

CHOQUES FISCAIS E INSTABILIDADE FINANCEIRA NO BRASIL: UMA ABORDAGEM TVAR

Gian Paulo Soave

FEA-IPE

Universidade de São Paulo

Departamento de Economia

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 bayesianos 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.

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 to the Brazilian economy. This variable was estimated based on both Kalman filter and Bayesian 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.

Palavras-chave. Política Fiscal, VAR com Limiar (TVAR), Fricções Financeiras, Acelerador Financeiro

Key-words. Fiscal Policy, Threshold VAR, Financial Frictions, Financial Accelerator

Classificação ANPEC. Área 4 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

Classificação JEL. E32, E62, E44, C33

1 Introdução

Muito se tem debatido na literatura macroeconômica acerca do papel e da capacidade das políticas fiscal e monetária de restaurar o crescimento econômico após um choque financeiro como aquele 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, possivelmente implementando uma combinação entre ambos instrumentos, na tentativa de mitigar os efeitos macroeconômicos da crise.

Em tempos “normais” de liquidez, o setor financeiro pode atenuar as fricções financeiras de modo a mitigar seus possíveis efeitos macroeconômicos. Entretanto, em tempos de elevado estresse financeiro e grande persistência dos choques, tal setor tende a agir como propagador de instabilidade macroeconômica devido à fatores como elevação do risco e piora nas expectativas, deterioração da qualidade dos ativos financeiros, potenciais efeitos sobre a riqueza dos agentes etc, dando origem a uma espiral financeira que tende a afetar o balanço dos bancos, reduzindo abruptamente o crédito (Brunnermeier et al., 2012). Assim, mecanismos transmissores como o acelerador financeiro (Bernanke et al., 1999; Gertler e Kiyotaki, 2010) tendem amplificar a magnitude dos choques de modo não linear, a depender de pelo menos dois estados de natureza associados ao crédito: um “normal” e outro “restrito”. Por estas razões, do ponto de vista do *policymaker*, há um claro interesse em entender os efeitos de choques de política sob regimes de crédito, já que eles podem ser potencialmente assimétricos.

Este artigo visa contribuir com a literatura que avalia efeitos de política fiscal no Brasil utilizando e 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. Utiliza-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 em cada estado de natureza. De modo similar à Ferraresi et al. (2013); Tagkalakis (2008), conjectura-se que choques fiscais tendem a ser mais efetivos em períodos de maior restrição de liquidez, já que em tais períodos o mau funcionamento do 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, como observa Ferraresi et al. (2013), num regime restrito, choques fiscais podem relaxar as crescentes restrições de liquidez das firmas devido à queda no valor de seus colaterais.

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 20 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) de choques fiscais e de política monetária. Além disso, seguindo Ferraresi et al. (2013), computa-se os multiplicadores fiscais associados ao produto e ao consumo privado dos choques simulados nos dois regimes.

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 está 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 três apresenta a metodologia, os dados e a estimação do FCI. A seção quatro discute a metodologia empírica para análise de efeitos não lineares de política fiscal. Na seção 5 os resultados são apresentados e em seguida segue 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 diz respeito à existência de não linearidades, algo que a literatura passou a considerar apenas recentemente (Afonso et al., 2010; Ferraresi et al., 2013).

A maior parte da literatura empírica concentra-se em modelos VAR com diferentes formulações, amostras, estratégias de identificação e métodos de estimações que levam a 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) baseado no método de restrição de sinal, como em Mountford e Uhlig (2009), e (iv) estratégias híbridas como em Gerba e Hauzenberger (2013), que consideram, por exemplo, (i) e (iii). Os principais resultados desta literatura, conforme Ramey (2011a), é a obtenção dos chamados “efeitos keynesianos”, com multiplicadores fiscais variando entre 0.5 e 2.¹ Para o caso brasileiro, há uma escassa literatura baseada em VAR, encontrando resultados divergentes, como

Recentemente, a literatura empírica passou a estudar efeitos de choques fiscais sob instabilidade financeira. No nível microeconômico, usando dados em painel para 99 países e os estimadores OLS e Logit truncado, Baldacci et al. (2009) 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 recessões e “booms” em um painel de países industrializados e em desenvolvimento e mostra que nas recessões o impacto dos choques tende a ser mais intenso. De modo semelhante, 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. Contudo, tais evidências não estão livres de controvérsia: Bouthevillain e Dufrénot (2011), usando modelo Markov-switching com probabilidade variando no tempo e Afonso et al. (2010), usando painel com países da OCDE e não OCDE 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 na recente literatura empírica que analisa a existência de efeitos não lineares e assimétricos da política fiscal a depender do estado de natureza nos mercados financeiros. 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 e 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

¹Para importantes *surveys* desta literatura, ver, além de Ramey (2011a), Hebous (2011) e Favero e Giavazzi (2012).

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. (2013) 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.

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 20 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.

Com relação à (ii), Koop e Korobilis (2013) argumentam que é necessário expurgar os efeitos macroeconômicos do índice de 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. Esta configuração é especialmente adequada ao caso brasileiro comparativamente aos modelos mais restritos dadas as transformações no ambiente macroeconômico no período considerado neste trabalho pelas quais o Brasil passou, citando como exemplos a mudança do regime de controle cambial para o sistema de metas de inflação, a mudança no ambiente político ocorrida em 2002 e a ocorrência das crises financeiras da década de 1990 de 2008.

Por fim, relativamente à (iii), recorre-se à métodos bayesianos de ponderação de modelos 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 de que certo modelo seja escolhido no período atual dado o conjunto de informação disponível até o período anterior. Esta metodologia é particularmente preferida neste trabalho dado que não há informação a priori de outros trabalhos semelhantes para auxiliar a escolha das variáveis. A seção a seguir apresenta 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 MI, u_t é a taxa de variação do desemprego, π_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, λ_t^y e λ_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 , η_t , u_t e ε_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 seguida atualiza o fator f_t condicionando na estimativa de θ_t . O algoritmo simplificado para o cálculo está descrito no apêndice.

Na aplicação empírica deste trabalho, x_t contém 20 séries financeiras, havendo, portanto $J = 2^{20}$ 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 20 variáveis cobrindo vários aspectos financeiros como mercado financeiro, índices de volatilidade, condições de crédito e setor bancário, preços e endividamento. 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 1992M01 a 2014M3 e no filtro suavizador, de forma a utilizar toda informação disponível². Na estimação do FCI, fixou-se 3 séries no DMA para evitar a possibilidade de que apenas uma série fosse sorteada gerando um fator comum com pouca informação financeira. A tabela 1 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 3 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.

Estimou-se o modelo (1) com $p = 6$. 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-primés. Note-se que há maior frequência de *outliers* indicando piora no índice do que o oposto.

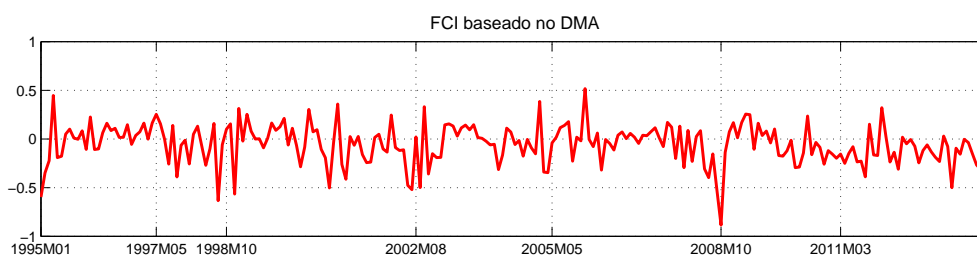


Figura 1: Evolução do FCI

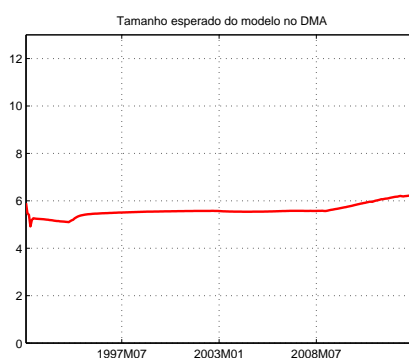


Figura 2: Tamanho médio do modelo ao longo do tempo

A figura 2 apresenta a evolução do tamanho do modelo ao longo do período considerado para a construção do FCI. Somadas às 3 variáveis mantidas fixas, o modelo considerou em média entre 8.5 e 9.3 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.

²Posteriormente, as estimativas para o período não utilizado no TVAR foram desprezadas e calculou-se a média trimestral do índice para o período de interesse.

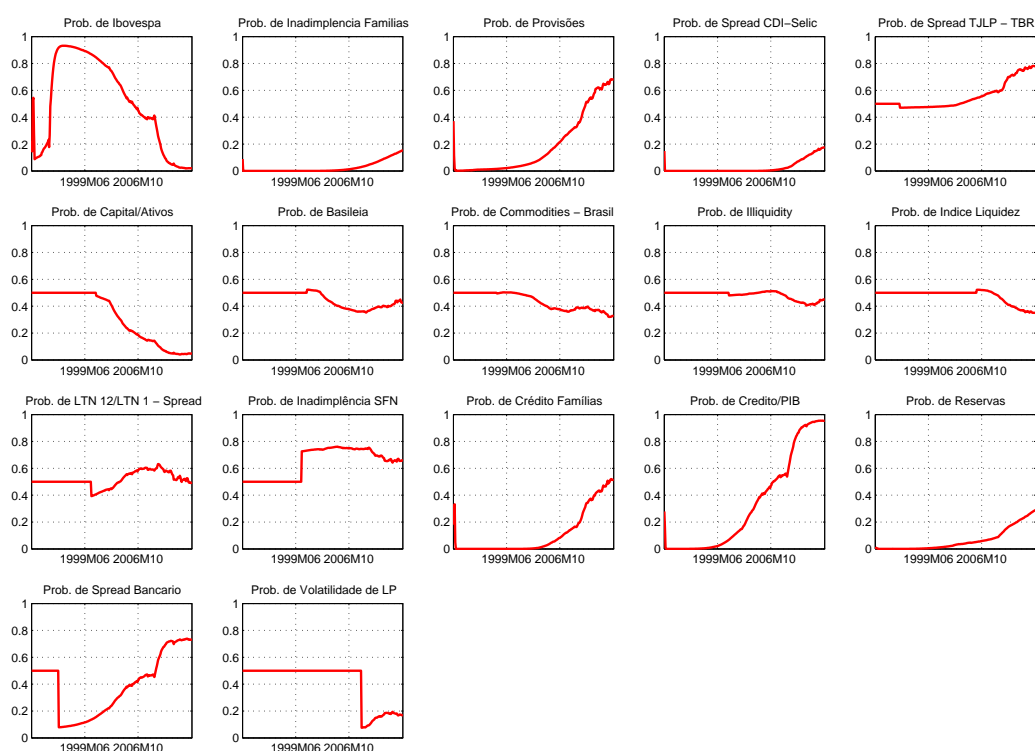


Figura 3: Evolução das probabilidades de inclusão das variáveis

4 Captando não linearidades da política fiscal via TVAR

Recentemente, tem crescido o interesse em aproximações de processos geradores de dados em economia por modelos dinâmicos não lineares, especialmente em modelos teóricos baseados em aproximações de ordem elevada e soluções globais, já que aproximações lineares podem ignorar aspectos importantes da dinâmica dos processos. Não linearidades neste contexto 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 et al. (1999), por exemplo, 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. 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 *booms* e nas recessões, dadas as mudanças ocorridas nos mercados financeiros. Ademais, pode-se esperar efeitos distintos 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”. Com isso, em contextos recessivos, em que a proporção de agentes restritos ao crédito tende a ser maior, deve-se observar um impacto distinto de gasto de governo sobre o consumo privado agregado entre os regimes.

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 potencialmente 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 entendida como a contra-partida empírica para a classe de modelos teóricos não lineares sujeitos à efeitos limiars (Schmidt, 2013).

O TVAR é um modelo bastante flexível que pode ser entendido como um caso particular de uma classe geral de modelos de mudança de regime markoviana (MSVARs) no espírito de Hamilton (1989). Esta classe de modelos multivariados tem como características serem robusta à não linearidades como mudança de regime, multiplicidade de equilíbrios, respostas assimétricas à choques, dependência de condições iniciais, entre outros. Em especial, e diferentemente dos modelos MSVARs, no TVAR a mudança de regime é dada endogenamente pela variável limiar, sendo uma estrutura mais realista comparativamente às mudanças exógenas no MSVAR. Além disso, o modelo é de simples estimação: condicional ao regime, o modelo é linear. Assim, a estimação é feita por mínimos quadrados condicionais. O sistema de equações na forma reduzida com um limiar – e, portanto, dois regimes – na aplicação empírica deste trabalho é

$$Y_t = c_1 + A_1 Y_t + B_1(L) Y_{t-1} + v_{1,t} + (c_2 + A_2 Y_t + B_2(L) Y_{t-1} + v_{2,t}) I[s_{t-d} > \omega], \quad (3)$$

em que $Y_t : (6 \times 1)$ é um vetor de endógenas, $c_j : (6 \times 1)$ é um vetor de termos deterministas que afetam o regime j , I é uma variável indicadora que toma valor 1 se o valor limiar ω for ultrapassado e 0 caso contrário, $B_j(L) : (6 \times 6)$ são polinômios de defasagem e $A_j : (6 \times 6)$ relacionam contemporaneamente as variáveis à cada um dos regimes e $v_{j,t}$, em que $j = \{1, 2\}$ indica os dois regimes, são os distúrbios estruturais que podem variar em cada regime. A defasagem d da variável limiar é determinada pelo critério BIC em conjunto com o teste de não linearidade. Assume-se que A_1 e A_2 tenham estrutura recursiva. Assim, na forma geral, o TVAR pode ser escrito como:

$$Y_t = c_j + \sum_{i=1}^p V_{j,i} Y_{t-i} + v_{j,t} \quad (4)$$

em que $r_{j-1} < \omega_{t-d} \leq r_j$ e r indica os limites de cada um deles, $V_{j,i} : (6 \times 6)$ 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, Σ_j .

Como discutido, assume-se dois regimes de condição financeira, quer sejam, normal e restrito. Os choques estruturais são identificados de modo análogo à Fatás e Mihov (2001) e Galí et al. (2007). Conforme Blanchard e Perotti (2002), o arranjo institucional implica um 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)³, o VAR neste trabalho contém variáveis de política monetária, que são a inflação e a taxa nominal de juros. Assim, configurou-se o TVAR com $Y_t = (g_t, y_t, c_t, \pi_t, i_t, f_t)'$, 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 consumo, π_t é a variação do nível de preços, i_t é a taxa 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

³De 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.

funções de resposta ao impulso não lineares. O critério BIC é utilizado para a seleção dos modelos. O exercício é simular choques de política fiscal seus impactos dinâmicos sobre o produto e o consumo privado 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 30% 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,

$$\omega^* = \underset{\omega}{\operatorname{argmin}} \log|\Sigma_v(\omega)|$$

O passo seguinte é testar se o modelo com variável limiar é corroborado pelos dados. Como observa Balke (2000), se ω fosse conhecido, um teste simples seria testar se $A^2 = B^2 = 0$ por meio de um teste de Wald, que teria distribuição χ^2 conhecida. Entretanto, no procedimento, ω não é conhecido a priori e deve ser estimado, o que implica que a inferência sobre um teste desse tipo não seja padrão, pois ω não é identificado sob a nula de ausência de valor limiar. Uma das alternativas é empreender um teste LR comparando a verossimilhança de um modelo com limiar com a de um modelo linear (Hansen, 1999; Lo e Zivot, 2001), cuja estatística seria $LR_{NL} = T(\ln(|(\Sigma_{NL})|) - (\ln(|(\Sigma_L)|)))$. Como a distribuição de tal estatística não é conhecida, utiliza-se o método de *bootstrap* para gerar uma distribuição empírica para o teste, da qual é possível calcular os p-valores assintóticos.

Para investigar as diferentes respostas à política fiscal das variáveis de interesse e a validade das hipóteses que motivam a análise deste trabalho, procedeu-se ao teste utilizando a configuração do TVAR descrita anteriormente, obtendo-se um valor de estatística $LR_{NL} = 180.60$ com p-valor associado de 0.03, implicando na rejeição da hipótese nula de que a verossimilhança dos modelos com e sem limiar não diferem sistematicamente. Tal resultado fornece a primeira evidência de efeitos limiares no VAR.

4.1 Funções de resposta ao impulso não lineares

Em um VAR linear, as funções de resposta ao impulso podem ser obtidas diretamente a partir dos coeficientes estimados, e elas são simétricas, por construção, tanto em termos de sinal quanto de magnitude dos choques estruturais. Além disso, estas funções são definidas sob a hipótese de que a economia se mantém num mesmo regime, que estava vigente no instante do choque. Como o TVAR é linear condicional ao regime, funções de resposta ao impulso convencionais podem ser calculadas de maneira trivial, com o intervalo de confiança sendo calculado por simulação de Monte Carlo.

Entretanto, tais funções ignoram potenciais mudanças endógenas de regimes. A mudança de regime ocorre se o choque afetar a variável limiar de um modo tal que ocorra uma mudança no estado de natureza no horizonte de previsão. A alternativa para acomodar mudanças endógenas de regime são funções de resposta ao impulso não lineares. Tecnicamente, como discute Koop et al. (1996), num modelo não linear sob mudança de regime, a representação MA para o TVAR é não linear nos erros estruturais, v_t , o que implica que o teorema para a decomposição de Wold não é aplicável. Em palavras, enquanto as funções de resposta ao impulso num VAR linear independem da história e são proporcionais à elas mesmas, num TVAR as respostas são dependentes da história, já que o sistema pode estar em um regime ou noutro. Por esta razão, Koop, Pesaran, e Potter (1996) propõem o uso de complicadas funções de resposta ao impulso não lineares chamadas funções de resposta ao impulso generalizadas (GIRF), que são calculadas pela simulação da evolução do sistema dependendo do regime em que o sistema se encontra no instante do choque. Condicionalmente à história Ω_{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. (2013); Schmidt (2013), métodos similares de simulação são empregados para a obtenção do intervalo de confiança.

5 Dados

Para a estimação do TVAR, utilizou-se dados trimestrais no período entre o primeiro trimestre de 1995 até o primeiro trimestre de 2014. Seguindo Afonso et al. (2010), as variáveis de gasto do governo, PIB, consumo e nível de preços são medidas como taxa de crescimento anual – e.g., $y_t = \ln(PIB_t) - \ln(PIB_{t-4})$. Gasto do governo, PIB e o consumo privado foram obtidos das contas nacionais trimestrais divulgadas pelo IBGE. Variáveis nominais estão expressas em Reais do primeiro trimestre de 2000. Variáveis mensais como a taxa de inflação e a taxa de juros são expressas como a médias trimestrais. A variável indicadora de mudança no nível de preços foi o IPCA a partir da qual calculou-se um índice que foi utilizado para a construção da variável de mudança de preços anual. Como variável indicadora de política monetária, selecionou-se a taxa Selic. O TVAR foi completado com os valores estimados do FCI utilizado como variável limiar endógena, servindo como *proxy* para as condições de liquidez da economia brasileira. A figura 4 no apêndice apresenta o gráfico com a evolução das variáveis transformadas. A exceção da taxa de juros, todas as variáveis foram dessazonalizadas pelo filtro X-12.

Para atestar a robustez dos resultados, considerou-se a especificação do TVAR tanto com o hiato do produto, calculado como o desvio em relação à tendência obtida por meio do filtro HP sob a série do PIB trimestral dessazonalizado em \log^4 .

6 Resultados

De posse do indicador de condição de liquidez e do resultado do teste *LR* conforme seção 4 – que proveu evidência de existência de não linearidade no sistema –, segue-se então a análise dos efeitos da política fiscal sob diferentes regimes de liquidez, observando especialmente as respostas do produto e do consumo privado. 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., 2013), incluindo também a análise de possíveis impactos distintos sobre o consumo privado.

⁴Adicionalmente, substitui-se o consumo das famílias agregado pelo índice de quantidade de consumo de bens semi e não-duráveis do IPEADATA – o que reduziu o tamanho da amostra, já que este indicador tem atualmente dados disponíveis apenas até 11/2013. Esta variável é interessante para se manter os resultados comparáveis aos da literatura internacional, em que o indicador de consumo é dado pelo consumo de bens não-duráveis. Entretanto, os resultados para esta especificação alternativa não serão apresentados por limitação de espaço, estando disponíveis mediante solicitação. Reporta-se que, embora alguma mudança na dinâmica seja observada, os resultados qualitativos foram similares.

O critério BIC (-1307.49) favoreceu a escolha do modelo com uma defasagem (TVAR(1)). A defasagem da variável limiar foi também de ordem um, sendo os resíduos minimizados ao valor limiar $\omega = -0.0228$. Assim, valores abaixo de ω indicam que a economia está entrando em regime de restrição de liquidez. O limiar e os episódios em que o sistema se encontrava no regime 2 (áreas hachuradas), indicando liquidez normal, e no regime 1, indicando restrição de liquidez, estão explícitos na figura 4.

Seguindo o algoritmo apresentado no apêndice, calculou-se as funções de resposta ao impulso generalizadas a fim de estudar os impactos médios sobre o produto e o consumo privado de choques fiscais de pequena e grande magnitudes, sendo 0.5 e 1.5 desvios-padrão, respectivamente. Os resultados são apresentados nas figuras 5 a 8.

Note-se, inicialmente, que a não linearidade do sistema é bem captada pelas GIRFs. As figuras 5 e 6 evidenciam os impactos distintos dos gastos do governo no Brasil sobre o produto. Não apenas a dinâmica é afetada num contexto de restrição de liquidez (Regime 1), como, principalmente, a persistência dos choques. Por exemplo, um choque positivo de grande magnitude no regime normal seria dissipado completamente após 3 trimestres, enquanto no regime de restrição de crédito os efeitos perdurariam até o quinto trimestre, de acordo com o intervalo de confiança estimado. Padrão similar ocorre após um choque negativo. Comparando-se as figuras, percebe-se que há não linearidades também em relação ao sinal dos choques, dado tanto pelas distintas respostas dinâmicas do produto quanto pelas diferentes magnitudes dos impactos. Note-se, ainda, que os efeitos dos choques de grande magnitude repercutem-se principalmente na persistência dos efeitos e não nas magnitudes.

Observando, em seguida, as figuras 7 e 8, nota-se que padrão muito semelhante de impactos ocorre sobre o consumo privado, a despeito de pequena diferença na dinâmica até que o sistema se reequilibre. Assim, tanto em situação normal nos mercados de crédito ou mesmo sob estresse financeiro, observa-se “efeitos keynesianos” na economia brasileira.

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. Para atestar o resultado, repetiu-se os exercícios utilizando o hiato do produto ao invés do crescimento anual. Os resultados estão expressos nas figuras 9 a 12, mostrando padrões bastante semelhantes aos aqui apresentados.

Assim, de acordo com os resultados, os efeitos da política fiscal são amplificados em contexto de crise financeira no Brasil. Isso significa que quando firmas e famílias se defrontam com custos financeiros crescentes, políticas expansionárias podem ser devidamente implementadas visando um aumento na demanda agregada. Entretanto, esta recomendação requer cuidado, já que o estado de natureza do mercado financeiro poderá ser alterado caso o governo incorra indefinidamente em déficits fiscais elevando seu nível de endividamento. Como pode ser observado pelas figuras, 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 e o consumo privado 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., 2013).

Conjeturando 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

20 variáveis financeiras cobrindo vários aspectos do mercado financeiro brasileiro combinando-se filtro de Kalman e métodos bayesianos.

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) estado-dependentes para analisar a efetividade dos choques fiscais em estimular o produto e o consumo privado nos diferentes regimes financeiros.

Os principais resultados sugerem que há diferenças na dinâmica, na magnitude e, principalmente, na persistência dos choques no caso brasileiro, sendo os multiplicadores associados aos choques fiscais distintos entre os regimes, conforme sugerido pelas funções de resposta ao impulso não lineares.

De acordo com os resultados, o governo é capaz de estimular tanto o PIB quanto o consumo privado em ambos os regimes de liquidez. 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.
- 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.
- 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, November). 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. Dufrénot (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*.
- Fatás, A. e I. Mihov (2001). The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence. Technical Report 2760.
- 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.

- Ferraresi, T., A. Roventini, e G. Fagiolo (2013). Fiscal policies and credit regimes: a tvar approach. *LEM Papers Series 2013/03*.
- Galí, J., J. D. López-Salido, e J. Vallés (2007, March). 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. (1999, December). Testing for Linearity. *Journal of Economic Surveys* 13(5), 551–576.
- Hebous, S. (2011). The effects of discretionary fiscal policy on macroeconomic aggregates: a reappraisal. *Journal of Economic Surveys*.
- 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.
- Mountford, A. e H. Uhlig (2009). What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of Applied Econometrics* 24(6), 960–992.
- 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.
- 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, June). 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*.

A Apêndice

A.1 Dados

Tabela 1: Descrição das variáveis

VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS NO TVP-VAR					
F	Variável	Descrição	T	Período	Fonte
	Crescimento do PIB	Taxa de crescimento do PIB trimestral	*	1995T1-2014T1	BACEN
	Crescimento do M1	Taxa de crescimento do M1	*	1995T1-2014T1	BACEN
	Varição do desemprego	Média no trimestre da taxa média de desemprego nas regiões metropolitanas	*	1995T1-2014T1	Dieese
	Taxa de inflação	IPCA		1995T1-2014T1	BACEN
	Selic	Média da Selic no trimestre		1995T1-2014T1	BACEN
FATOR COMUM					
F	Variável	Descrição	T	Período	Fonte
*	Ações - Selic	Spread entre rentabilidade das ações e taxa Selic		1992M02-2014M03	BACEN
*	CDB-Poupança	Spread entre rentab. CDB pós-fixado e poupança		1992M02-2014M03	BACEN
	Custo Titulos	Custo médio de captação Titulos do Banco Central		1994M05-2014M03	BACEN
*	Ibovespa	Varição do índice do IBOVESPA		1992M02-2014M03	BACEN
	Inadimplencia Familias	Inadimplência no SPC	*	1992M02-2014M03	BACEN
	Provisões	Proporção de provisões do crédito	*	1992M02-2014M03	BACEN
	Spread CDI-Selic	Spread entre taxa CDI e taxa Selic		1992M02-2014M03	BACEN
	Spread TJLP - TBR	Spread entre TJLP e TBR		1995M06-2014M03	BACEN
	Capital/Ativos	Índice de capital sobre ativos dos Bancos	*	2001M01-2014M03	BACEN
	Basileia	Índice da Basileia	*	2001M01-2014M03	BACEN
	Commodities - Brasil	Índice de Commodities - Brasil	*	1998M01-2014M03	BACEN
	Illiquidity	Índice de iliquidez		2001M01-2014M03	Nefin-USP
	Índice Liquidez	Índice de liquidez do sistema financeiro		2006M01-2014M03	BACEN
	LTN 12/LTN 1 - Spread	Estrutura a termo da LTN 12 meses/ LTN 1 mês		2000M03-2014M03	IPEADATA
	Inadimplencia SFN	Inadimplência da carteira de crédito	*	2000M03-2014M03	BACEN
	Crédito Familias	Proporção do crédito destinado às pessoas físicas	*	1992M02-2014M03	BACEN
	Credito/PIB	Relação crédito/PIB	*	1992M02-2014M03	BACEN
	Reservas	Reservas internacionais/PIB	*	1992M02-2014M03	BACEN
	Spread Bancario	Spread Bancário	*	1995M06-2012M12	BACEN
	Volatilidade de LP	Volatilidade de Longo Prazo		2008M05-2014M03	BACEN
VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS TVAR					
	Variável	Descrição	T		Fonte
	Gasto do Governo	Taxa de crescimento em 12 meses	**		IPEADATA
	PIB	Taxa de crescimento em 12 meses	**		IPEADATA
	PIB	Hiato do produto			IPEADATA
	Consumo das Famílias	Taxa de crescimento em 12 meses	**		IPEADATA
	Índice de Consumo	Desvio do indicador de consumo de bens semi e não duráveis			IPEADATA
	Taxa de Inflação	Varição do índice baseado no IPCA	**		IPEADATA
	Taxa de Juros	Média da Selic no trimestre			BACEN

Notas: Variáveis mensais foram transformadas em médias trimestrais.
 F: Fixa no DMA.
 T: * Transformada em Log-diferença. ** Transformada na diferença entre o log em t e $t - 4$.

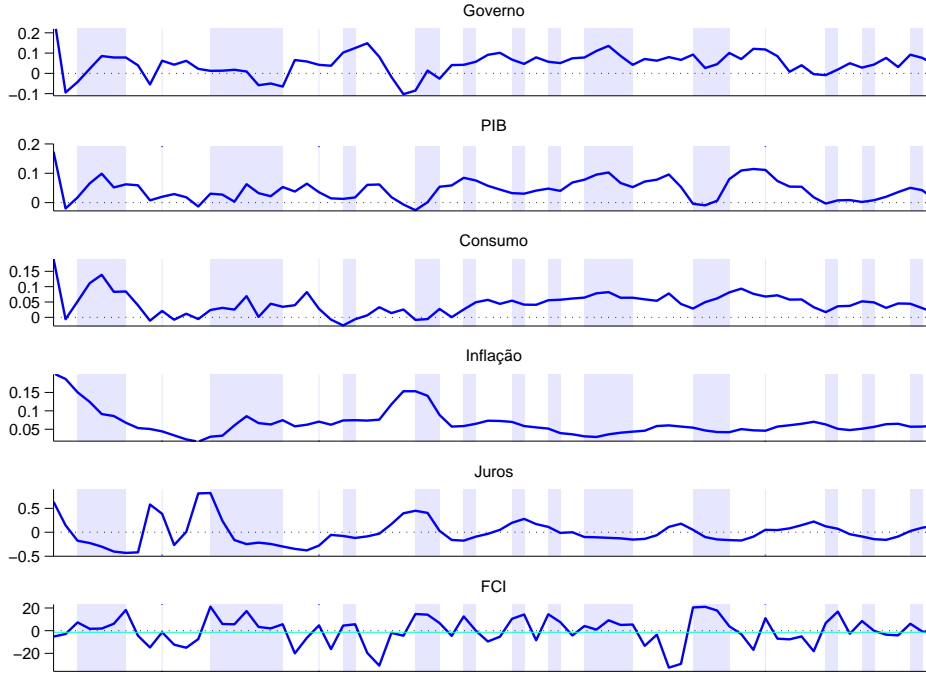


Figura 4: Evolução das variáveis no TVAR com valor limiar

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 α 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 $f_j(\text{Dados}_t | \text{Dados}_{1:t-1})$ é uma medida de ajuste do modelo j à verossimilhança associada à previsão das variáveis macroeconômicas, $p_j(h_t | \text{Dados}_{1:t-1})$. Na aplicação empírica, estabeleceu-se o *forgetting factor* $\alpha = 0.99$, o que resulta num peso dado à previsão de 5 anos antes recebendo 80% relativamente ao peso dado à ultima previsão, enquanto um $\alpha = 1$ resultaria numa ponderação bayesiana de modelos tradicional.

As condições iniciais para o FCI, os parâmetros variando no tempo θ_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:

Algoritmo para estimação do TVP-FAVAR	
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), \tilde{f}_t
2	Estime θ_t dado \tilde{f}_t a) Estime V_t, Q_t, R_t , e Q_t usando <i>Variance Discounting</i> b) Estime λ_t e β_t dado (V_t, Q_t, R_t, Q_t) usando o filtro e o suavizador de Kalman
3	Estime f_t dado θ_t usando o filtro e o suavizador de Kalman

A.3 GIRFs

Algoritmo para cálculo das GIRF	
1	Selecione uma história Ω_{t-1}^r ;
2	Selecione uma sequência de choques por meio de <i>bootstrap</i> sobre os resíduos, levando-se em conta as diferentes matrizes de covariâncias nos regimes;
3	Dado Ω_{t-1}^r , os coeficientes do TVAR e os resíduos <i>bootstrapped</i> , 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 recalculando 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 $B=1000$ e $S=1000$	

A.4 Resultados

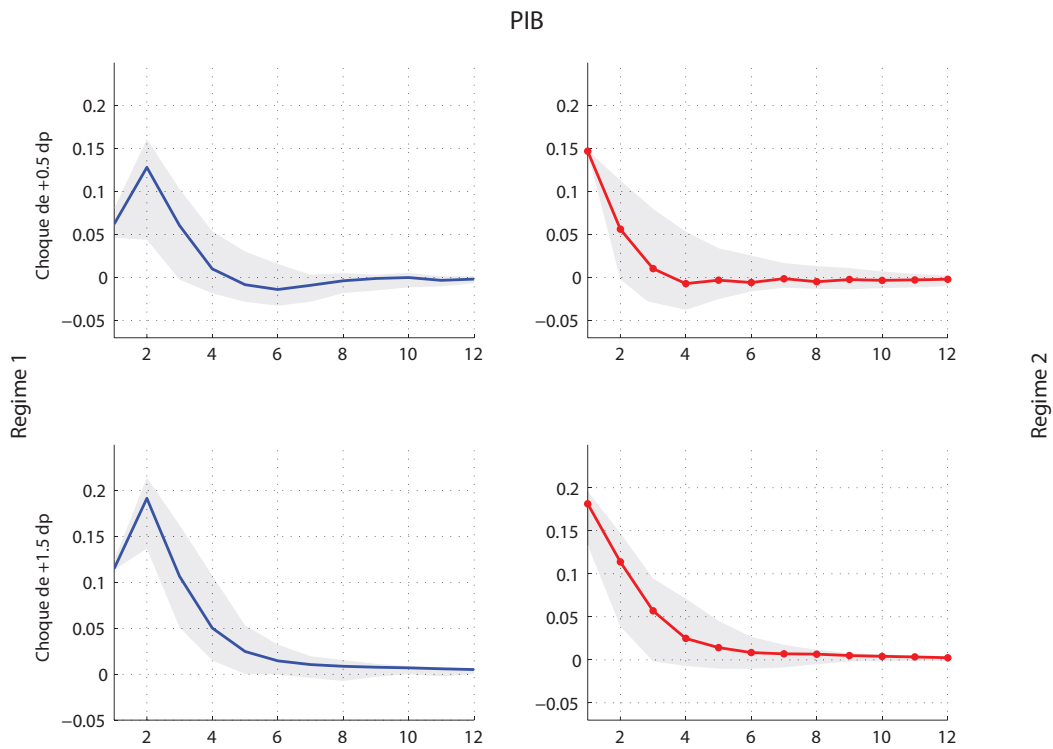


Figura 5: Respostas não lineares do PIB a choques positivos de gasto

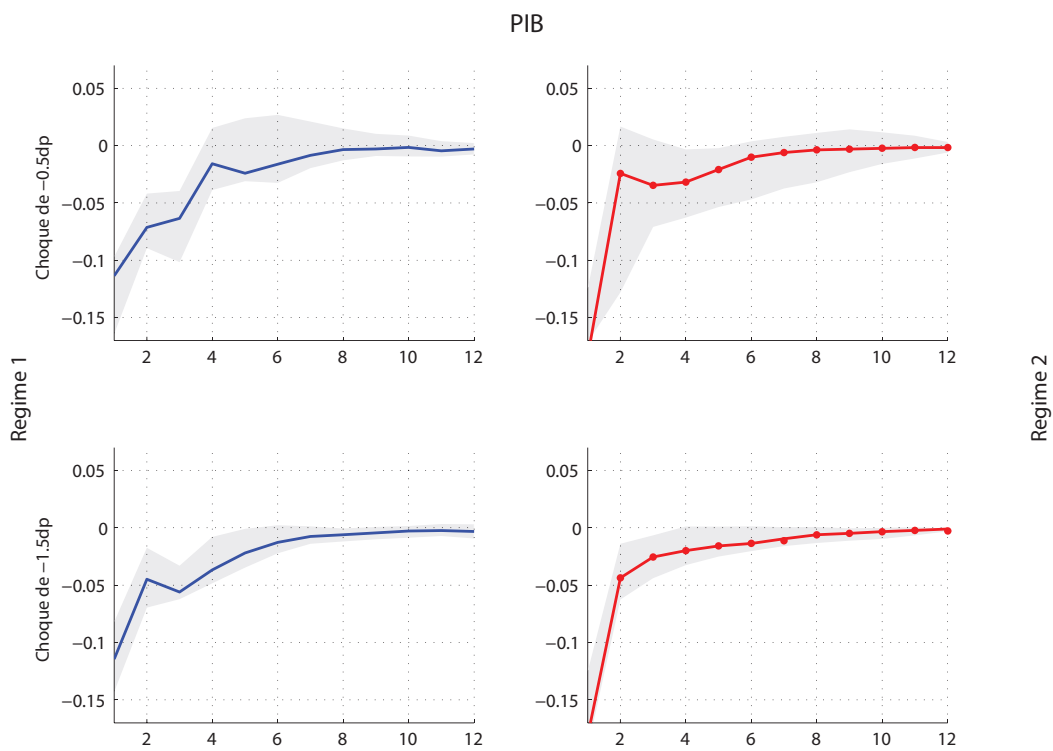


Figura 6: Respostas não lineares do PIB a choques negativos de gasto

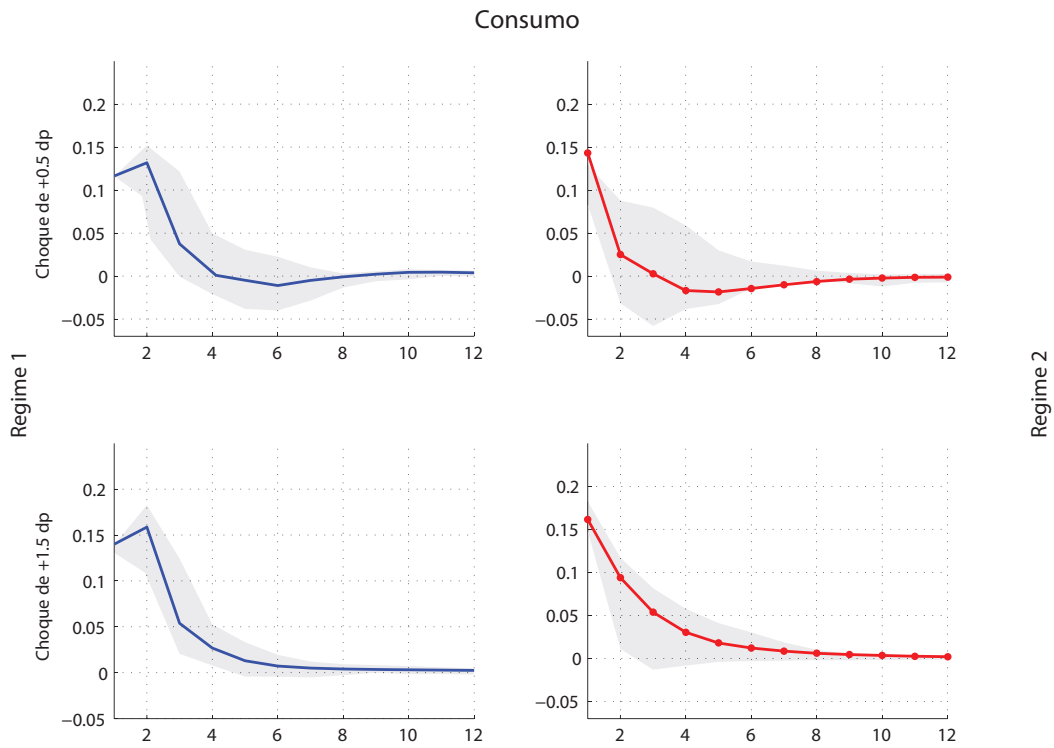


Figura 7: Respostas não lineares do Consumo a choques positivos de gasto

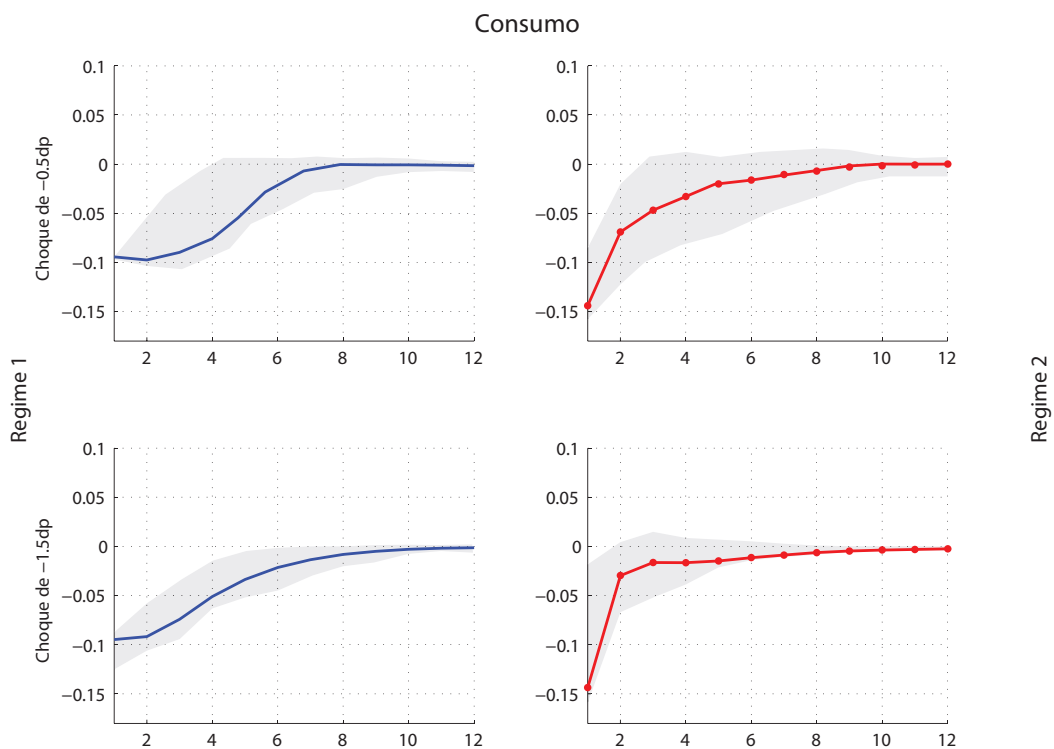


Figura 8: Respostas não lineares do Consumo a choques positivos de gasto

A.5 Testes de Robustez

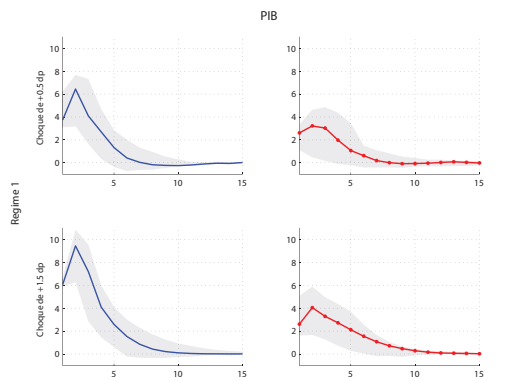


Figura 9: Respostas não lineares do hiato do PIB a choques positivos de gasto

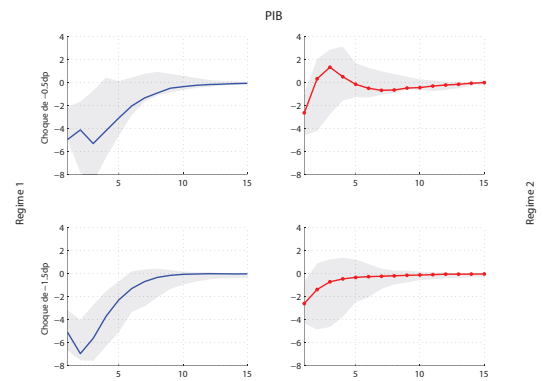


Figura 10: Respostas não lineares do hiato do PIB a choques negativos de gasto

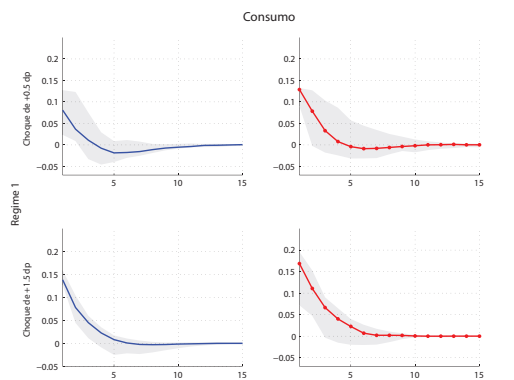


Figura 11: Respostas não lineares do Consumo a choques positivos de gasto (TVAR com hiato do PIB)

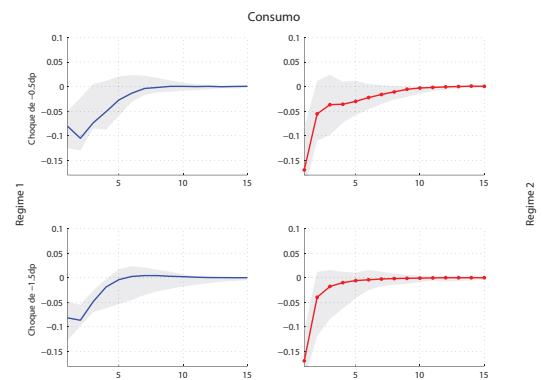


Figura 12: Respostas não lineares do Consumo a choques positivos de gasto (TVAR com hiato do PIB)