglaterra e Itália, empregando o modelo TVAR para analisar os efeitos da política fiscal, medida pela razão dívida/PIB, utilizando como variável limiar um índice estresse financeiro que engloba o sistema bancário, o mercado de títulos e câmbio. Seus resultados corroboram a hipótese de não linearidades entre as condições financeiras e a política fiscal, com respostas positivas do crescimento econômico tanto no regime alto quanto baixo estresse financeiro. Além disso, os multiplicadores associados ao regime de maior instabilidade financeira são mais elevados. Similarmente para os Estados Unidos, Ferraresi et al. (2014) utiliza como variáveis limiares um indicador financeiro relacionado às decisões de investimento por parte das firmas, além de um indicador de crédito. Nos resultados para o período analisado, o impacto de choques de governo sobre o produto foram de maior magnitude e persistência quando a economia se encontrava em regime de aperto de crédito, situação em que os multiplicadores dinâmicos são maiores comparativamente aos períodos de crédito normais.

A literatura que analisa impactos de choques fiscais sobre o consumo e o investimento no Brasil é escassa e concentrada em modelos VAR lineares, com resultados divergentes. da Silva e Júnior (2009) encontra evidências de que o gasto do governo *crowds out* o consumo privado, enquanto Medrano et al. (2011) e Peres (2012) obtém resultados favorecendo a hipótese de *crowding in* do consumo privado. Entretanto, Medrano et al. (2011) encontra uma resposta negativa do PIB

com relação a um choque de gasto. Dentre os poucos trabalhos que consideram a possibilidade de não linearidades associadas à política fiscal, Wichmann e Portugal (2013) apresenta evidências de assimetrias nas respostas de variáveis fiscais aos ciclos econômicos, enquanto Pires (2014) mostra que os multiplicadores fiscais para o investimento público e para a carga tributária são mais relevantes em períodos de menor volatilidade.

Como discutido na seção introdutória, a análise que se busca neste trabalho para o caso brasileiro requer a estimação de um índice de liquidez com abrangência e periodicidade suficientes para a identificação e estimação dos choques fiscais sob instabilidade financeira.<sup>6</sup> A seção a seguir apresenta a metodologia empregada.

### 3 Construindo o índice de condições financeiras

Há uma miríade de possibilidades na construção de índices baseados em componentes principais, sendo a maioria deles impraticáveis para o caso brasileiro, já que seus fundamentos teóricos são baseados em quantidades enormes de séries com muitas observações no tempo, algo não disponível no Brasil.

Para superar estas dificuldades, constrói-se o índice de condições financeiras (FCI) aplicando-se a metodologia proposta por Koop e Korobilis (2013), que visa estimar um fator comum não observável entre um conjunto de variáveis por métodos de espaço de estado e filtro de Kalman – e, portanto, não requer um número muito grande de séries temporais longas, embora apresente um custo computacional elevado –, interpretando este fator comum como indicador de condições financeiras. De acordo com os autores, a construção do FCI deve obedecer à 3 questões fundamentais: (i) a seleção do conjunto de variáveis para a composição do FCI; (ii) a relação entre o índice e variáveis macroeconômicas, e (iii) os pesos dados para ponderar tais variáveis.

Quanto ao item (i), selecionou-se 21 variáveis financeiras cobrindo diversos aspectos econômicos, quer sejam, *spreads* de taxas de juros e de retornos associados ao setor financeiro, indicadores de adimplência das famílias e no sistema financeiro como um todo, indicadores de crédito oferecido pelo sistema bancário e indicadores de finanças externas como reservas e medida de pressões no mercado de câmbio, no espírito de Balakrishnan et al. (2011).

Com relação à (ii), Koop e Korobilis (2013) argumentam que é necessário expurgar os efeitos macroeconômicos do índice para que ele reflita puramente as condições financeiras da economia. Por esta razão, o fator comum entre as séries é estimado por meio de um VAR com parâmetros variando no tempo e aumentado por fatores (TVP-FAVAR). Considera-se, então, uma especificação bastante geral e flexível permitindo variação temporal tanto nos coeficientes quanto nas cargas dos fatores e volatilidade estocástica, o que é especialmente adequado à este trabalho pois o índice financeiro é estimado com base em dados mensais.

Por fim, relativamente à (iii), recorre-se à métodos de ponderação de modelos no espírito bayesiano para acomodar as incertezas quanto às variáveis que compõem o fator comum assim como quanto à manutenção do subconjunto de variáveis escolhidas em um certo período ao longo do tempo. O algoritmo lida com tais incertezas escolhendo as variáveis a cada período, ao invés de escolher um conjunto fixo ao longo do tempo, e a ponderação é feita baseado na probabilidade

---

<sup>6</sup>Por exemplo, o índice proposto por Balakrishnan et al. (2011) possui dados entre meados de 1996 até o final de 2009, o que limitaria o tamanho da amostra utilizada.

de que certo modelo seja escolhido no período atual dado o conjunto de informação disponível até o período anterior.

A metodologia aqui utilizada possui propriedades particularmente desejáveis uma vez que permite combinar informações a priori de outros indicadores de estresse financeiro com informações de diversos setores financeiros gerando um novo índice com maior escopo, podendo ser implementada utilizando bancos de dados publicamente divulgados. Ela oferece um tratamento formal e intuitivo do ponto de vista estatístico ao se basear na ponderação de modelos, permitindo ao pesquisador manter-se razoavelmente agnóstico sobre quais as variáveis que devem compor o índice. A seção a seguir discute sucintamente o método de estimação do FCI.

### 3.1 FAVAR com instabilidade estrutural

Seja  $x_t : (n \times 1)$ , em que  $t = 1, \dots, T$ , um vetor com variáveis financeiras pertencentes ao conjunto de possíveis variáveis compondo um índice de condições financeiras, e  $h_t = (g_t, m_t, u_t, \pi_t, i_t)'$ , em que  $g_t$  é a taxa de crescimento do PIB,  $m_t$  é a taxa de crescimento do M1,  $u_t$  é a taxa de variação do desemprego,  $\pi_t$  é a taxa de variação do nível de preços e  $i_t$  é a taxa de juros. Assume-se um TVP-FAVAR com a seguinte forma:

$$x_t = \lambda_t^y h_t + \lambda_t^f f_t + u_t$$

$$\begin{bmatrix} h_t \\ f_t \end{bmatrix} = c_t + B_{t,1} \begin{bmatrix} h_{t-1} \\ f_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + B_{t,p} \begin{bmatrix} h_{t-p} \\ f_{t-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que  $p$  é a ordem do VAR,  $\lambda_t^y$  e  $\lambda_t^f$  são, respectivamente, coeficientes de regressão e carga dos fatores potencialmente variantes no tempo,  $f_t$  é o fator não observável aqui interpretado como indicador de condições financeiras (FCI),  $c_t$  é o intercepto e  $(B_{t,1}, \dots, B_{t,p})$  são coeficientes.  $u_t \sim N(0, V_t)$  e  $\varepsilon_t \sim N(0, Q_t)$ , em que as matrizes de covariâncias  $V_t$  e  $Q_t$  variam possivelmente no tempo. A identificação é baseada na hipótese comum na literatura de fatores de que  $V_t$  é diagonal, de modo que  $u_t$  é um vetor de choques idiossincráticos e  $f_t$  contém toda a informação comum às variáveis financeiras. Os parâmetros variantes no tempo evoluem como passeios aleatórios da forma

$$\begin{aligned} \lambda_t &= \lambda_{t-1} + v_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \eta_t \end{aligned} \quad (2)$$

em que  $\lambda = ((\lambda_t^y)', (\lambda_t^f)')'$ ,  $\beta_t = (c_t', \text{vec}(B_{t,1})', \dots, \text{vec}(B_{t,p})')'$ ,  $v_t \sim N(0, W_t)$  e  $\eta_t \sim N(0, R_t)$ , e  $v_t, \eta_t, u_t$  e  $\varepsilon_t$  são termos não correlacionados ao longo do tempo e em cada equação.

Seguindo a tradição recente da literatura de modelos aumentados por fatores, o modelo em (1) consiste de duas equações: uma que permite a extração do FCI a partir das variáveis financeiras em  $x_t$  e a segunda que busca acomodar as relações dinâmicas entre as variáveis macroeconômicas em  $h_t$  e o FCI,  $f_t$ . Como já mencionado, a motivação para tal estrutura é expurgar os efeitos das condições macroeconômicas do índice, resultando num indicador que contém apenas informações associadas ao setor financeiro.

A estimação do modelo (1) não é uma tarefa trivial, dado que tanto os fatores quanto suas cargas não são observáveis. Para lidar com tal dificuldade, Koop e Korobilis (2013) utilizam um algoritmo iterativo de dois estágios baseado no *dual linear Kalman filter*, que atualiza os parâmetros



$\theta_t = (\lambda_t, \beta_t)$  dada uma estimativa de  $f_t$  inicial – dado pelo componente principal de  $x_{1:t}$  – e em seguida atualiza o fator  $f_t$  condicionando na estimativa de  $\theta_t$ . O algoritmo simplificado para o cálculo está descrito no apêndice.

Na aplicação empírica deste trabalho,  $x_t$  contém 21 séries financeiras, havendo, portanto  $J = 2^{21}$  possíveis modelos baseados em todas as possíveis combinações entre as variáveis em  $x$  que podem ser utilizadas no FCI. Na prática, um modelo específico  $M_j$ ,  $j = 1, \dots, J$  diferencia-se relativamente aos outros dada a restrição de que certa variável financeira tenha carga zero no fator no período  $t$  ou que a coluna referente àquela variável assuma valor zero.

Como há incerteza quanto à qual destes modelos deve ser o escolhido, Koop e Korobilis (2013) utilizam um método de ponderação dinâmico (*Dynamic Model Average*, DMA) em que os pesos atribuídos a cada modelo variam ao longo do tempo.

Tal ponderação é factível calculando-se a probabilidade de que o modelo  $j$  seja escolhido no período  $t$  dada a informação disponível até  $t - 1$ , denotada por  $\pi_{t|t-1,j}$ . Uma vez que  $\pi_{t|t-1,j}$  tenha sido calculada para  $j = 1, \dots, J$ , ela pode ser utilizada para se calcular o DMA período a período. Como  $\pi_{t|t-1,j}$  varia no tempo, o tamanho do modelo selecionado pode variar ao longo do período analisado. As condições iniciais para a estimação do FCI são apresentadas no apêndice.

### 3.2 FCI: dados e estimações

Na construção do FCI, selecionou-se 21 variáveis cobrindo vários aspectos financeiros como mercado financeiro, índices de volatilidade, condições de crédito e do setor bancário, preços, endividamento e setor externo. Todas as variáveis, tanto macroeconômicas quanto financeiras, foram transformadas em estacionárias quando necessário e dessazonalizadas utilizando o filtro X-12. A estimação do FCI baseou-se em dados mensais no período de 1995M01 a 2014M9 e no filtro suavizador, de forma a utilizar toda informação disponível. Na estimação do FCI, fixou-se 6 séries no DMA para evitar a possibilidade de que apenas uma série fosse sorteada gerando um fator comum com pouca informação financeira.<sup>7</sup>

A tabela 3 no apêndice deste trabalho apresenta as variáveis financeiras selecionadas, as fontes dos dados, as transformações realizadas e aquelas mantidas fixas na ponderação. Como algumas das séries apresentam *missings*, requereu-se que as 6 séries selecionadas como fixas tivessem informação em todo período, permitindo que ao menos o fator comum entre elas pudesse ser estimado a cada instante do tempo. Tais variáveis foram selecionadas de modo a conter informação análoga àquela do índice financeiro proposto por Balakrishnan et al. (2011), contendo informações sobre o mercado de ações, do setor bancário, de risco soberano e do setor externo, mas aqui expurgando-se os efeitos macroeconômicos.

Estimou-se o modelo (1) com  $p = 4$ . A figura 1 mostra a evolução do índice estimado a partir de 1995. Note-se que há uma grande volatilidade ao longo de todo o período. De acordo com a figura, o FCI estimado pareceu captar as altas instabilidades financeiras enfrentadas pela economia brasileira durante as crises de 1990, as eleições de 2002 e especialmente no último trimestre de 2008 com a crise financeira dos *sub-primes*. Note-se que há maior incidência de *outliers* indicando piora no índice do que o oposto.

A figura 2 apresenta a evolução do tamanho do modelo ao longo do período considerado para

<sup>7</sup>Note-se que isso reduziu o espaço de modelos a  $2^{16}$ .

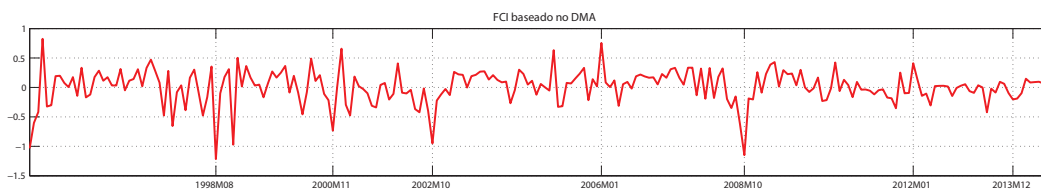


Figura 1: Evolução do FCI

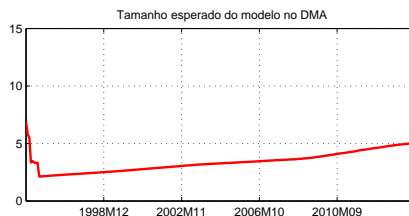


Figura 2: Tamanho médio do modelo ao longo do tempo

a construção do FCI. Somadas às 5 variáveis mantidas fixas, o FCI foi composto dinamicamente por entre 7.5 e 10 variáveis ao longo do período. Para entender porque, observa-se na figura 3 que a probabilidade de inclusão da maioria das variáveis não mantidas fixas no DMA varia consideravelmente ao longo do tempo.

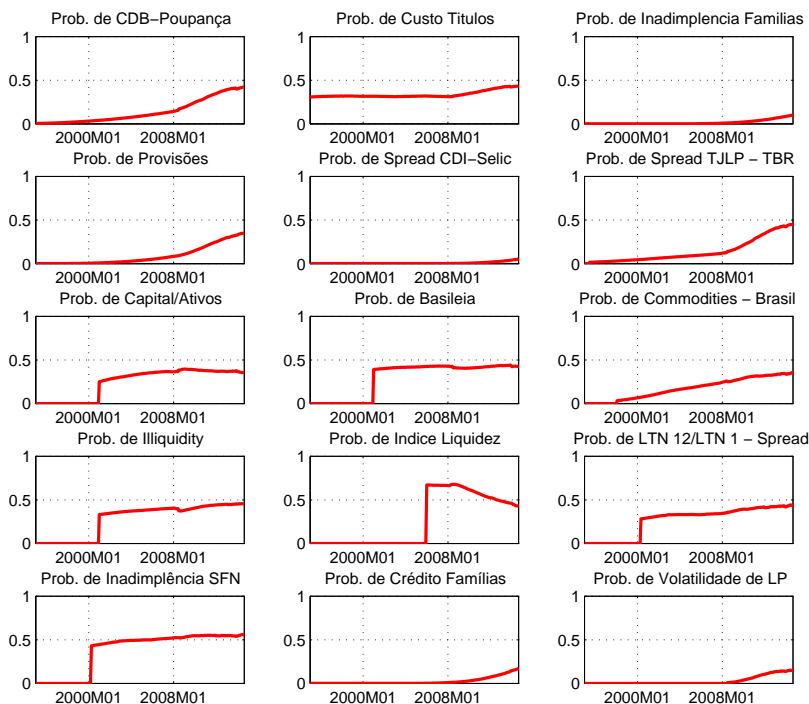


Figura 3: Evolução das probabilidades de inclusão das variáveis

### 3.3 Um indicador adicional

Com vistas à proceder testes de robustez, de modo similar à Afonso et al. (2011), um segundo indicador de estresse financeiro é construído a fim de captar mudanças no mercado de crédito. Tal indicador é dado pelo *spread* entre a taxa média de juros de empréstimo cobrada pelos bancos e a taxa de juros Selic. A variável indicadora da taxa média de juros foi construída utilizando-se dados no período de 1995M01 a 2014M09, sendo uma média ponderada entre a taxa média nas operações de crédito com recursos livres para desconto de duplicatas de pessoas jurídicas, a taxa média nas operações de crédito com recursos livres no “cheque especial” para pessoas físicas e a taxa média nas operações de crédito com recursos livres para o crédito às pessoas físicas. Os pesos foram obtidos com base na importância de cada uma destas linhas de crédito relativamente à oferta total de crédito no período. Entretanto, o indicador resultante não atendeu à exigência de estacionariedade, razão pela qual ele será considerado em primeira diferença. Deste modo, o crescimento no índice indica uma piora nas condições no mercado de crédito.

## 4 Captando não linearidades da política fiscal via TVAR

Recentemente, tem crescido o interesse da literatura por aproximações para modelos dinâmicos não lineares – especialmente utilizando aproximações de ordem elevada ou baseados em soluções globais –, já que aproximações lineares de primeira ordem podem ignorar aspectos importantes da dinâmica dos processos.<sup>8</sup> O interesse neste tipo de modelagem deve-se ao fato de que não linearidades no contexto de políticas macroeconômicas são esperadas tanto pelos resultados da literatura empírica recente quanto pela teoria macroeconômica moderna. Por exemplo, Kocherlakota (2000) mostra que boa parte da dinâmica dos ciclos econômicos possui um caráter assimétrico possivelmente associado às condições de crédito. Por outro lado, no acelerador financeiro de Bernanke e Gertler (1989), há uma relação convexa entre o patrimônio líquido do empreendedor e o financiamento externo do projeto que se repercute nas respostas das variáveis econômicas aos choques. Entretanto, durante períodos de liquidez reduzida, empresas tornam-se mais dependentes do financiamento externo devido à queda em seu fluxo de caixa, ao mesmo tempo em que o valor de seus ativos tende a se reduzir. Com isso, mudanças nas condições dos mercados financeiros afetarão a efetividade do acelerador financeiro. Note-se que relações não lineares similares emergem na maioria dos modelos canônicos teóricos que admitem fricções financeiras, mesmo em abordagens com restrições de quantidades de crédito no espírito de Stiglitz e Weiss (1981).

Assim, do ponto de vista teórico, estímulos fiscais que se relacionam com o produto e o investimento deverão também ter impactos não lineares que dependem das condições de liquidez da economia. Não obstante, os efeitos dos choques fiscais deverão se contrastar nos diferentes estados de natureza associados aos mercados financeiros, uma vez que nos estados de liquidez “restrita”, as restrições financeiras ocasionalmente tornam-se ativas. Como discute Ferraresi et al. (2014), a política fiscal tende a ser mais efetiva em situações de apertos financeiros já que os impactos multiplicadores deverão atenuar as restrições de fluxo de caixa das firmas, além de suavizar os efeitos sobre o patrimônio líquido, produzindo efeitos distintos sobre o produto e o

---

<sup>8</sup>Ver, por exemplo, Fernández-Villaverde et al. (2011)

investimento nos diferentes regimes. Ademais, a teoria sugere que poderão haver distintos também sobre o consumo privado. Por exemplo, Galí et al. (2007) mostra que sob determinadas condições, a presença de agentes restritos ao crédito pode invalidar a equivalência ricardiana para o consumo agregado, gerando “efeitos keynesianos”. Assim, em contextos recessivos, em que a proporção de agentes restritos ao crédito tende a ser maior e, portanto, uma maior quantidade de agentes passam a consumir com base em sua renda corrente, deve-se observar um impacto positivo e mais elevado de gasto de governo sobre o consumo privado agregado no regime de liquidez restrita.

Entretanto, do ponto de vista empírico, a frequente questão na literatura com relação à capacidade do governo de estimular a economia com um gasto temporariamente elevado num contexto recessivo tem ignorado a potencial assimetria relacionada aos mercados financeiros. Como discutido por Schmidt (2013), ignorar potenciais não linearidades advindas de mudanças de regimes pode resultar em previsões incorretas, invalidando as funções de resposta ao impulso calculadas.

Para analisar os efeitos dos choques fiscais, este trabalho utiliza o TVAR como uma estratégia econométrica capaz de acomodar não linearidades advindas de mudanças endógenas de regimes, determinadas pelo indicador de condição de liquidez anteriormente discutido. Esta abordagem pode ser vista como a contra-partida empírica para a classe de modelos teóricos não lineares sujeitos à efeitos limiares (Schmidt, 2013), sendo um caso particular de uma classe geral de modelos de mudança de regime markoviana (MSVARs) no espírito de Hamilton (1989). Tais modelos caracterizam-se por serem robustos à não linearidades como mudança de regime, multiplicidade de equilíbrios, respostas assimétricas à choques, dependência de condições iniciais, entre outros. Em especial, no TVAR a mudança de regime é dada endogenamente pela variável limiar, sendo uma estrutura mais intuitiva comparativamente às mudanças exógenas dos modelos MSVARs. Além disso, é de simples estimação: condicional ao regime, o modelo é linear. Assim, a estimação é feita por mínimos quadrados condicionais.

Para ilustrar o TVAR, seja  $Y_t$  o vetor de variáveis endógenas, com  $f \in Y$ , em que  $f$  é a variável limiar. O sistema de equações na forma reduzida com um limiar – e, portanto, com dois regimes – é representado por:

$$Y_t = c_j + \sum_{i=1}^p V_{j,i} Y_{t-i} + v_{j,t} \quad (3)$$

em que  $j = 1$  se  $f_{t-d} < \gamma$  e  $j = 2$  caso contrário, onde  $\gamma \in f$  representa o valor limiar. Além disso,  $V_{j,i}$  é a matriz de coeficientes autorregressivos associada à defasagem  $i$  e ao regime  $j$  e  $v_{j,t}$  é um vetor de erros aleatórios na forma reduzida dependente do regime e que definem uma matriz de variância-covariância para cada regime,  $\Sigma_j$ ,  $c_j$  é um vetor de termos deterministas que afetam o regime  $j$ . As defasagens  $p$  do VAR e  $d$  da variável limiar são determinadas pelo critério BIC.

Como discutido, assume-se dois regimes de condição financeira, quer sejam, normal e restrito. Para identificar os choques estruturais, segue-se estratégia análoga à Fatás e Mihov (2001), Blanchard e Perotti (2002), Galí et al. (2007) e Kirchner et al. (2010), assumindo que a variável indicadora de gasto do governo é pre-determinada relativamente às outras. Tal hipótese fundamenta-se na idéia de que o arranjo institucional implica num atraso tal que o gasto do governo não deve reagir de modo automático às condições da economia. Neste caso, a recursividade dos choques fiscais será válida desde que a variável representando o gasto do governo seja a primeira na ordenação do

VAR utilizando-se a fatoração de Cholesky (Fatás e Mihov, 2001). Devido ao pequeno tamanho da amostra e ao problema da proliferação de parâmetros no modelo não linear, considera-se o VAR apenas com o gasto do governo como variável fiscal. Entretanto, como sugerido por Blanchard e Leigh (2013)<sup>9</sup>, o VAR neste trabalho leva em conta as reações da autoridade monetária por meio da taxa nominal de juros, representada pela taxa Selic anualizada. Com isso, configurou-se o TVAR com  $Y_t = (g_t, y_t, c_t, i_t, r_t, f_t)'$ , em que  $g_t$  é a taxa de crescimento dos gastos,  $y_t$  é a taxa de crescimento do PIB,  $c_t$  é um indicador de crescimento de consumo,  $i_t$  é a taxa de crescimento da formação de capital fixo como indicadora de investimento,  $r_t$  é a taxa nominal de juros e  $f_t$  é o FCI. O modelo é estimado por minimização da soma dos quadrados dos resíduos condicional ao valor limiar, computando-se posteriormente as funções de resposta ao impulso não lineares. O exercício é simular choques de política fiscal e analisar seus impactos dinâmicos sobre o produto, o consumo privado e o investimento em cada um dos regimes restrição de liquidez.

O limiar é determinado endogenamente por um processo de *grid search* sobre todos os valores limiares que atendem ao critério da quantidade de dados requerida em cada regime. Neste trabalho, o valor limiar foi calculado requerendo-se ao menos 35% da amostra em cada regime. Dos valores obtidos através do *grid search*, o limiar escolhido é aquele que minimiza o determinante da matriz de covariância dos resíduos,

$$\gamma^* = \underset{\gamma \in \Gamma}{\operatorname{argmin}} \log |\Sigma_v(\gamma)|$$

em que  $\Gamma = [\underline{\gamma}, \bar{\gamma}]$ . Tendo sido determinado o valor de  $\bar{\gamma}$ , o passo seguinte é testar se o modelo com variável limiar é corroborado pelos dados. Como observa Balke (2000), se  $\gamma$  fosse conhecido, um teste simples seria testar  $V_{2,1} = V_{2,2} = 0$  por meio de um teste de Wald, que teria distribuição  $\chi^2$ . Entretanto, como  $\gamma$  não é conhecido a priori e deve ser estimado, ele não é identificado sob a nula de ausência de valor limiar, o que implica que a inferência sobre um teste desse tipo não é padrão.

Uma das alternativas neste contexto para se testar existência de não linearidades no sistema é empreender um teste sup-LR comparando-se a verossimilhança de um modelo com limiar com a de um modelo linear no sentido de Hansen (1997) e Lo e Zivot (2001), cuja estatística é dada por:

$$LR_{NL} = T[\ln(|(\Sigma_L)|) - \ln(|\Sigma(\gamma^*)|)] \quad (4)$$

Entretanto, como a distribuição de tal estatística não é conhecida, utiliza-se o método de *bootstrap* para gerar uma distribuição empírica para o teste, a partir da qual calcula-se os p-valores assintóticos.

#### 4.1 Funções de resposta ao impulso não lineares

Em um modelo linear, as funções de resposta ao impulso são invariantes à história, e, por construção, são proporcionais à magnitude e simétricas quanto aos choques estruturais. Além disso, estas funções são definidas sob a hipótese de que a economia se mantém num mesmo regime, que

<sup>9</sup>De acordo com os autores, parte das erros das previsões equivocadas sobre os ajustes fiscais realizados no período pós-2008 devem-se ao fato de que não se considerou o estado e as restrições da política monetária no computo dos multiplicadores. Por essa razão, incluiu-se variáveis de interesse das autoridades monetárias.

estava vigente no instante do choque. Entretanto, num modelo não linear, as respostas podem ser distintas relativamente aos sinais, à magnitude e à história dos choques passados, de tal forma que a evolução do sistema entre os estados de natureza e os coeficientes obtidos em cada um deles são fatores determinantes para a construção das respostas dinâmicas das variáveis.

Para acomodar mudanças endógenas de regime no sistema, este artigo implementa funções de resposta ao impulso não lineares chamadas funções de resposta ao impulso generalizadas (GIRF). Tecnicamente, como discute Koop et al. (1996), num modelo não linear sob mudança de regime, a representação MA é não linear nos erros estruturais,  $v_t$ , o que implica que o teorema da decomposição de Wold não é aplicável. Por esta razão, as GIRFs propostas Koop et al. (1996) são calculadas pela simulação da evolução do sistema dependendo do regime em que ele se encontra no instante do choque. Condicionalmente à história  $\Omega_{t-1}$  até o instante  $t$ , as GIRF são definidas como a diferença entre a trajetória prevista das variáveis com e sem um choque sobre uma variável de interesse. Formalmente,

$$GIRF_y(k, v_t, \Omega_{t-1}) = E(Y_{t+k}|v_t, v_{t+1} = 0, \dots, v_{t+k} = 0, \Omega_{t-1}) - E(Y_{t+k}|v_t = 0, v_{t+1} = 0, \dots, v_{t+k} = 0, \Omega_{t-1}) \quad (5)$$

em que  $Y_{t+k}$  é o vetor de variáveis previsto até o horizonte  $k$ . Assim, sob tal formulação, a GIRF no contexto de um TVAR depende das condições iniciais, do passado e estado da economia (regime) no período  $t$  e não há quaisquer restrições com relação à simetria dos choques, possibilitando analisar efeitos de magnitude e sinais distintos.

Entretanto, para se obter o conjunto completo de informações sobre a dinâmica do modelo, deve-se simular as GIRF para vários possíveis pontos iniciais, horizonte  $k$  e choques utilizando métodos de *bootstrap*. O algoritmo utilizado para o calcular (5) é descrito no apêndice. Como em Ferraresi et al. (2014) e Schmidt (2013), métodos similares de simulação são empregados para a obtenção do intervalo de confiança.

A análise da existência de não linearidades por meio das GIRF é feita simulando-se choques de magnitudes e sinais distintos, observando-se a ocorrência de efeitos dinâmicos contrastivos. Quanto à magnitude, neste trabalho simula-se choques de 0.5 (pequena magnitude) e 1.5 (grande magnitude) desvios-padrão. Na apresentação dos resultados, após o cômputo das GIRF para ambas as magnitudes de choques, as GIRF de grande magnitude são normalizadas para pequena magnitude de modo a explicitar mais claramente as possíveis diferenças nos efeitos dinâmicos. Quanto aos sinais dos choques, simula-se choques positivos e negativos de mesma magnitude e compara-se graficamente os comportamentos das variáveis de interesse.

## 5 Dados

Para acessar os efeitos dos choques fiscais sob estresse financeiro no Brasil, utilizou-se dados trimestrais no período entre o primeiro trimestre de 1995 até o terceiro trimestre de 2014. As séries do gasto do governo, PIB e o consumo privado foram obtidas das contas nacionais trimestrais divulgadas pelo IBGE e estão expressas em Reais de 2014, deflacionadas pelo IPCA. Como variável indicadora de política monetária, selecionou-se a taxa Selic mensal anualizada, aqui expressa

como média trimestral.<sup>10</sup> A exceção da taxa de juros, todas as variáveis foram dessazonalizadas pelo filtro X-12.

O TVAR foi completado com os valores estimados do indicador de condições financeiras utilizado como variável limiar endógena, servindo como *proxy* para as condições de liquidez da economia brasileira. Seguindo Balke (2000), a variável limiar é transformada em média móvel de 2 trimestres, uma vez que valores extremos podem influenciar o processo de *grid search*.

Constituiu-se, então, cinco especificações distintas, sendo as quatro últimas tratadas como bateria de testes de robustez aos resultados obtidos com a primeira:

1. Modelo 1: seguindo Afonso et al. (2011), as variáveis de gasto do governo, PIB, consumo e investimento são medidas como taxa de crescimento anual – e.g.,  $y_t = \ln(PIB_t) - \ln(PIB_{t-4})$ . A taxa de juros é a média trimestral e a variável limiar escolhida é o FCI discutido na seção 3.1. A figura 8 no apêndice apresenta o gráfico com a evolução das variáveis transformadas;
2. Modelo 2: a configuração 2 segue a definição das taxas de crescimento anuais anterior, mas considera como variável limiar o *spread* discutido na seção 3.3;
3. Modelo 3: as variáveis de gasto do governo, PIB, consumo e investimento são medidas como desvios de uma tendência de longo prazo, obtidas por meio da decomposição de Beveridge-Nelson, além da taxa de juros média no trimestre e o indicador de estresse medido pelo FCI;
4. Modelo 4: as variáveis gasto do governo, PIB, consumo e investimento medidas como taxas de crescimento trimestrais, além da taxa de juros média no trimestre e o indicador de estresse medido pelo FCI;
5. Modelo 5: todas as variáveis são utilizadas em nível, acomodando possíveis relações de cointegração.

## 6 Resultados

De posse do indicador de condição de liquidez FCI, inicia-se testando a presença de não linearidades nos modelos 1 a 5 definidos na seção anterior. Os resultados estão expressos na tabela 1. Utilizando as variáveis limiaries como médias móveis de 2 trimestres, o teste sup-LR sugere a existência de não linearidades em todos os casos testados, de acordo com os p-valores assintóticos. Em todos os casos, a defasagem da variável limiar foi 1, assim como as defasagens incluídas nos modelos, conforme o critério BIC.

Para fins de clareza, concentra-se nos resultados para o modelo 1.<sup>11</sup> O valor limiar obtido pelo

---

<sup>10</sup>Optou-se por utilizar a taxa Selic em nível dada a possibilidade de quebra estrutural em tal série durante o período aqui considerado. Evidências de estacionariedade da série quando se implementa testes de raiz unitária com quebra estrutural pode ser encontrada em Aragón e Medeiros (2013). Ademais, os resultados obtidos foram invariantes ao se considerar a taxa Selic em primeira diferença.

<sup>11</sup>A tabela 1 também contém os resultados para os testes sobre os modelos 2 a 5. Note-se, contudo, que não há na literatura indicação da validade do teste LR quando as variáveis são tratadas em nível. Assim, embora os resultados de tal teste mereçam certo ceticismo, as evidências obtidas para os outros casos sugerem a existência de efeitos limiaries também para o nível das séries.

procedimento de *grid search* foi de -0.018, resultando em aproximadamente 43% da amostra no regime de estresse financeiro e 57% no regime normal. Assim, valores menores do que o limiar indicam que a economia esta entrando num regime de liquidez restrita. Na figura 8, as áreas hachuradas denotam os períodos em que as variáveis encontram-se no regime normal e as áreas em branco mostram quando o sistema encontra-se no regime de restrição de liquidez.

Tabela 1: Propriedades estatísticas dos modelos

ESCOLHA DE MODELOS E TESTES DE LINEARIDADE						
	Lags	BIC		Threshold	Teste LR	p-valor
Modelo 1	1	-2027.34	*	-0.018	60.282	0.000
	2	-1837.28				
	3	-1766.86				
	4	-1639.55				
Modelo 2	1	-1716.86	*	0.061	75.869	0.000
	2	-1598.78				
	3	-1552.75				
	4	-1501.33				
Modelo 3	1	-2031.71	*	-0.020	61.842	0.000
	2	-1906.87				
	3	-1751.35				
	4	-1752.59				
Modelo 4	1	-2691.39	*	-0.020	68.556	0.000
	2	-2544.92				
	3	-2380.63				
	4	-2307.03				
Modelo 5	1	-1802.60	*	-0.028	55.125	0.000
	2	-1721.29				
	3	-1615.72				
	4	-1583.64				

Notas: \* indica o modelo escolhido pelo critério BIC. Resultados do teste LR sob o modelo 5 apenas para referência. p-valor assintótico obtido com base em 1000 replicações.

Dado o valor limiar e a indicação de 1 defasagem pelo critério BIC, procede-se à estimação do modelo para obtenção das GIRFs e seus intervalos de confiança associados. Como discutido anteriormente, a estratégia de identificação empregada é recorrente na literatura que analisa efeitos de gasto de governo sobre o produto e o consumo privado (Blanchard e Perotti, 2002; Fatás e Mihov, 2001; Galí et al., 2007) e pode ser entendida como análoga à literatura que analisa efeitos não lineares de políticas macroeconômicas (Balke, 2000; Ferraresi et al., 2014), estendendo-a para



analisar também possíveis impactos não lineares sobre o consumo privado e o investimento.<sup>12</sup>

Seguindo o algoritmo descrito no apêndice, calculou-se as funções de resposta ao impulso generalizadas e seus intervalos de confiança a fim de estudar as respostas médias do produto, do consumo privado e do investimento à choques fiscais de pequena e grande magnitudes, sendo 0.5 e 1.5 desvios-padrão, respectivamente, além de choques de sinais positivo e negativo. O intuito inicial é verificar a existência de assimetrias e respostas (des)proporcionais à diferentes choques, reproduzindo as não linearidades sugeridas pelo teste sup-LR. Os resultados são apresentados nas figuras 4 a 6.

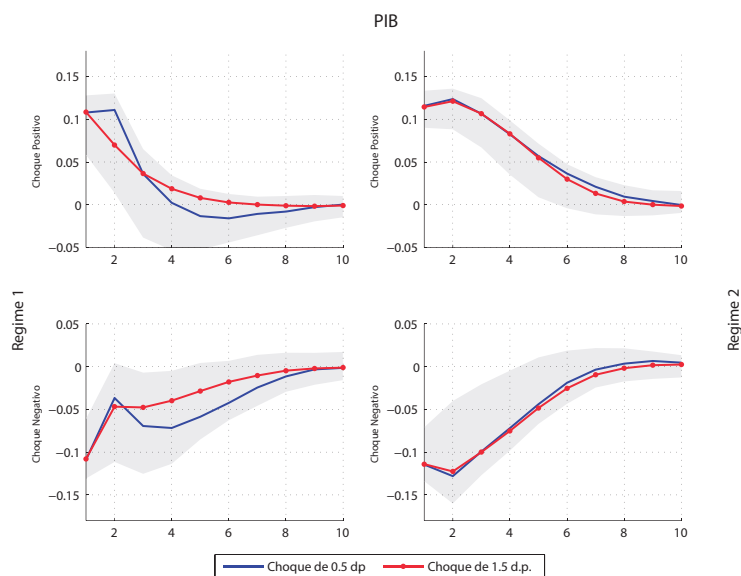


Figura 4: Respostas não lineares do crescimento anual PIB a choques fiscais. Intervalo de confiança de 68% obtido por *bootstrap* refere-se ao choque de 0.5 d.p.

Observando-se as figuras 4 a 6, nota-se que há distinções relativas entre os regimes. Enquanto no regime 2 as respostas parecem ser razoavelmente simétricas e proporcionais, as respostas dinâmicas no regime 1 parecem ser distintas tanto em termos de sinais quanto em termos de respostas dinâmicas aos choques, sugerindo a existência de não linearidades não apenas entre os regimes, mas dentro de cada regime.

Interessante observar que os comportamentos entre os regimes sugerem que a capacidade da política fiscal em estimular a economia é estado-dependente. De acordo com a figura 4, a resposta do crescimento anual do produto a um choque fiscal no regime normal perduraria por 3 trimestres, enquanto um choque de mesma magnitude no regime de restrição de liquidez teria impactos em até 6 trimestres. Contudo, os resultados para o consumo e o investimento são mais expressivos: no regime de liquidez normal, a capacidade da política fiscal em estimular o consumo e o investimento é, se não nula, consideravelmente menor do que no período de liquidez restrita, de acordo com as figuras 5 e 6.

<sup>12</sup>A ordenação do investimento após o consumo não é comum na literatura, uma vez que poucos trabalhos incluem tal variável em seus modelos empíricos. Entretanto, testou-se a inversão da ordem entre consumo e investimento e os resultados mostraram-se pouco sensíveis. Assim, seguindo Galí et al. (2007), a ordenação inicial foi mantida.

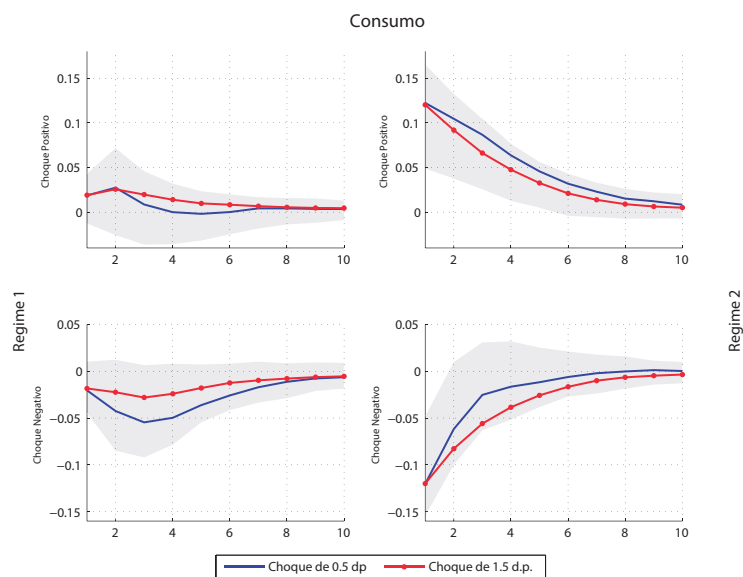


Figura 5: Respostas não lineares do crescimento anual do Consumo a choques fiscais. Intervalo de confiança de 68% obtido por *bootstrap* refere-se ao choque de 0.5 d.p.

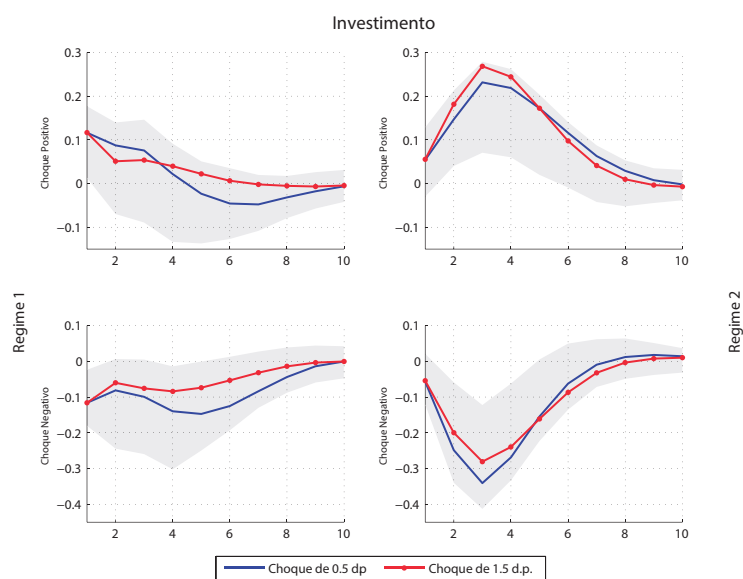


Figura 6: Respostas não lineares do crescimento anual do Investimento a choques fiscais. Intervalo de confiança de 68% obtido por *bootstrap* refere-se ao choque de 0.5 d.p.

Para atestar a robustez dos resultados, repetiu-se os exercícios para os modelos 2, 3, 4 e 5. Em todos os casos, os resultados sugerem a presença de efeitos não lineares de choques fiscais, expressos por comportamentos distintos tanto intra quanto entre os regimes. No caso do PIB, as distinções entre os regimes em termos de magnitudes parecem se tornar maiores conforme a definição da variável utilizada capta horizontes de tempo maiores. Para os modelos 3 e 4, que utiliza

desvios de uma tendência de longo prazo e taxa de crescimento trimestral, as respostas no instante do choque são aparentemente similares entre os regimes, com as distinções ficando mais evidentes conforme o sistema retorna ao equilíbrio. Entretanto, no caso do consumo e do investimento, as respostas são evidentemente distintas entre os períodos. Em geral, tanto em situação normal nos mercados de financeiros ou mesmo sob estresse financeiro, observa-se “efeitos keynesianos” na economia brasileira para o PIB e o consumo, enquanto a resposta do investimento parece depender da definição de variável utilizada. Na maioria dos casos, a resposta do investimento não é diferente de zero entre os estados de natureza, excetuando-se os casos dos modelos 1 e 5.

## 6.1 Multiplicadores Regime-Dependentes

Para clarificar os resultados anteriores, esta seção visa obter os multiplicadores em cada estado de natureza implicados pelas GIRFs calculadas anteriormente. Por definição, os multiplicadores são dados pelas derivadas das variáveis endógenas com relação à um choque exógeno. Como não são parâmetros estruturais, estão sujeitos às condições da economia, e, nesse sentido, os multiplicadores são estado-dependentes.

No espírito de Mountford e Uhlig (2009) e Ramey e Zubairy (2014), computa-se os multiplicadores dinâmicos como a razão da integral da resposta da variável de interesse pela integral da resposta da variável do governo,  $m_{j,h} = \sum_1^h \Delta z_{j,t} / \sum_1^h \Delta g_{j,t}$ , em que  $j$  é o regime,  $h$  é o horizonte de tempo,  $z$  é a variável de interesse e  $g$  é a variável fiscal. Sob tal definição, os multiplicadores refletem o ganho acumulado da variável  $z$  relativo ao gasto acumulado em um dado período, oferecendo uma informação mais rica do ponto de vista do *policymaker*. Para fins de comparação, computa-se também os multiplicadores no “pico” do efeito, definidos como  $m_{j,h^*}^p = \max_{h^*} \Delta z_{j,t+h^*} / \Delta g_{j,t}$ , em que  $h^*$  indica o horizonte  $h$  em que a variável de interesse atingiu sua resposta máxima.<sup>13</sup>

A tabela 2 a seguir expressa os resultados dos multiplicadores obtidos a partir das funções de resposta ao impulso não lineares para as variáveis PIB, consumo e investimento para os 5 modelos definidos na seção 5. Para o computo dos multiplicadores acumulados, os horizontes considerados são 4 e 8 trimestres. Os cálculos dos multiplicadores e de seus intervalos de confiança foram baseados nas GIRFs estimadas e em suas distribuições empíricas construídas a partir das replicações *bootstrap*.

---

<sup>13</sup>Ramey e Zubairy (2014) mostram que métodos tradicionais na literatura como o cálculo do multiplicador no instante do choque ou no pico tendem a resultar num viés positivo dos multiplicadores.

Tabela 2: Multiplicadores do gasto do governo para os regimes restrito e irrestrito

MULTIPLICADORES ESTADO-DEPENDENTES											
MODELO	VARIÁVEL	PICO	RAZÃO		4 SEMESTRES		RAZÃO		8 SEMESTRES		
			Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2	
1			<b>0.261</b>	<b>0.290</b>	1.111	<b>0.353</b>	<b>0.524</b>	1.484	<b>0.238</b>	<b>0.543</b>	2.282
2			<b>0.245</b>	<b>0.396</b>	1.616	<b>0.292</b>	<b>0.514</b>	1.760	<b>0.301</b>	<b>0.596</b>	1.980
3	PIB		<b>0.283</b>	<b>0.352</b>	1.244	<b>0.597</b>	<b>0.765</b>	1.281	0.585	<b>0.805</b>	1.376
4			<b>0.303</b>	<b>0.379</b>	1.251	<b>0.502</b>	<b>0.548</b>	1.092	0.365	<b>0.526</b>	1.441
5			<b>0.569</b>	<b>0.591</b>	1.039	<b>0.861</b>	<b>0.901</b>	1.046	<b>0.706</b>	<b>0.964</b>	1.365
1			<b>0.047</b>	<b>0.291</b>	6.152	0.060	<b>0.472</b>	7.867	0.050	<b>0.488</b>	9.760
2			<b>0.145</b>	<b>0.488</b>	3.366	0.154	<b>0.525</b>	3.409	0.150	<b>0.578</b>	3.853
3	Consumo		<b>0.139</b>	<b>0.477</b>	3.432	-0.175	<b>0.451</b>	2.577	-0.272	0.319	1.173
4			<b>0.169</b>	<b>0.343</b>	2.030	<b>0.231</b>	<b>0.555</b>	2.403	0.207	<b>0.567</b>	2.739
5			<b>0.426</b>	<b>0.580</b>	1.362	<b>0.675</b>	<b>0.884</b>	1.310	<b>0.794</b>	<b>1.045</b>	1.396
1			<b>0.283</b>	<b>0.526</b>	1.859	0.360	<b>0.793</b>	2.203	0.060	1.010	16.833
2			<b>0.246</b>	<b>0.277</b>	1.126	0.433	<b>0.417</b>	0.963	0.450	0.718	1.596
3	Investimento		<b>0.112</b>	<b>0.127</b>	1.134	0.115	0.218	1.896	0.193	0.338	1.751
4			<b>0.363</b>	<b>0.067</b>	0.185	0.219	0.008	0.037	0.079	0.010	0.127
5			<b>0.447</b>	<b>0.599</b>	1.340	<b>0.706</b>	<b>0.775</b>	1.098	<b>0.697</b>	<b>0.973</b>	1.396

Notas: multiplicadores baseados nas GIRFs estimadas para um choque de 0.5 d.p.. Negrito indica significância estatística a 5%. Intervalo de confiança para os multiplicadores construído a partir das replicações *bootstrap* para as GIRFs simuladas. Razão:  $m_{2,h}/m_{1,h}$ .

Note-se inicialmente que os resultados dependem substancialmente da definição dos multiplicadores. Via de regra, os multiplicadores no “pico” são menores do que os multiplicadores acumulados tanto para 4 quanto para 8 trimestres. Além disso, nota-se os diferentes efeitos entre os regimes: excetuando-se as respostas do investimento, no modelo 4, os multiplicadores no regime 2 tendem a ser mais elevados do que no regime 1. Entretanto, como sugerem as funções de resposta ao impulso, muito das distinções entre os regimes estão sintetizadas na dinâmica e persistência dos choques. Comparando-se os multiplicadores acumulados para 4 e 8 trimestres, pode-se perceber que a razão  $m_{2,h}/m_{1,h}$  é crescente em  $h$ . No regime 1, os choques tendem a se dissiparem com maior rapidez: enquanto as respostas acumuladas em até quatro trimestres tendem a ser similares em alguns modelos para o caso do PIB, após 8 semestres as distinções se tornam mais fortes. Para o consumo, os multiplicadores são em geral muito maiores no regime de liquidez restrita, enquanto para o investimento as diferenças apenas se tornam mais aparentes na medida em que o modelo utilizado considera definições para variáveis com horizontes de tempos maiores, como no modelo 1 em que as taxas de crescimento são anuais. Contudo, deve-se notar que, em geral, as respostas do investimento tendem a ter duração curta, embora com evidências de *crowding in*.

Em resumo, após acomodar o estado de natureza dos mercados financeiros, os resultados aqui obtidos dão evidências de que as repostas dos choques fiscais são distintas nos regimes para a economia brasileira, sendo tal resultado invariante à magnitude e ao sinal do choque. Ademais, de acordo com os resultados, os efeitos da política fiscal são amplificados em contexto de crise financeira. Contudo, é importante notar que, embora positivos, os multiplicadores dinâmicos para o caso brasileiro raramente ultrapassam a unidade – exceção ao caso do consumo no modelo 5 –, mesmo no período 2.

Como discute Afonso et al. (2011), a relação entre instabilidade financeira e a política fiscal pode ter ainda outro lado, que não foi explorado neste trabalho, que diz respeito ao estado da dívida pública. Muitos autores argumentam que as chamadas *bad policies* podem contribuir com a instabilidade financeira ao reduzir a confiança na capacidade do governo de arcar com sua dívida, o que tende a expulsar investimento estrangeiro e pode gerar espirais financeiras. Para entender os efeitos de choques fiscais sob instabilidade financeira no Brasil, simulou-se GIRFs de choques fiscais sobre o FCI estimado para o regime de liquidez normal e para o restrito. De acordo com os resultados expressos pela figura 7, no período normal, choques de gastos tendem a piorar as condições financeiras, gerando instabilidade. Entretanto, em períodos de estresse financeiro, o FCI responde positivamente, indicando uma melhora na situação do mercado financeiro.<sup>14</sup>

Assim, quando as condições financeiras na economia se deterioram, os resultados obtidos neste trabalho sugerem que a política fiscal é efetiva em atenuar e suavizar choques, possibilitando um aumento no consumo, com efeitos positivos sobre o produto, o investimento e sobre as condições financeiras.

---

<sup>14</sup>Ferraresi et al. (2014) encontra resultados similares para os EUA.

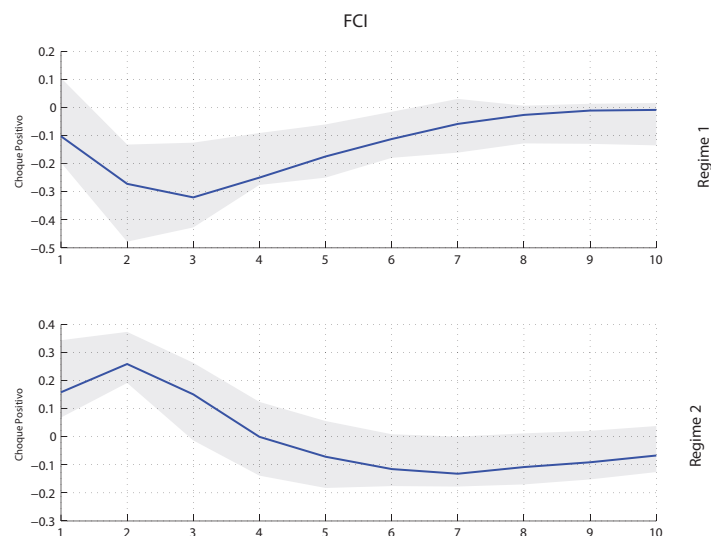


Figura 7: Respostas não lineares do FCI a choques fiscais de 0.5 d.p. nos regimes normal e restrito. Intervalo de confiança de 68% obtido por *bootstrap*.

É importante notar que tais resultados tem consequências sobre a condução da política fiscal. Eles sugerem que uma política contracíclica tende a ser mais efetiva e ter menores consequências negativas em termos de efeitos sobre os mercados financeiros. Ademais, os resultados aqui sugerem que os impactos de choques fiscais negativos em períodos de regime normal são dissipados com rapidez, de modo que a consolidação fiscal após o período de turbulência financeira teria impactos pouco persistentes e reduziria os riscos da política fiscal ao longo do tempo.

## 7 Conclusões

Neste artigo, investigou-se empiricamente a existência de efeitos não lineares de política fiscal sobre o produto, o consumo privado e o investimento na economia brasileira sob instabilidade financeira. Tais não linearidades são sugeridas pela literatura teórica que trata fricções financeiras (Bernanke et al., 1999; Gertler e Kiyotaki, 2010) e consumo sob restrições financeiras (Galí et al., 2007), além da recente literatura empírica (Afonso et al., 2010; Ferraresi et al., 2014).

Conjecturando que o governo tem maior poder de afetar a economia em situações de estresse financeiro, empregou-se um modelo autorregressivo com limiar (TVAR) num procedimento em dois estágios em que no primeiro um índice de liquidez para a economia brasileira foi estimado e no segundo tal índice foi utilizado para se determinar o valor limiar de dois regimes: um em que o estado de liquidez é normal e outro em que é restrito. O índice financeiro foi estimado como fator comum entre 21 variáveis financeiras cobrindo vários aspectos do mercado financeiro brasileiro combinando-se filtro de Kalman e métodos de ponderação dinâmica de modelos.

O modelo com efeitos limiares foi corroborado pelos dados, indicando efeitos não lineares para a economia brasileira. Utilizando uma estratégia de identificação comum na literatura que analisa efeitos de gastos de governo sobre o consumo privado, calculou-se as funções de resposta ao impulso não lineares (GIRF) regime-dependentes para analisar a efetividade dos choques fiscais

em estimular o produto, o consumo privado e o investimento nos diferentes regimes financeiros.

Os principais resultados sugerem que há diferenças na dinâmica, na magnitude e, principalmente, na persistência dos choques no caso brasileiro, de modo que os multiplicadores associados aos choques fiscais são regime-dependentes. As evidências obtidas a partir de funções de resposta ao impulso não lineares sugerem que os multiplicadores nos períodos de restrição de liquidez tendem a ser mais elevados para o PIB, o consumo e o investimento.

De modo geral, os resultados apontam que o governo é efetivo em estimular o PIB, o consumo privado e o investimento no curtíssimo prazo – multiplicadores no “pico” –, com os efeitos mais persistentes e pronunciados sob regime de liquidez restrita – multiplicadores acumulados em 4 e 8 semestres. Assim, estes resultados sugerem que no caso brasileiro há “efeitos keynesianos” de política fiscal mesmo após acomodar as fricções financeiras.

## Referências

- Afonso, A., J. Baxa, e M. Slavik (2011). Fiscal Developments and Financial Stress: A Threshold VAR Analysis. *Working Paper Series, European Central Bank 1319*.
- Afonso, A., H. Gruener, e C. Kolerus (2010). Fiscal policy and growth: Do financial crises make a difference? *Working Paper Series, European Central Bank 1217*, June.
- Alesina, A., C. Favero, e F. Giavazzi (2012). The output effect of fiscal consolidations.
- Almunia, M., A. Bénétrix, B. Eichengreen, K. H. O'Rourke, e G. Rua (2010, April). From Great Depression to Great Credit Crisis: similarities, differences and lessons. *Economic Policy 25*(62), 219–265.
- Aragón, E. K. S. B. e G. B. Medeiros (2013). Mudanças na política monetária do Brasil: evidências de uma função de reação com parâmetros variando no tempo e regressores endógenos. In *XVIII Encontro Regional de Economia*.
- Auerbach, A. J. e Y. Gorodnichenko (2012). Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy 4*, 1–27.
- Auerbach, A. J. e Y. Gorodnichenko (2013). Fiscal Multipliers in Recession and Expansion. In A. Alesina e Francesco Giavazzi (Eds.), *Fiscal Policy after the Financial Crisis*, pp. 63–98. Chicago: University of Chicago Press.
- Bachmann, R. e E. R. Sims (2012). Confidence and the transmission of government spending shocks. *Journal of Monetary Economics 59*, 235–249.
- Balakrishnan, R., S. Danninger, S. Elekdag, e I. Tytell (2011). The Transmission of Financial Stress from Advanced to Emerging Economies. *Emerging Markets Finance and Trade 47*, 40–68.
- Baldacci, E., S. Gupta, e C. Mulas-Granados (2009). How Effective is Fiscal Policy Response in Systemic Banking Crises?(EPub). *IMF Working Paper 09/160*.

- Balke, N. (2000). Credit and economic activity: credit regimes and nonlinear propagation of shocks. *Review of Economics and Statistics* 82(2), 344–349.
- Baum, A., M. Poplawski-Ribeiro, e A. Weber (2012). Fiscal Multipliers and the State of the Economy. *IMF Working Paper 12/286*.
- Bernanke, B. e M. Gertler (1989). Agency costs, net worth, and business fluctuations. *The American Economic Review* 79(1), 14–31.
- Bernanke, B. S., M. Gertler, e S. Gilchrist (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In J. B. Taylor e M. Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Chapter 21, pp. 1341–1393. Elsevier.
- Blanchard, O. e D. Leigh (2013). Growth forecast errors and fiscal multipliers. *IMF Working Paper 1301*.
- Blanchard, O. e R. Perotti (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *The Quarterly Journal of Economics* 117(4), 1329–1368.
- Bouthevillain, C. e G. Dufrenot (2011). Are the effects of fiscal changes different in times of crisis and non crisis? The French case. *Revue d'économie politique*.
- Brunnermeier, M., T. Eisenbach, e Y. Sannikov (2012). Macroeconomics with financial frictions: A survey. *NBER Working Papers 18102*.
- Calvo, G. (2005). *Emerging Capital Markets in Turmoil. Bad Luck or Bad Policy?* Cambridge: The MIT Press.
- da Silva, A. M. A. e J. O. C. Júnior (2009). Impactos Macroeconômicos dos Gastos Públicos na América Latina. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - Texto para Discussão N. 1434*.
- Fatás, A. e I. Mihov (2001). The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence. Technical report.
- Favero, C. e F. Giavazzi (2012, May). Measuring Tax Multipliers: The Narrative Method in Fiscal VARs. *American Economic Journal: Economic Policy* 4(2), 69–94.
- Fernández-Villaverde, J., P. Guerrón-Quintana, J. F. Rubio-Ramírez, e M. Uribe (2011). Risk matters: The real effects of volatility shocks. *American Economic Review* 101, 2530–2561.
- Ferraresi, T., A. Roventini, e G. Fagiolo (2014). Fiscal policies and credit regimes: a TVAR approach. *Journal of Applied Econometrics*.
- Galí, J., J. D. López-Salido, e J. Vallés (2007). Understanding the Effects of Government Spending on Consumption. *Journal of the European Economic Association* 5(1), 227–270.
- Gerba, E. e K. Hauzenberger (2013). Estimating US Fiscal and Monetary Interactions in a Time Varying VAR. *Working Paper March*.



- Gertler, M. e N. Kiyotaki (2010). Financial intermediation and credit policy in business cycle analysis. *Handbook of monetary economics* 3, 547–599.
- Hamilton, J. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica* 57(2), 357–384.
- Hansen, B. E. (1997, January). Inference in TAR Models. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 2(1).
- Hebous, S. (2011). The effects of discretionary fiscal policy on macroeconomic aggregates: a reappraisal. *Journal of Economic Surveys*.
- Kirchner, M., J. Cimadomo, e S. Hauptmeier (2010). Transmission of Government Spending Shocks in the Euro Area: Time Variation and Driving Forces. *Working Paper Series, European Central Bank* 1219.
- Kocherlakota, N. (2000). Creating business cycles through credit constraints. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 24(3), 2–10.
- Koop, G. e D. Korobilis (2013). A New Index of Financial Conditions. *SSRN Working Paper Series December*.
- Koop, G., M. Pesaran, e S. M. Potter (1996, September). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics* 74(1), 119–147.
- Lo, M. e E. Zivot (2001). Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price. *Macroeconomic Dynamics*, 533–576.
- Medrano, L. A. T., M. J. C. de Mendonça, e A. Sachsida (2011). Avaliando os Efeitos da Política Fiscal no Brasil: resultados de um procedimento de identificação agnóstica. In *Anais do XXXVII Encontro Nacional de Economia*. ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia.
- Mountford, A. e H. Uhlig (2009). What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of Applied Econometrics* 24(6), 960–992.
- Peres, M. A. F. (2012). *Dinâmica dos choques fiscais no Brasil*. Ph. D. thesis, Universidade de Brasília.
- Pires, M. C. d. C. (2014, 03). Política fiscal e ciclos econômicos no Brasil. *Economia Aplicada* 18, 69 – 90.
- Ramey, V. A. (2011a). Can government purchases stimulate the economy? *Journal of Economic Literature*.
- Ramey, V. A. (2011b, March). Identifying Government Spending Shocks: It's all in the Timing. *The Quarterly Journal of Economics* 126(1), 1–50.

- Ramey, V. A. e S. Zubairy (2014). Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from U.S. Historical Data. *Working Paper*.
- Riera-Crichton, D., C. A. Vegh, e G. Vuletin (2014). Procyclical and Countercyclical Fiscal Multipliers: Evidence from OECD Countries. *NBER Working Paper 20533*.
- Schmidt, J. (2013). Country Risk Premia, Endogenous Collateral Constraints and Non-linearities: A Threshold VAR Approach. *Working Paper* (May).
- Stiglitz, J. e A. Weiss (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American economic review* 71(3), 393–410.
- Tagkalakis, A. (2008). The effects of fiscal policy on consumption in recessions and expansions. *Journal of Public Economics* 92(5-6), 1486–1508.
- Tsay, R. (1998). Testing and modeling multivariate threshold models. *Journal of the American Statistical Association*.
- Wichmann, R. M. e M. S. Portugal (2013, 09). Política fiscal assimétrica: o caso do Brasil. *Revista Brasileira de Economia* 67, 355 – 378.

Tabela 3: FCI: Descrição das variáveis

PAINEL A: VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS NO TVP-VAR					
F	VARIÁVEL	DESCRIÇÃO	T	PERÍODO	FONTE
	Crescimento do PIB	Taxa de crescimento mensal	*	1995M01-2014M09	BACEN
	Crescimento do M1	Taxa de crescimento mensal	*	1995M01-2014M09	BACEN
	Variação do desemprego	Taxa média de desemprego: RMSD	*	1995M01-2014M09	Dieese
	Taxa de inflação	IPCA		1995M01-2014M09	BACEN
	Selic	Taxa Selic mensal anualizada		1995M01-2014M09	BACEN
PAINEL B: FATOR COMUM					
F	VARIÁVEL	DESCRIÇÃO	T	PERÍODO	FONTE
*	Ações - Selic	Spread entre rentabilidade das ações e taxa Selic		1995M01-2014M09	BACEN
	CDB-Poupança	Spread entre rentab. CDB pós-fixado e poupança		1995M01-2014M09	BACEN
	Custo Titulos	Custo médio de captação Títulos do Bacen		1995M01-2014M09	BACEN
*	Ibovespa	Variação do índice do IBOVESPA		1995M01-2014M09	BACEN
	Inadimplencia Familias	Inadimplência no SPC	*	1995M01-2014M09	BACEN
	Provisões	Proporção de provisões do crédito	*	1995M01-2014M09	BACEN
	Spread CDI-Selic	Spread entre taxa CDI e taxa Selic		1995M01-2014M09	BACEN
	Spread TJLP - TBR	Spread entre TJLP e TBR		1995M06-2014M09	BACEN
	Capital/Ativos	Índice de capital sobre ativos dos Bancos	*	2001M01-2014M09	BACEN
	Basileia	Índice da Basileia	*	2001M01-2014M09	BACEN
	Commodities - Brasil	Índice de Commodities - Brasil	*	1998M01-2014M09	BACEN
	Illiquidity	Índice de iliquidez		2001M01-2014M09	Nefin-USP
	Índice Liquidez	Índice de liquidez do sistema financeiro		2006M01-2014M09	BACEN
	LTN 12/LTN 1 - Spread	Estrutura a termo da LTN 12 meses/ LTN 1 mês		2000M03-2014M09	IPEADATA
	Inadimplencia SFN	Inadimplência da carteira de crédito	*	2000M03-2014M09	BACEN
	Crédito Famílias	Proporção do crédito destinado às pessoas físicas	*	1995M01-2014M09	BACEN
*	Credito/PIB	Relação crédito/PIB	*	1995M01-2014M09	BACEN
*	EMPI•	Taxa de câmbio e Reservas internacionais	*	1995M01-2014M09	BACEN
*	Spread Bancario	Spread Bancário	*	1995M06-2014M09	BACEN
	Volatilidade de LP	Volatilidade de Longo Prazo		2008M05-2014M09	BACEN
*	EMBI+	Risco País		1995M01-2014M09	JPMorgan

Notas: F: Fixa no DMA. T: \* Transformada em log-diferença. • Ver Balakrishnan et al. (2011).

## A Apêndice

### A.1 Dados

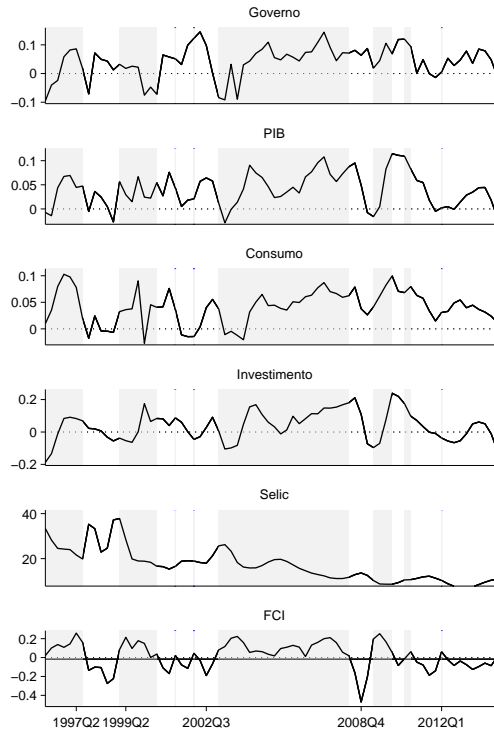


Figura 8: Evolução das variáveis no TVAR com valor limiar

### A.2 Condições iniciais, ponderação dinâmica e hiperparâmetros para o FCI

Nesta seção discute-se brevemente o cálculo da probabilidade de que o modelo  $j$  seja escolhido no período  $t$ . Dada uma condição inicial,  $\pi_{0|0,j}$ , para todo  $j = 1, \dots, J$ , a equação de previsão do modelo é dada por:

$$\pi_{t|t-1,j} = \frac{\pi_{t|t-1,j}^\alpha}{\sum_{l=1}^J \pi_{t|t-1,l}^\alpha}$$

em que  $\alpha$  é um *forgetting factor* usado para estimar a matriz de covariância dos erros. A equação de atualização do modelo é dada por:

$$\pi_{t|t,j} = \frac{\pi_{t|t-1,j} f_j(\text{Dados}_t | \text{Dados}_{1:t-1})}{\sum_{l=1}^J \pi_{t|t-1,l} f_l(\text{Dados}_t | \text{Dados}_{1:t-1})}$$

em que  $f_j(Dados_t|Dados_{1:t-1})$  é uma medida de ajuste do modelo  $j$  à verossimilhança associada à predição das variáveis macroeconômicas,  $p_j(h_t|Dados_{1:t-1})$ . Na aplicação empírica, estabeleceu-se o *forgetting factor*  $\alpha = 0.99$ , enquanto um  $\alpha = 1$  resultaria numa ponderação bayesiana de modelos tradicional.

As condições iniciais para o FCI, os parâmetros variando no tempo  $\theta_t$  e as matrizes de covariâncias variantes no tempo,  $V_t, Q_t, \pi_{0|0,j}, j = 1, \dots, J$ , seguem uma configuração razoavelmente não informativa, como se segue:

$$\begin{aligned} f_0 &\sim N(0, 4), & \lambda_0 &\sim N(0, 4 \times I_{n(s+1)}), \\ \beta_0 &\sim N(0, V_{min}), & V_0 &\equiv 1 \times I_n, \\ Q_0 &\equiv 1 \times I_{s+1}, & \pi_{0|0,j} &= \frac{1}{j} \end{aligned}$$

em que  $V_{min}$  é uma matriz diagonal com uma priori semelhante à Minnesota prior, penalizando as defasagens mais distantes:

$$V_{min} = \begin{cases} 4, & \text{para interceptos} \\ \frac{4}{r^2}, & \text{para coeficiente na defasagem } r \end{cases}$$

em que  $r = 1, \dots, p$ .

A tabela a seguir resume o algoritmo básico baseado no dual linear Kalman filter:

<b>Algoritmo para estimação do TVP-FAVAR</b>	
1	a) Inicialize os parâmetros, $\lambda_0, \beta_0, f_0, V_0, Q_0$ b) Obtenha uma estimativa do(s) componente(s) principal(is), $\gamma_t$
2	Estime $\theta_t$ dado $\gamma_t$ a) Estime $V_t, Q_t, R_t$ , e $Q_t$ usando <i>Variance Discounting</i> b) Estime $\lambda_t$ e $\beta_t$ dado $(V_t, Q_t, R_t, Q_t)$ usando o filtro e o suavizador de Kalman
3	Estime $f_t$ dado $\theta_t$ usando o filtro e o suavizador de Kalman

### A.3 Cálculo das GIRFs

---

#### Algoritmo para cálculo das GIRF

---

- 1 Selecione uma história  $\Omega_{t-1}^r$ ;
  - 2 Selecione uma sequência de choques por meio de *bootstrap* sobre os resíduos, levando-se em conta as diferentes matrizes de covariâncias nos regimes;
  - 3 Dado  $\Omega_{t-1}^r$ , os coeficientes do TVAR e os resíduos *bootstrapped*, simule a evolução do modelo no horizonte desejado;
  - 4 Repita 1-3 para um novo choque em  $t = 0$ ;
  - 5 Repita 1-4  $B$  vezes;
  - 6 Compute a diferença média entre os estados com e sem choque;
  - 7 Repita 1-6 sob todos os possíveis pontos iniciais;
  - 8 Compute a GIRF média associada a cada regime com  $R$  observações.
- 

#### Algoritmo para cálculo do intervalo de confiança

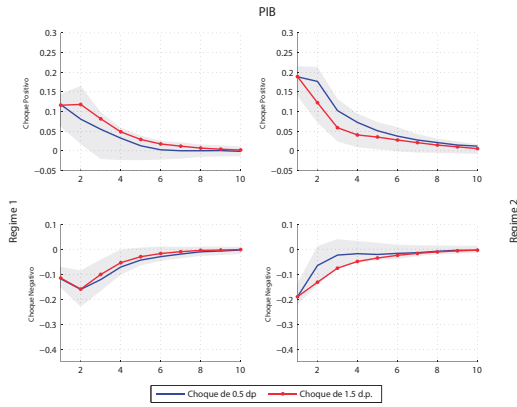
---

- 1 Gere dados artificiais recursivamente usando os coeficientes e resíduos do TVAR;
  - 2 Use os dados recursivos para recalculer os coeficientes do TVAR assim como os resíduos;
  - 3 Use os dados empíricos e os coeficientes e resíduos em 2 e calcule as GIRF como descrito anteriormente;
  - 4 Repita os passos 1-3  $S$  vezes para gerar uma distribuição empírica das GIRF e obtenha os intervalos de confiança para a significância desejada.
- 

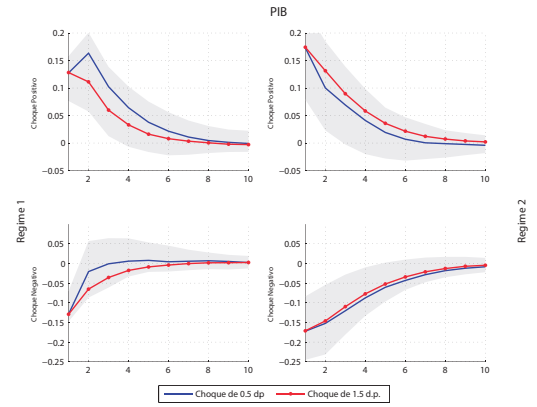
Utilizou-se  $B=500$ ,  $R=500$  e  $S=1000$

---

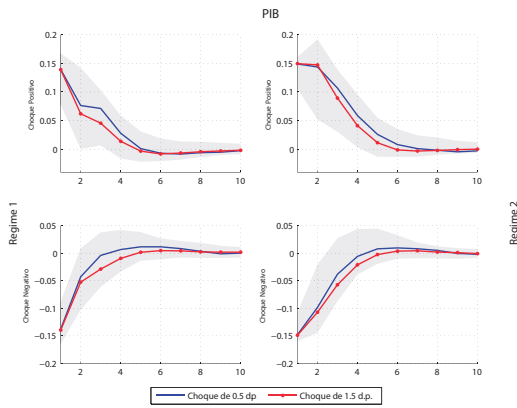
Figura 9: Testes de Robustez sobre o PIB



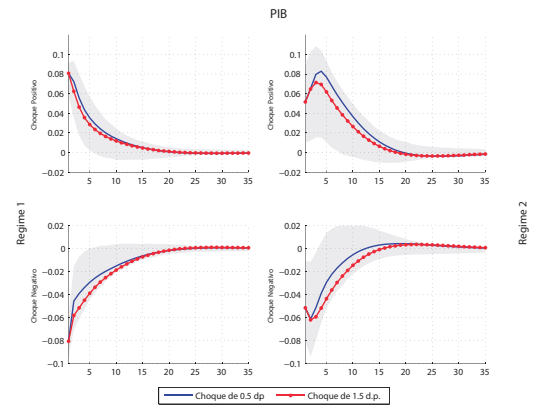
Painel A: Respostas não lineares do PIB a choques de gasto no Modelo 2



Painel B: Respostas não lineares do PIB a choques de gasto no Modelo 3

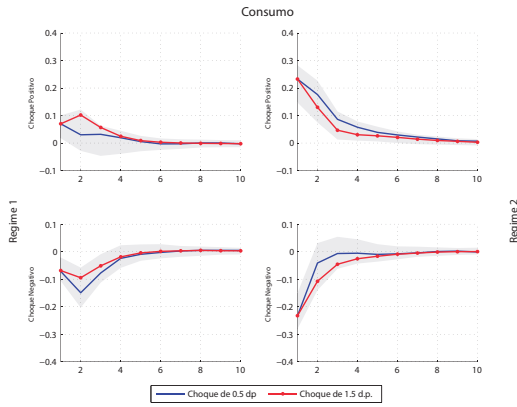


Painel C: Respostas não lineares do PIB a choques de gasto no Modelo 4

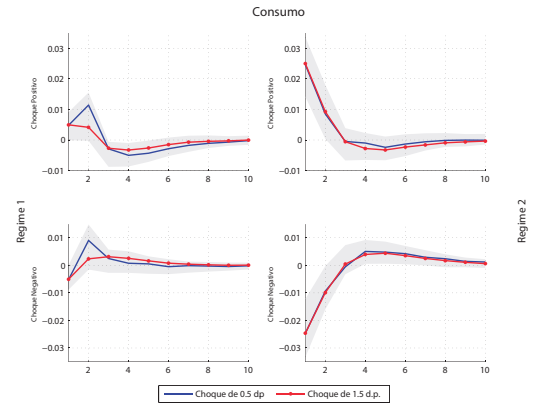


Painel D: Respostas não lineares do PIB a choques de gasto no Modelo 5

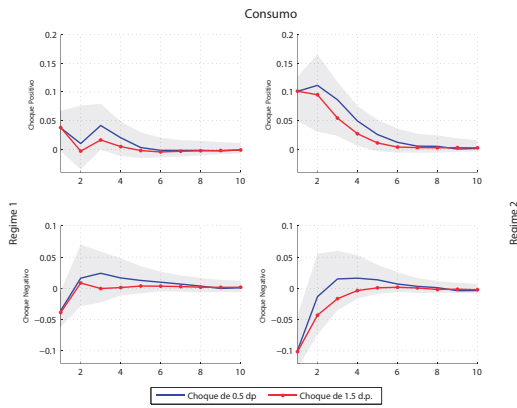
Figura 10: Testes de Robustez sobre o Consumo



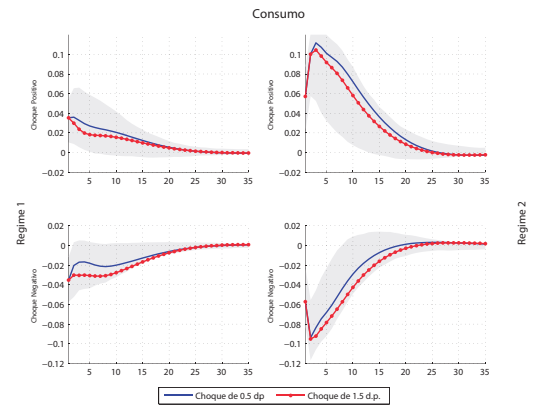
Painel A: Respostas não lineares do Consumo a choques de gasto no Modelo 2



Painel B: Respostas não lineares do Consumo a choques de gasto no Modelo 3



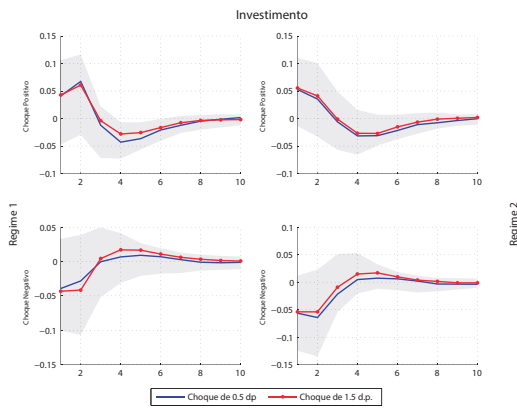
Painel C: Respostas não lineares do Consumo a choques de gasto no Modelo 4



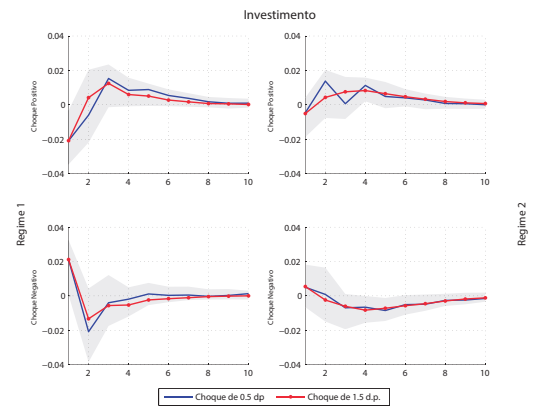
Painel D: Respostas não lineares do Consumo a choques de gasto no Modelo 5



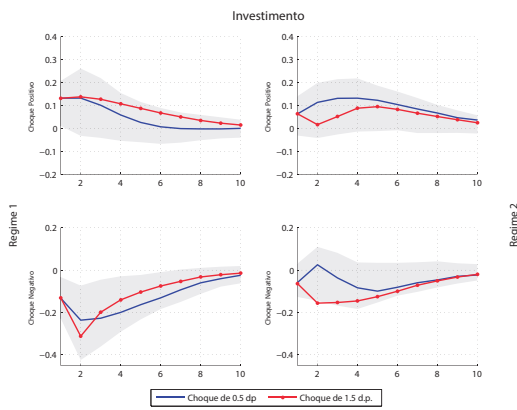
Figura 11: Testes de Robustez sobre o Investimento



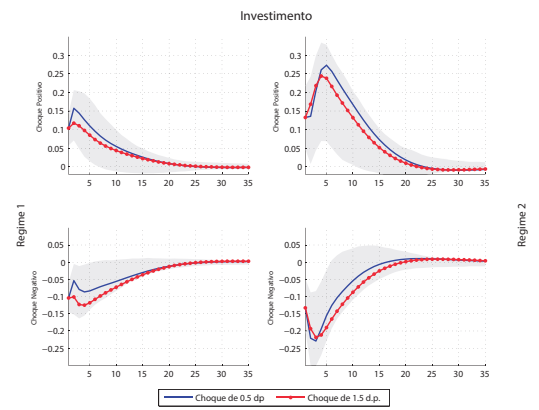
Panel A: Respostas não lineares do Investimento a choques de gasto no Modelo 2



Panel B: Respostas não lineares do Investimento a choques de gasto no Modelo 3



Panel C: Respostas não lineares do Investimento a choques de gasto no Modelo 4



Panel D: Respostas não lineares do Investimento a choques de gasto no Modelo 5