

O Ciclo de Negócios no Brasil: Resultados Obtidos por uma Identificação via Heterocedasticidade

Autores: Thiago Drummond de Mendonça Giudici*
Elcyon Caiado Rocha Lima**

ÁREA 6: MACROECONOMIA
JEL:C32,E31,E32,E52,F31

Resumo: Este trabalho tem como objetivo analisar os ciclos de negócios no Brasil pós adoção do regime de metas para a inflação. Para isso, utilizamos uma metodologia de VAR Estrutural identificada por heterocedasticidade, como proposta por Brunnermeier et al. (2021). Há evidências de quebras estruturais das variâncias nos resíduos das equações do modelo que nos permitem identificar importantes choques macroeconômicos via heterocedasticidade. O estudo inova em relação a estudos anteriores na literatura brasileira ao ser o primeiro a identificar um VAR por esta metodologia. Um choque restritivo da política monetária leva a uma queda do nível dos preços com certa defasagem, valorização imediata do câmbio e queda da atividade. O choque de desvalorização cambial leva a um aumento dos preços, sendo seu impacto maior nesta variável do que a de um choque monetário. Um choque nos preços das commodities leva a uma valorização do câmbio, aumento da atividade econômica, aumento dos preços e queda da incerteza externa no primeiro ano após o choque, resultados estes esperados para um país exportador líquido de commodities.

Palavras chaves: Vetor Autorregressivo Estrutural, Identificação por Heterocedasticidade, Choques Macroeconômicos, Ciclo de Negócios

Abstract: This work aims to analyze the business cycles in Brazil during the inflation target regime. For this, we used a Structural VAR methodology identified through heteroscedasticity as proposed by Brunnermeier et al. (2021). There are evidence of structural breaks in the residual variances from the model that allow us to identify macroeconomic shocks via heteroscedasticity. This study is the first in the Brazilian literature to identify a SVAR using this methodology. The restrictive monetary policy shock leads to a fall in the price level with a certain lag, an immediate appreciation of the exchange rate and a drop in activity. A currency depreciation shock leads to an increase in prices, and the impact on prices is stronger than that of a monetary shock. A commodity price shock leads to an appreciation of the exchange rate, an increase on activity, an increase on prices and a fall on external uncertainty in the first year after the shock, these results are expected for a net exporting country of commodities like Brazil.

Key words: Structural vector autoregressions, Identification through Heteroskedasticity, Macroeconomic shocks, Business Cycle

*Doutorando em economia pela PPGCE - UERJ. Email: thiagodrummond3@gmail.com

**Professor associado da PPGCE - UERJ. Email: elcyon.lima@gmail.com

1 Introdução

Este artigo tem como principal objetivo contribuir para a literatura que identifica choques exógenos macroeconômicos, utilizando o procedimento bayesiano em um modelo VAR (Vetor autorregressivo) na forma estrutural identificado via heterocedasticidade, baseado no algoritmo desenvolvido por Brunnermeier et al. (2021)¹. A vantagem desta identificação é sua característica agnóstica, isto é, caso haja a presença de quebras na matriz covariância dos resíduos, não necessita mais de nenhuma informação imposta a priori sobre teoria econômica, a fim de captar os efeitos de choques exógenos nas variáveis macroeconômicas. Portanto, neste método, é condição suficiente para identificação dos choques a independência da matriz covariância dos resíduos estimados, isto é, que a condição de posto seja satisfeita $\Sigma_\epsilon^1 \neq \alpha \Sigma_\epsilon^2$.

A estabilidade e confiabilidade da conduta na política monetária nessas últimas duas décadas², junto com a elevada disponibilidade de dados econômicos e a adoção do regime de metas de inflação, vem permitindo a elaboração de diversos trabalhos que aplicam a metodologia de VAR estrutural usando dados econômicos brasileiros, com o objetivo de analisar o ciclo de negócios no Brasil.

A forma estrutural visa isolar o efeito de choques exógenos, isto é, não antecipados e não correlacionados com outros choques. Assim pode-se analisar o efeito direto de um choque em uma variável de interesse sobre a economia, sem a contaminação de outras inovações, caso de um VAR na forma reduzida.

Alguns exemplos de identificação amplamente usadas na literatura de VAR estrutural são: restrições de zeros (Sims, 1980; Bernanke, 1986; Gordon e Leeper, 1994), restrições de sinais (Uhlig, 2005; Baumeister e Hamilton, 2015; Lima et al., 2018) e restrições de longo prazo (Blanchard e Watson, 1986; Hutchison e Walsh, 1992).

A partir de conhecidos períodos de alta volatilidade e incerteza econômica, como a eleição do ex-presidente Lula e a crise econômica dos últimos anos do governo Dilma, verificamos que há evidências de quebra estrutural no modelo VAR, com alteração da variância dos choques que nos permitem identifica-los por heterocedasticidade, sem a necessidade de impor restrições teóricas como de zeros (Cholesky) ou de sinais. Este trabalho inova em relação a estudos anteriores na literatura brasileira ao ser o primeiro a identificar por um VAR estrutural via heterocedasticidade, importantes choques macroeconômicos como de política monetária, cambial e dos preços das commodities.

Encontramos evidências de que um choque restritivo na política monetária, leva a uma imediata valorização do câmbio, a uma queda na atividade e no agregado monetário, e afeta negativamente o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), a partir de um ano após o choque. Em resposta ao choque cambial, há uma tendência de alta nos preços, do agregado monetário (M1) e da Selic, tendo maior impacto nos preços que o choque monetário.

Identificamos um choque positivo nos preços das commodities, o qual leva a uma valorização do câmbio, um efeito positivo no IPCA e na atividade durante um ano após o choque. Observamos também uma significativa queda do risco país. Estes resultados são condicentes com o esperado para um país exportador líquido de commodities (Ver Gregorio, 2012).

O artigo é organizado da seguinte forma: Na segunda seção, faz-se uma breve revisão da literatura sobre os principais métodos de identificação em modelos VAR e seus resultados; na, terceira abordamos a metodologia utilizada; na quarta os dados e regimes que utilizamos na estimação; na quinta, os resultados e, por fim na sexta, as conclusões.

¹ O código no software R utilizado neste estudo pode ser acessado neste link: <http://www.princeton.edu/~sims/>

² O Brasil adotou o regime de metas de inflação a partir de junho de 1999, quando o Presidente em exercício sancionou o decreto nº 3088. Desde então a Selic é o principal instrumento da condução da política monetária.

2 Revisão da literatura

Com o objetivo de obter o efeito estrutural dos choques nas variáveis endógenas do sistema de equações estimados em VAR na forma reduzida, os métodos de identificação diferem nas propriedades estatísticas e do tipo de restrição baseada em teorias macroeconômicas convencionais.

Artigos conhecidos na literatura fazem o uso de restrições de zeros na matriz contemporânea, destacando-se Sims(1980), Bernanke (1986) e Gordon e Leeper (1994). No contexto nacional temos exemplos como Lima(1990), Moreira et al. (1998) e Sachsida et al. (2017). Mais recentemente, a identificação por restrições de sinais (Uhlig, 2005; Baumeister e Hamilton, 2015), também vêm sendo amplamente usada no contexto brasileiro (Mendonça et al., 2010; Lima et al., 2011; Lima et al., 2018).

Por exemplo, Lima et al. (2018) usam restrições de sinais sem as deficiências na identificação apontadas por Arias et al. (2014), a fim de identificar o impacto nos preços desagregados de um choque da política monetária. Nela o formato da função impulso resposta deve ser positivo na variável juros (Selic) e negativos nas variáveis preços (IPCA), atividade econômica (Produção industrial), no agregado monetário (M1) e no câmbio(R\$/US\$).

Outra abordagem como restrições de longo prazo pode ser vistas em Blanchard e Watson (1986), Hutchison e Walsh (1992), na qual certos choques são transitórios, outros permanentes.

Um resumo dos resultados de parte desses estudos pode ser visto nas tabelas 1 e 2. No contexto brasileiro, parece haver um consenso que um choque positivo na política monetária, afeta negativamente a atividade, perdendo intensidade no longo prazo. Há ocorrência de price puzzle³ em alguns estudos. No tocante ao efeito no câmbio, vemos resultados mistos, indo contra a teoria tradicional que espera uma imediata valorização do mesmo (Dornbusch's, 1976).

Tabela 1 – Resumo dos efeitos de choques da política monetária

Artigo	Método	Período amostral	Países analisados	Resultados
Brunnermeier et al. (2021)	B-SVAR Heterocedasticidade	1973m1-2015m6	Estados Unidos	$\uparrow i \downarrow p \downarrow y \downarrow cred$
Céspedes et al. (2008)	SVAR Restrições de 0(DAG)	1999m3-2004m12	Brasil	$\uparrow i \downarrow y \uparrow p \downarrow e$
Gordon e Leeper (1994)	SVAR Restrições de 0	1971m1-1979m9 e 19812m12-1992m04	Estados Unidos	$\downarrow i \uparrow m1 \uparrow p \uparrow y \downarrow u$
Lima (1990)	SVAR Restrições de 0	1971m2-1985m12	Brasil	$\uparrow i \circ y(emp) \circ p \uparrow d$
Lima et al. (2011)	SVAR Restrições de 0(DAG)	1993m3-2008m7	Brasil	$\uparrow i \downarrow y \uparrow p \circ e \downarrow m1$
Kulikov e Netšunajev (2015)	B-SVAR Heterocedasticidade	1964Q2-2009Q4	Estados Unidos	$\uparrow i \uparrow p \downarrow y$
Moreira et al., (1998)	SVAR Restrições de 0	1991:1-19997:05	Brasil	$\uparrow i \downarrow p \uparrow e \downarrow u$
Mendonça et al. (2010)	B-SVAR Restrições de sinais	1999m7-2010m5	Brasil	$\uparrow i \downarrow p^* \uparrow e \downarrow y \downarrow cred$
Uhlig (2005)	B-SVAR Restrições de sinais	1965m1-2013m12	Estados Unidos	$\uparrow i^* \downarrow p^* \uparrow y$

i-Taxa de juros;p-nível de preços;y-atividade;e-taxa de cambio;m-agregado monetário;cred-crédito;u-desemprego
 \uparrow - Dependendo do modelo e variáveis; \circ Sem efeito; *Restrito no caso de restrições de sinais

Fonte:Elaborado pelos autores

³ Elevação do índice de preços após um choque restritivo da política monetária.

Em relação aos choques cambiais, parece haver um consenso nos trabalhos apresentados na tabela 2 que um choque de desvalorização, eleva os preços e os juros. Lima et al. (2011), identificando o choque cambial por restrições de sinais, verificam que este choque possui maior impacto nos preços e no produto, do que choques na política monetária, resultado semelhante encontrados por Cespedes et al. (2008) e Tomazzia e Meurer (2009).

Tabela 2 – Resumo dos efeitos de choques cambiais

Artigo	Método	Período amostral	Países analisados	Resultados
Céspedes et al. (2008)	SVAR Restrições de 0(DAG)	1999m3-2004m12	Brasil	$\uparrow e \downarrow y \uparrow p \uparrow i$
Lima et al. (2011)	SVAR Restrições de 0(DAG)	1993m3-2008m7	Brasil	$\uparrow e \downarrow y \uparrow p \uparrow i \uparrow m1$
Lima et al. (2011)	Híbrido SVAR Restrições de Sinais e 0	1993m3-2008m7	Brasil	$\uparrow e^* \uparrow y^* \uparrow p^* \uparrow i^* \uparrow m1^*$
Moreira et al. (1998)	B-SVAR Restrições de 0 e intervenção(regime)	1991m1-19997m5	Brasil	$\uparrow e \uparrow p \downarrow u$
Sachsida et al. (2017)	SVAR Restrições de 0	2002m3-2011m3	Brasil	$\uparrow e \uparrow p \downarrow u \uparrow E(p)$
Marodin e Portugal (2018)	MS-VAR Semi-Estrutural NK	2000Q1-2015Q4	Brasil	$\uparrow e \uparrow p$

i-Taxa de juros;p-nível de preços;y-atividade;e-taxa de cambio;m-agregado monetário;u-desemprego;E(p)-Expectativa inflação

*Restrito no caso de restrições de sinais

Fonte:Elaborado pelos autores

Grande parte da literatura VAR foca em identificar os choques monetários e cambiais, no entanto, neste estudo buscamos identificar outros tipos de choques que acreditamos ser importantes para o contexto brasileiro, como o de preços de commodities. Araújo e Modenesi (2010) e Stockl et al. (2017), a partir de um VAR identificados com restrições de zeros apontam a importância do impacto das commodities nas variáveis macroeconômicas, devido ao fato do Brasil ser um exportador líquido, destacando a importância da valorização do câmbio na acomodação da pressão inflacionária, após um choque positivo nos preços das commodities.

Um possível problema nesses tipos de identificação é a possibilidade de vieses na estimação das respostas dos choques devido as diferenças na informação dos dados e a priori da teoria econômica imposta na restrição a fim de identificarem os choques estruturais. Assim, dependendo do método de identificação, a partir dos mesmos dados, esses vieses podem levar a resultados distintos.

Cooley e LeRoy (1985) criticam a decomposição de Cholesky (restrições de 0) usando o argumento que, em modelos de equilíbrio geral, as estruturas recursivas contemporâneas impostas na matriz contemporânea raramente são observadas.

Já Baumeister e Hamilton (2015) e Stock e Watson (2016) apontam problemas que podem haver no formato das funções impulso resposta, impostas pela restrição de sinais em modelos com elevado número de parâmetros.

Por fim, Faust e Leeper (1997) criticam os modelos de restrições de longo prazo devido o forte embasamento teórico na separação entre inovações permanentes e transitórias, por excluírem modelos com dinâmicas de curto prazo satisfatórias.

As identificações apresentadas acima possuem como semelhança a necessidade de impor a priori, restrições envolvendo teoria econômica, a fim de obter os choques estruturais. Este artigo visa ser mais agnóstico e usar as informações estatísticas que estão nos dados econômicos, como a volatilidade temporal, a fim de auxiliar no processo de identificação dos choques, com menor uso de restrições teóricas.

O modelo de identificação por heterocedasticidade utiliza essa ideia. Inicialmente proposto por Rigobon(2003), vem sendo aprimorado desde então na literatura de VAR estrutural (Lanne

et al., 2010 e Lutkepohl e Velinov, 2016) e B-SVAR (VAR estrutural Bayesiano), por Kulikov e Netsunajev (2016) e Brunnermeier et al. (2021). Esses estudos usam a informação da volitividade da variância nos choques macroeconômicos, a fim de identifica-los.

Sims e Zha(2006), mostram que nos Estados Unidos após a década de 60, os choques macroeconômicos apresentam volatilidade temporal nas variâncias. A partir de um modelo de VAR estrutural com mudança de regime markoviano (MS SVAR), os autores verificaram que o modelo com 7 variáveis⁴, 4 regimes e apenas as variâncias dos resíduos variando no tempo, isto é, mantendo constantes os parâmetros das matrizes dos coeficientes mas não a variância dos erros, foi o modelo com melhor ajuste nos dados. Outros indícios que os coeficientes permaneceram estáveis ao longo do tempo foram apontados em testes econométricos por Leeper e Zha(2003) e Stock e Watson(2003).

No contexto brasileiro, também usando modelos MS SVAR, Silva Filho et al. (2006)⁵ e Tomazzia e Meurer(2009)⁶ encontram evidências de quebras de regime entre os períodos pré e pós, a implementação de metas de inflação. Já observando apenas o período pós adoção das metas de inflação, Fonseca et al. (2019)⁷, encontram evidências de mudanças de regime entre os anos de 2000 e 2003, final de 2008 e entre os anos de 2014 a 2016.

Esses artigos rejeitam a hipótese nula de linearidade nos parâmetros a partir de testes econométricos e alegam que modelos que permitem quebras nos regimes dos parâmetros das matrizes dos coeficientes das variáveis e da variância dos resíduos se ajustam melhor aos dados, comparados a modelos VAR sem quebras⁸.

Usando como base conhecidos períodos de alta volatilidade econômica, mudanças de política e um modelo de markov switch(Sims e Zha, 2006), este estudo tem o objetivo de usar a informação de quebra estruturais na variância dos erros e verificar se é possível identificarmos por heterocedasticidade importantes choques macroeconômicos como de política monetária e cambial, e assim contribuir para literatura de VAR no Brasil. Na próxima seção, faz-se uma descrição da metodologia de identificação por heterocedasticidade, proposta por Brunnermeier et al. 2021, que usaremos para identificar os choques.

3 Metodologia

3.1 VAR estrutural

A equação do VAR na forma estrutural possui a seguinte forma:

$$A_0 y_t = \sum_{j=1}^p A_j y_{t-j} + C + \epsilon_t \quad (1)$$

Sendo

$$\epsilon_t \sim Normal(0, \Lambda) \quad (2)$$

Seja y_t um vetor $n \times 1$ de variáveis observadas no período $t \in \tau := 1, \dots, T$, A_0 uma matriz $n \times n$ de relações contemporâneas, $(A_j)_{j=1}^p$ uma matriz $n \times n$ de coeficientes para cada defasagem

⁴ As variáveis utilizadas foram preços de commodities, agregado monetário, Fed funds, nível de atividade mensal, índice de preços e desemprego.

⁵ Utilizaram as variáveis: Taxa de câmbio real efetivo, taxa Selic, índice de produção industrial e IPCA.

⁶ Utilizaram as variáveis: selic, câmbio, produção industrial, IPCA, agregado Monetária(M3), expectativa de inflação(mês seguinte), swap 360, índice de commodity, risco(EMBI) e reservas internacionais.

⁷ Utilizou as variáveis, produção industrial, IPCA, câmbio nominal e índice de commodity.

⁸ Esses resultados devem ser considerados com cautela devido ao uso de apenas 2 defasagens em VAR com dados mensais.

j , C é um vetor de constantes $n \times 1$ e ϵ_t um vetor $n \times 1$ de choques estruturais não correlacionados no tempo e $\mathbb{E}[\epsilon_t \epsilon_t'] = \Lambda$ uma matriz diagonal .

3.2 VAR estrutural e identificação por heterocedasticidade

O número de parâmetros livres em A_0 e Λ_ϵ são $n(n+1)$, n^2 de A_0 e n de Λ_ϵ . No entanto da forma reduzida, devido a matriz variância dos resíduos ser simétrica, temos apenas $n(n+1)/2$ equações únicas (Hamilton, 1994). Assim, a fim de identificar A_0 e Λ_ϵ , necessita-se mais $n(n+1)/2$ restrições adicionais.

Caso haja, pelo menos dois regimes na matriz variância dos resíduos da forma reduzida (Σ_i):

$$\begin{aligned}\Sigma_1 &= A_0^{-1} \Lambda_{\epsilon,1} (A_0^{-1})' \\ \Sigma_2 &= A_0^{-1} \Lambda_{\epsilon,2} (A_0^{-1})'\end{aligned}\tag{3}$$

Normalizando os choques estruturais (Λ_1 e Λ_2) para que tenham média um entre os dois regimes, tem-se n parâmetros a serem identificados de um dos Λ e n^2 de A_0 . Portanto, caso a variância dos resíduos na forma reduzida Σ não seja constante, a matriz variância covariância dos resíduos da forma reduzida no regime um (Σ_1), apresenta $n(n+1)/2$ equações únicas, o mesmo acontece com a segunda, obtendo-se assim $n^2 + n$ equações únicas. Logo o número de equações iguala ao número de parâmetros que precisam ser identificados⁹.

Pode-se ter mais de uma quebra de regime. Seja $= 1, \dots, M$ regimes com variância constante e a função $m : \tau \rightarrow M$ mapeia o tempo para seu respectivo regime. Para cada regime a variância dos choques estruturais é a matriz diagonal Λ_m :

$$\mathbb{E}[\epsilon_t \epsilon_t'] = \Lambda_{m(t)}\tag{4}$$

A normalização em Brunnermeier et al. (2021) restringe que¹⁰:

$$\frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \lambda_{i,m(t)} = 1 \quad \forall i \in 1 \dots n\tag{5}$$

Onde $\lambda_{i,m(t)}$ é o i -ésimo elemento da diagonal da matriz variância dos choques $\Lambda_{m(t)}$. Portanto a média do valor das variâncias é igual a um para todo o período.

A economia responderá aos choques, com distintas intensidades, dependendo do período, isto é, as funções impulso resposta terão o mesmo formato entre os regimes, pois assumimos que os parâmetros dos coeficientes da matriz A_0 não variam neste modelo, porém a intensidade do impacto varia.

Segundo Brunnermeier et al. (2021), a identificação por heterocedasticidade funciona de maneira adequada quando as mudanças de regime na variância possuem certas persistência no tempo. No entanto, para elevados choques isolados e de curta duração o modelo não suaviza a estimação dos parâmetros, o que pode distorcer a inferência.

O uso da distribuição dos choques $\epsilon_{i,t}$, assumindo uma distribuição t , pode melhorar as estimativas. Para isso adiciona-se um parâmetro aleatório, ζ , com distribuição:

$$\zeta_{i,t} \propto \text{Gama inversa}(\text{forma} = \alpha/2, \text{taxa} = 2/\alpha)\tag{6}$$

⁹ Ver Lanne et al. (2010) para uma prova completa.

¹⁰ Equivalente ao trabalho de Sims e Zhar (1998) no qual normaliza a matriz variância dos choques estruturais sendo igual a 1.

Graus de liberdade : $\alpha = 5.7$

Sendo a distribuição dos erros agora:

$$\epsilon_{i,t} \sim Normal(0, \lambda_{m(t),i} \zeta_{i,t}) \quad (7)$$

Dessa forma Brunnermeier et al. (2021) assume que os choques possuem distribuição t de student, a qual permite capturar melhor valores extremos, pois a distribuição possui caudas mais grossas que a gaussiana.

3.3 Procedimento Bayesiano

O procedimento bayesiano trata os parâmetros do modelo como variável aleatória e utiliza certo conhecimento prévio do comportamento de variáveis econômicas, como por exemplo as variáveis macroeconômicas serem um passeio aleatório e apenas correlacionadas pelas inovações, o qual é inserido por prioris em funções de probabilidade.

3.3.1 Prioris

A construção da priori usada neste artigo se baseia nas prioris de Litterman (1986). A priori na forma reduzida impõe que as variáveis econômicas seguem um passeio aleatório, sendo apenas correlacionadas devido às inovações.

Segundo Sims e Zhar (1998) é possível inserir esta priori a partir de observações artificiais (observações dummy) combinadas com as observações dos dados reais. O objetivo portanto é inserir informação no modelo, a partir da criação de dados artificiais, Y_d e X_d .

A descrição e valores dos hiperparâmetros usados na priori são mostrados na tabela A1 do apêndice A. A priori para a matriz de relações contemporâneas A_0 possui coeficientes com distribuição gaussiana, sendo uma matriz diagonal com média 100 nos elementos da diagonal e desvio padrão igual a 200. A Distribuição de Dirichlet, Dir(2), é usada para priori de $\lambda_{.,i}/M$, com variâncias iguais para cada regime e normalizada para que a média da soma das variâncias seja igual a um.

3.3.2 Gibbs sampling para extrações da posteriori

Seguindo Brunnermeier et al. (2021), seja:

(1) $\theta_1 = A_0, (\Lambda_m)$, para $m = 1..M$: A matriz dos coeficientes das relações contemporâneas e a variância dos choques para cada regime.

(2) $\theta_2 = \left\{ \begin{array}{l} (A_i)_{i=1}^p, \text{ para } i = 1..p \\ (\epsilon_{i,t})_{i,t=1}^{n,T}, \text{ para } i = 1..n \text{ e } t = 1..T \end{array} \right\}$: A matriz dos coeficientes defasados e os choques estruturais.

(3) $\theta_3 = (\zeta_{i,t})_{i,t=1}^{n,T}$, para $i = 1..n$ e $t = 1..T$: O parâmetro aleatório que multiplica os choques gaussianos, a fim de transformar a dos erros em t de student¹¹.

¹¹ Assumindo que os erros possuem distribuição t de student, leva a um aumento de $n \times T$ parâmetros no modelo.

Com as distribuições e valores dos hiperparâmetros das prioris estabelecidos, multiplicando a função de probabilidade das mesmas com a verossimilhança, chega-se a distribuição posteriori conjunta, $P[\theta_1, \theta_2, \theta_3|Y, X]$.

A posteriori não é uma função padrão, logo não é possível extrair amostras dos parâmetros e obter as bandas das funções impulso resposta, que representam nossa incerteza em relação aos parâmetros.

A fim de extrair amostras dos parâmetros da posteriori, deve-se usar um caso especial de metropolis-hasting, conhecido como gibbs sampling. Este processo usa como núcleo de transição as distribuições condicionais da posteriori, obtidas através de manipulações algébricas da posteriori conjunta. A partir de certo número de iterações desta rotina, as extrações dos parâmetros convergem como se fossem extrações da posteriori (Ver Gelman et al., 2013).

O procedimento de gibbs sampling segue os seguintes passos:

<i>Passos</i>	<i>Distribuição</i>	<i>Método</i>
(1)	$P[\theta_1 \theta_3, Y]$	<i>Metropolis – Hasting</i>
(2)	$P[\theta_2 \theta_1, \theta_3, Y]$	<i>Condiciona</i>
(3)	$P[\theta_3 \theta_1, \theta_2, Y]$	<i>Condiciona</i>

3.3.3 O primeiro passo($P[\theta_1|\theta_3, Y]$)

A extração de θ_1 da posteriori condicional é integrada em relação ao parâmetro θ_2 com objetivo de aumentar a eficiência do algoritmo, pois elimina n^2p parâmetros dependentes em cada iteração.

Seja o modelo estrutural (equação 1) com a variância dos choques variando entre regimes, $\epsilon_{i,t} \sim Normal(0, \lambda_i \zeta_{i,t})$.

Empilhando as observações do lado esquerdo da equação 1 em uma matriz Y (T x n) e adicionando as observações dummy, temos \tilde{Y} . Coletando todas as observações do lado direito da equação 1, e juntando com as observações dummy, temos a matriz \tilde{X} . Seja $(A_0)_i$, a i -ésima linha da matriz de relações contemporâneas. Juntando as transpostas das matrizes A_j e a constante C , escolhemos a i -ésima coluna para formar o vetor $(A_+)_i$ e empilhando os valores no tempo de $\epsilon_{i,t}$ em E_i , tem-se a seguinte equação para a i -ésima variável do VAR:

$$\tilde{Y}((A_0))'_{i,.} = \tilde{X}(A_+)_{i,.} + E_i \quad (8)$$

Para os choques E_i terem variância 1, deve-se multiplicar a equação 8 por uma matriz Ξ_i , cujos elementos das diagonais são $\sqrt{\zeta_{i,t}}$ e uma matriz Λ_i , cujo elementos das diagonais são $\sqrt{\lambda_{i,t}}$:

$$\Lambda_i \Xi_i \tilde{Y}((A_0))'_{i,.} = \Lambda_i \Xi_i \tilde{X}(A_+)_{i,.} + \Lambda_i \Xi_i E_i \quad (9)$$

Agora com o VAR da equação 9, pode-se obter a moda da posteriori, as matrizes variância covariância para os coeficientes de cada equação(em $(A_+)_{i}$) e a função de verossimilhança $P[Y_t|Y_0, \theta_1, A_+, \theta_3]$.

O objetivo deste passo é obter extrações de θ_1 da posteriori condicional não padrão:

$$P[Y_t|\theta_1, A_+, \theta_3, Y_0]P[\theta_1]$$

Aplicando o algoritmo de passeio aleatório Metropolis-Hastings, no qual começamos com um valor de $\theta_{1,j}$. Extraímos uma nova proposta para o valor deste parâmetro, $\theta_1^{(k)}$, a partir de

uma distribuição gaussiana $\sim N(\theta'_1, V_{\theta_1})$, sendo a média θ'_1 e variância V_{θ_1} estimados a partir da otimização para encontrar a moda da posteriori¹² vezes um fator de escala com valor de 0.10.

Dado a proposta, $\theta_1^{(k)}$, aceita-se $\theta_1^{(k+1)} = \theta'_1$ com probabilidade:

$$\min \left\{ 1, \frac{P[Y_i|Y_0, \theta'_1, A_+, \theta_3]P[\theta'_1]}{P[Y_i|Y_0, \theta_1^j, A_+, \theta_3]P[\theta_1^j]} \right\}$$

caso contrário, $\theta_1^{(k+1)} = \theta_1^{(k)}$.

3.3.4 O segundo passo ($P[\theta_2|\theta_1, \theta_3, Y]$)

Se $\hat{X} = \Lambda_i \Xi_i \tilde{X}$, $\hat{Y} = \Lambda_i \Xi_i \tilde{Y} ((A_0)_i)'$ e a distribuição condicional de A_+ gaussiana:

$$P[(A_+)_{i..}|A_0, \Lambda] \sim Normal((\hat{X}'\hat{X})^{-1}\hat{Y}, (\hat{X}'\hat{X})^{-1}) \quad (10)$$

$$\hat{X} = \Lambda_i \Xi_i \tilde{Y} \text{ e } \hat{Y} = \Lambda_i \Xi_i \tilde{Y} ((A_0)_{i..})'$$

Dado os valores extraídos da moda da distribuição condicional da posteriori de A_+ acima, pode-se obter os valores de $u_{i,t} := \epsilon_{i,t}/\lambda_{i,t}$, a forma que estamos interessados dos erros estruturais, a partir da equação:

$$U_i = (\Xi)^{-1}(\hat{Y} - \hat{X}(A_+)_{i..}) \quad (11)$$

3.3.5 O terceiro passo ($P[\zeta_{i,t}|\theta_1, \theta_2, Y]$)

No caso em que assumimos que os erros tenham distribuição t de student, tem-se que $P[\zeta_{i,t}|\theta_1, \theta_2] = P[\zeta_{i,t}|u_{i,t}]$, pois $u_{i,t}$ somente é obtido após termos os valores de (θ_1, θ_2) .

Dado que $\zeta_{i,t}$ possui distribuição gamma inversa (equação 6), a posteriori de $\zeta_{i,t}$ condicional a $u_{i,t}$ segue a distribuição:

$$\zeta_{i,t} \propto Gama\ inversa(\alpha/2 + 0.5, 2/\alpha + u_{i,t}^2/2) \quad (12)$$

$$Graus\ de\ liberdade : \alpha = 5.7$$

Com os valores extraídos de $\zeta_{i,t}$, volta-se ao primeiro passo e após um grande número de iterações desta simulação, as extrações de θ_1 tendem a convergir para extrações dos parâmetros da função posteriori não padrão do primeiro passo¹³. Descartando-se as primeiras extrações, tem-se as amostras dos parâmetros e assim pode-se obter as bandas das funções impulso resposta. Na próxima seção apresentamos os dados e os regimes que usaremos na estimação.

4 Estimação

4.1 Dados

O VAR estimado neste estudo usa informações mensais de janeiro de 2000 a fevereiro de 2022. Este período é marcado pela estabilidade e manutenção do regime da política monetária

¹² Otimização de um modelo com erros gaussianos.

¹³ Uma referência completa sobre a simulação da posteriori é vista em Gelman et al. (2013).

de metas de inflação. Exclui-se o período pós-pandêmico devido às elevadas quebras nas variáveis econômicas que podem afetar as estimativas.

A tabela 3 mostra as variáveis escolhidas neste estudo. A escolha das variáveis se baseia nos diversos estudos que investigam choques macroeconômicos brasileiros. Utiliza-se como proxy de atividade o monitor do PIB mensal elaborado pela FGV. Ao contrário da produção industrial como é comumente usado, o índice da fundação incorpora o setor de serviços, que vem ganhando participação no produto interno no período analisado neste estudo.

Tabela 3 – Variáveis mensais(2000/02 a 2019/12) utilizadas no modelo VAR

Variável	Fonte	Unidade	Descrição
Câmbio	BCB	(R\$/US\$)	Câmbio nominal
IPCA	IBGE	Índice	Índice nacional de preços ao consumidor-amplio
PibFgv	FGV IBRE	Índice	Monitor PIB Mensal Ótica da Produção
M1	BCB	u.m.c.(mil)	M1 Meios de pagamento papel moeda poder publico - Média
SWAP180	BCB	%a.a	Swaps180 - DI x pré-fixada - 180 dias - média do período
SELIC	BCB	%a.a	Taxa de juros - Selic acumulada no mês anualizada
IC_BR	BCB	Índice	Índice de Commodities - Brasil (em US Dólares)
RISCO+Br	JP Morgan	Índice	Emerging Markets Bond Index Plus (EMBI+Br ou Risco Brasil)
Dívida bruta	BCB	%	Dívida bruta em % do Pib, metodologia pré 2008
Crédito	BCB	%	Saldo da carteira de crédito em relação ao PIB

BCB- Banco Central do Brasi; IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; FGV IBRE - Instituto Brasileiro de Economia

Fonte: Elaborado pelos autores

As variáveis foram transformadas em logarítimo, com exceção das taxas Selic e Swap 180. A variável PibFgv foi coletada sem componentes sazonais e as variáveis IPCA, M1 e Crédito foram dessazonalizadas utilizando-se o método X13-ARIMA do pacote RjDemetra no software R. O procedimento bayesiano elimina a necessidade de realização de testes de raiz unitária. A seleção do número de defasagens do VAR é baseada no critério de Informação de Akaike (AIC) indicando 10 defasagens¹⁴.

4.2 Quebras de regime

Como visto nas seções acima, a fim de poder identificar a matriz de coeficientes A_0 , a matriz variância covariância dos resíduos precisa variar entre determinados regimes. Neste trabalho, a escolha dos regimes se baseia por conhecidos períodos de alta volatilidade nos dados econômicos, mudanças de política, avaliação da Função densidade de probabilidade (FDP) dos dados¹⁵ e da estimação de um modelo de Markov Switch (Ver apêndice B), como proposto por Sims e Zha(2006).

Os resultados do modelo de Markov Switch (figura B1 do apêndice) capturam a alta volatilidade conhecida no Brasil na primeira metade da década de 2000, a crise financeira mundial no segundo semestre de 2008, a crise política e econômica do segundo mandato do governo Dilma e a crise dos caminhoneiros em 2018.

O cenário benigno visto no ano 2000(o câmbio estável em torno de R\$1,8 e a trajetória de queda da inflação, permitiram a redução da taxa Selic, de 19% a 15,75% durante o ano), começa a se deteriorar a partir do segundo semestre de 2001. O Brasil passou por uma crise energética,

¹⁴ Os resultados do critério FPE indica 8 defasagens, enquanto o Hannan-Quinn, 2 defasagens.

¹⁵ É interpretada como a probabilidade do modelo de ter gerado aquele conjunto de dados que observamos, ver Geweke (1999).

causando o racionamento de energia e corte de 20% do consumo de eletricidade em grande parte do país.

No entanto é no ano eleitoral de 2002 que o cenário econômico se torna ainda mais incerto com as pesquisas eleitorais sugerindo a vitória do então candidato a presidência do Partido dos Trabalhadores. O mercado em dúvida quanto a continuidade das políticas ortodoxas, leva o câmbio, que já vinha se desvalorizando desde 2001, à seu ápice em outubro de 2002, ficando próximo dos R\$4,00, reflexo da percepção do alto risco país (Aumento anual do Embi+BR próximo de 100% na média mensal no mês das eleições). Devido a trajetória de elevado crescimento da inflação e da atividade a partir de julho de 2002, o Banco Central mantém um forte processo de aperto monetário, levando a taxa Selic para 26% em março de 2003.

O governo Lula seguiu uma política econômica e financeira ortodoxa, surpreendendo o que se esperava pelo mercado e após janeiro de 2004, com exceção de alguns meses, a inflação acumulada em 12 meses terminou dentro da meta. Até a crise financeira de 2008, o cenário é de estabilidade macroeconômica e contexto externo favorável, principalmente no tocante a valorização das commodities.

Em 2008, o Brasil é atingido pela crise financeira internacional levando a uma desvalorização do real(1.61R\$/US\$ em agosto de 2008 para 2.39R\$/US\$ em dezembro), dos preços da commodities(queda de aproximadamente 40%), e uma queda da atividade no último trimestre do ano. A política monetária manteve as taxas de juros elevadas devido à grande incerteza, apenas iniciando o processo de redução a partir do início de 2009(de 13,75% em 2008 para 8,75% em julho de 2009). O efeito da crise foi atenuado por medidas anticíclicas adotadas pelo governo, com elevada participação do crédito público, o que leva a um recuo na atividade de apenas 0.6% em 2009.

Segundo Barbosa(2013), a ortodoxia da política econômica foi flexibilizada em 2011 no início do governo Dilma, devido a certas medidas macroprudenciais (elevação do IOF e de depósitos compulsórios por exemplo) a fim de controlar a inflação, além do uso da taxa Selic. Com a estabilização da inflação durante este ano, o governo inicia o processo de redução da Selic, que dura de setembro de 2011 até fins de 2012, chegando a 7,25%, levando o juro real a 1,4%(a níveis de países desenvolvidos). A combinação de juros baixos, taxa de câmbio desvalorizada, redução do custo de crédito e adoção de políticas fiscais de incentivo à indústria, ficou conhecida como Nova Matriz Econômica(Souza e Nascimento, 2019).

Essas políticas não surtiram o efeito desejado, e resultaram em uma desaceleração econômica em 2014 com queda de investimentos, forte desvalorização cambial, controle da inflação a partir dos preços administrados, e elevada incerteza do mercado sobre a política fiscal. O governo respondeu com a troca do ministro da fazenda¹⁶ a fim de realizar ajustes fiscais e uma política monetária ortodoxa.

A situação econômica piora em 2015, com o abrupto reajuste dos preços administrados, desvalorização cambial de 48%(maior alta anual em mais de 10 anos para o período) e uma queda anual do PIB em 3,55%. Paralelamente a crise econômica, houve uma crise política¹⁷ que culminou no impeachment da presidente Dilma em agosto de 2016, dando início ao governo de Michel Temer em 31 de agosto. Este período turbulento é captado pelo modelo de Markov Switch na figura 2.

Certo equilíbrio macroeconômico é visto no período entre os anos de 2017 a 2019(pré pandemia). No governo Temer, de caráter ortodoxo e reformista, pode-se citar como uma das reformas mais importantes adotadas, a Emenda Constitucional de nº 95, que estabeleceu o teto de gastos visando um ajuste fiscal de forma gradual ao indexar despesas pela inflação do ano anterior.

¹⁶ Joaquim Levy foi nomeado em 27 de novembro de 2014, substituindo o então ministro Guido Mantega.

¹⁷ O indicador de incerteza externa, Embi+ alcança o valor de 531.28 na média mensal em fevereiro de 2016, quase dobrando os valores observados em finais de 2014.

Nos três anos desde a promulgação do teto de gastos(dezembro de 2016), a Selic segue uma tendência de queda, saindo de uma média de 14%, em 2016 para 5,9% em 2019. Segundo Pinheiro(2020), a direção do ajuste e a ancoragem das contas públicas, permitiram a queda da Selic junto com a inflação(6,3% em 2016 para 4,3% em 2019). No entanto contribui para este contexto o baixo crescimento do PIB(1,5% na média entre 2017 e 2019).

A escolha dos regimes é feita como mostra a tabela 4. O período da crise financeira de 2008 não foi incluído devido ao menor valor da FDP dos dados quando o mesmo é inserido no modelo. Portanto, apesar dos resultados apresentados do modelo de Markov Switch no apêndice B, constatarem uma quebra de regime no segundo semestre de 2008, assumimos que é transitória e pouco permanente.¹⁸. O mesmo entendimento é considerado para a crise dos caminhoneiros em 2018. Os resultados apresentados na próxima seção são muito semelhantes com a inclusão ou não destes regimes, portanto tendo pouco impacto no resultado final, priorizamos o modelo menos parametrizado e com maior valor da FDP dos dados.

Tabela 4 – Datação das mudanças de regimes

Datação	Descrição
01/2000 a 03/2002	FHC
04/2002 a 12/2003	Eleição Lula
01/2004 a 06/2014	Governo Lula e Dilma
07/2014 a 08/2016	Crise Governo Dilma
09/2016 a 02/2020	Temer e Bolsonaro

Fonte:Elaborado pelos autores

4.3 Resultados da FDP dos Dados para distintos modelos

A tabela 5 mostra a comparação da FDP dos dados para três distintos modelos usando a datação e regimes apresentados nas seções anteriores. Com distribuição t de student ou gaussiana dos erros e variação apenas nos choques estruturais, e o modelo com distribuição gaussiana dos erros e variação apenas nos parâmetros dos coeficientes das matrizes de relações contemporâneas e defasadas. Quanto maior o valor da FDP dos dados, melhor o ajuste do modelo aos dados(Geweke, 1999).

Tabela 5 – FDP dos dados para três distintos modelos

Variação	Distribuição dos erros	FDP dos dados
Variância dos choques estruturais	t de student	3.843,201
Variância dos choques estruturais	Gaussiana	3.347,706
Em $A(L)$ e A_0	Gaussiana	2770,399

Elaborado pelos autores

O modelo com quebras de regime na variância dos choques estruturais com distribuição t de student se mostrou o modelo com melhor ajuste, já o modelo que permite apenas quebras dos coeficientes das matrizes dos coeficientes foi o que teve pior ajuste. Este resultado sugere que há evidências de que as quebras estruturais ocorrerem apenas nas variâncias dos choques no período analisado.

¹⁸ Segundo Brunnermeier et al. (2021), certa persistência das quebras é necessária a fim de identificar por heterocedasticidade.

O modelo escolhido para apresentar os resultados na próxima seção é o que assume a distribuição t de student dos erros e variação apenas na variância dos choques entre os regimes. Foram usadas 100.000 simulações, descartando-se as primeiras 40.000¹⁹

5 Resultados

5.1 Funções Impulso Resposta

A figura 1 mostra o formato das funções impulso resposta como uma média entre os regimes devido a normalização dos Λ_i na equação 5. Os períodos são de 5 anos após os choques estruturais (ortogonais) com as bandas de 68% (azul escuro) e 90% (azul claro). As 10 variáveis escolhidas foram apresentadas na tabela 3. Ao contrário de modelos identificados por restrições de sinais ou restrições de zeros, na identificação por heterocedasticidade precisamos interpretar os choques com base nas características conhecidas dos mesmos na literatura econômica, pois a estimação apenas os separa.

Interpretamos a coluna 1 como sendo um choque cambial (desvalorização imediata por volta de 2%) nas funções impulso resposta, levando a um aumento no IPCA de quase 0.25% no primeiro ano após o choque, tendo maior impacto nos preços do que choques de política monetária. Também é observado aumentos no agregado monetário e tendência de elevação da taxa SELIC após o choque. A atividade, inicialmente, tem um pequeno impacto positivo, no entanto é negativa após 3 meses ao choque. Observa-se, também, um forte aumento imediato do risco país, o que é esperado para este tipo de choque²⁰.

Identificamos, na coluna 8, um choque no preço das commodities, sendo a única coluna que esta variável tem uma forte valorização imediata e impactos nas outras variáveis que condizem com movimento de um choque nas commodities. Após o choque positivo em torno de 1%, há uma tendência de valorização do câmbio, aumento no IPCA em torno de 0.15% e de 0.1% na atividade no primeiro ano após o choque. Observamos também uma forte queda no risco país. Sendo o Brasil um país exportador líquido de commodities, esses resultados nos parecem plausíveis (Ver De Gregorio, 2012).

O formato das funções impulso resposta do modelo que assume distribuição dos erros gaussiana e t de student são similares. No entanto, no choque dos preços das commodities, há uma diferença na intensidade. A valorização do câmbio, quando assumimos a distribuição gaussiana para os erros, é mais significativa, chegando a 2%.

Um choque na política monetária é identificado na coluna 10 da figura 1, sendo a única coluna em que há uma forte resposta positiva imediata na taxa SELIC e com características conhecidas de um aperto monetário. O choque positivo leva a uma valorização imediata do câmbio, indicando que pode desvalorizar depois (porém não significativamente), resultado que está de acordo com Dornbusch's (1976). Em relação ao impacto nos preços, não há ocorrência de prize puzzle e a tendência de queda se torna significativa a 68% após um ano do choque monetário. A tendência de queda também é observada na atividade e no agregado monetário. O Swap 180 reage positivamente ao choque monetário no primeiro ano após o choque. Observamos também uma valorização dos preços das commodities, o que pode ser explicado pela valorização do câmbio. Sendo o Brasil um grande exportador, esse aumento nos parece plausível ao supormos que o preço das commodities não seja algo exógeno ao Brasil.

¹⁹ Analisamos as extrações de certos parâmetros a fim de verificar se houve convergência. Gráficamente as extrações desses parâmetros não apresentam tendência e se assemelham a um processo de ruído branco.

²⁰ A interpretação é que um choque cambial está imediatamente relacionado a um choque no risco país, isto é esperado devido o risco país ser usado neste estudo como uma proxy para incerteza externa.

Um choque exógeno de expansão do crédito é identificado na coluna 7. Vê-se uma tendência significativa de aumento da taxa SELIC e dos preços após o choque. A atividade cai após 6 meses. Brunnermeier et al. (2021) encontra resultados semelhantes no caso americano, alegando que a autoridade monetária se preocupa com choques na expansão do crédito devido a seu papel estabilizador na inflação e atividade.

Por fim, na coluna 9, observamos um choque na variável Swap 180. Interpretamos como sendo um choque negativo de expectativas sobre a economia pelos seguintes motivos: Após o choque há uma significativa elevação do Risco(Embi+Br); observamos na tabela 6 abaixo o elevado valor da variância dos choques da variável Swap 180 no início da década de 2000; a tabela 7 mostra um forte choque positivo no Swap 180 em julho de 2001 e junho de 2002, e logo depois em janeiro de 2003 um forte choque negativo, o que pode estar relacionados à crise energética e a primeira eleição do ex-presidente Lula. Portanto, é um choque que pode estar antecipando movimentos negativos da atividade e relacionado à expectativas negativas do mercado sobre a economia. Este choque é o que mais afeta o nível de atividade.

5.2 Variâncias dos choques estruturais entre os regimes

A tabela 6 mostra a média da posteriori das variâncias dos choques estruturais para as 10 variáveis²¹ em cada regime estabelecido na seção anterior, no modelo que assume a distribuição t de student dos erros. Observamos que há mudanças no valor das variâncias que nos permitem identificarmos o VAR via heterocedasticidade. Por exemplo, em relação ao choque na política monetária, vemos o forte aumento na variância entre os anos 2002 a 2003, período da eleição e posse do ex-presidente Lula. E uma variância muito pequena entre 2014 a 2016, período em que houve pouca variação dos juros pelo Copom. As taxas ficaram fixas em 14,25% entre agosto de 2015 a agosto de 2016.

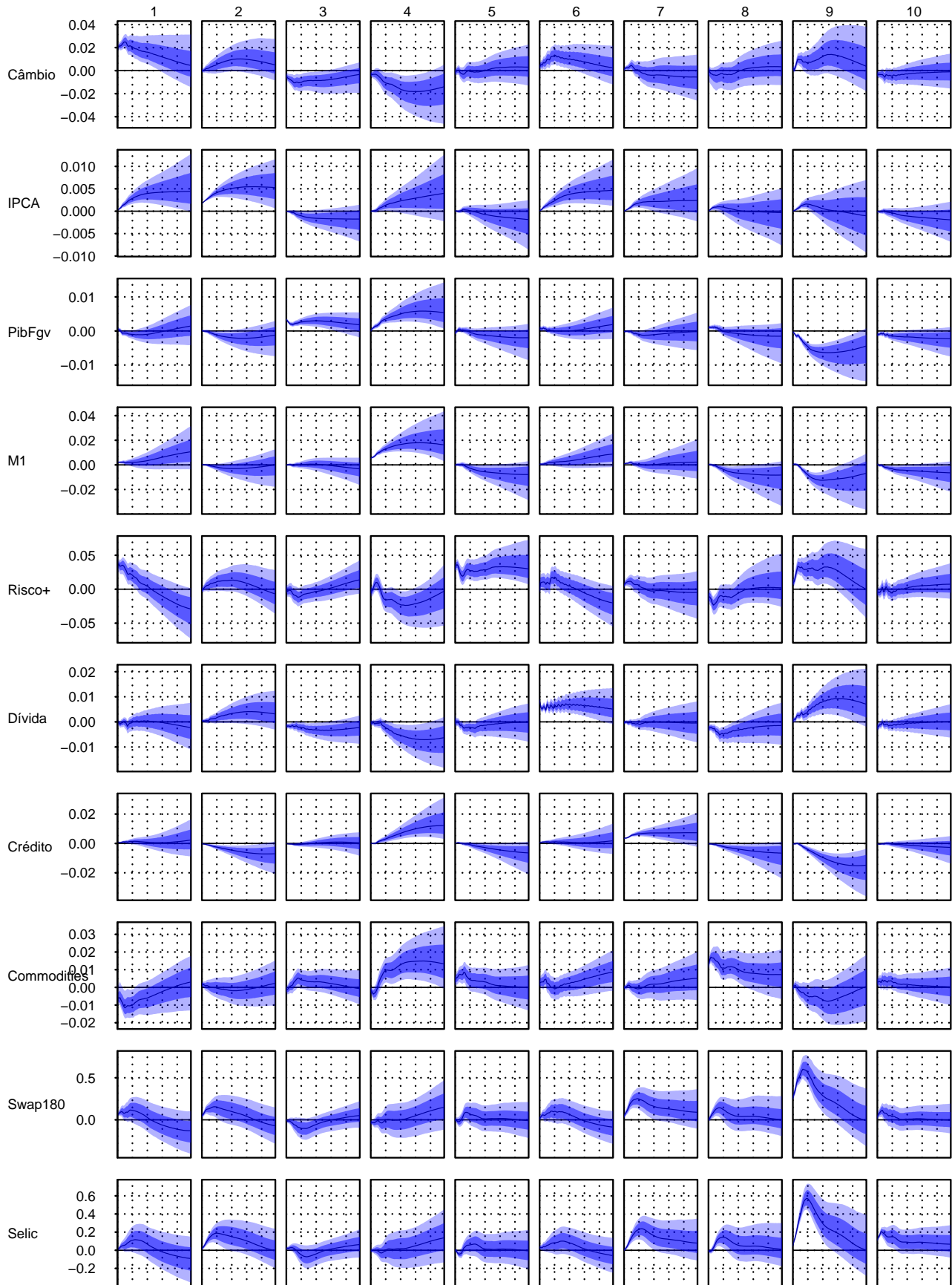
Tabela 6 – Média das variâncias da posteriori para cada choque e respectivos regimes

Choque	01/2000-03/2002	04/2002-12/2003	01/2004-06/2014	07/2014-08/2016	09/2016-02/2020
Cambial	0.284	0.924	1.44	1.086	1.244
IPCA	0.588	1.060	0.694	0.922	1.720
Atividade	0.701	0.406	1.037	1.044	1.818
M1	2.100	0.735	0.736	0.842	0.561
Risco	0.466	0.426	2.305	1.124	0.649
Dívida	0.275	2.201	1.042	0.959	0.484
Crédito	2.688	1.427	0.356	0.449	0.0691
Commodities	0.559	0.492	2.054	0.833	1.0302
Swap180	2.324	2.037	0.425	0.129	0.065
Política Monetária	1.020	2.252	0.646	0.332	0.699

Fonte: Elaborado pelos autores

²¹ A priori para A_0 foi uma matriz diagonal positiva, logo segundo Brunnermeier et al. (2021), a estimação dos choques estruturais são parecidas com inovações em uma única variável.

Figura 1 – Funções impulso resposta B-SVAR identificação por heterocedasticidade



Fonte: Elaborado pelos autores

Na tabela 7, tem-se os quatro maiores choques exógenos em desvios padrões para cada equação. Em relação ao choque cambial, o maior de todos ocorre em outubro de 2008, época em que o Brasil foi atingido pela crise financeira mundial. Observa-se também uma forte desvalorização em maio de 2002, época que as primeiras pesquisas eleitorais já apontavam o favoritismo do então candidato Lula.

Em relação ao choque nos preços (IPCA), o maior choque observado na tabela 7 ocorre em outubro de 2002, mês da eleição do presidente Lula. O segundo maior choque é visto em junho de 2018, provável impacto da crise dos caminhoneiros. Os outros dois maiores choques também ocorrem em 2018, porém são de queda nos preços. Esses resultados estão de acordo com a tabela 6, devido o último regime (09/2016-02/2020) ser o de maior variância no IPCA.

Em outubro de 2008, acontece o maior choque nos preços das commodities, refletindo o aumento da incerteza e queda da atividade mundial devido a crise financeira. Outros fortes choques ocorrem nos anos de 2005 e 2012. O regime entre janeiro de 2004 e junho de 2014 foi o que teve maior variância dos choques nos preços das commodities, como mostrado na tabela 6.

Os maiores choques na política monetária refletem a época da primeira eleição do ex-presidente Lula, com um forte aumento em outubro de 2002, mês das eleições,²² e duas quedas em agosto e setembro do ano seguinte, refletindo a convergência das expectativas de inflação às metas, conjuntura internacional favorável e queda da percepção de risco sobre a economia brasileira, segundo a 88ª reunião do Copom em 16 e 17 de setembro de 2003.

O choque na atividade (PibFgv) tem seu maior valor negativo em maio de 2018, mês que se inicia a greve dos caminhoneiros, e maior valor positivo na recuperação do mês seguinte.

Tabela 7 – Data e valor dos 4 maiores choques exógenos para cada equação

Mês-Ano	Valor	Mês-Ano	Valor	Mês-Ano	Valor	Mês-Ano	Valor	Mês-Ano	Valor
Cambial		Política monetária		Atividade		M1		Risco	
out/08	10.329	out/02	8.950	mai/18	-9.393	dez/00	-10.785	ago/12	-6.317
mai/02	5.819	mai/03	7.379	dez/08	-7.122	jan/01	7.926	nov/07	5.965
mar/16	-5.513	ago/03	-6.685	jun/18	6.200	jan/08	-5.892	jan/08	5.129
out/18	-5.322	set/03	-6.129	abr/05	6.168	dez/02	-4.764	jul/08	5.321
IPCA		Crédito		Preço das commodities		Swap180		Dívida	
nov/02	7.163	jun/01	-25.99	out/08	-9.734	jul/01	13.623	set/02	8.726
jun/18	4.138	ago/02	-9.49	jul/12	5.543	jan/03	-12.7	jul/02	5.448
nov/18	-3.785	set/02	9.466	dez/05	5.292	jun/02	12.403	set/03	-4.858
ago/18	-3.628	out/02	-7.190	abr/05	-4.289	nov/01	-7.903	dez/14	4.013

Fonte: Elaborado pelos autores

6 Considerações Finais

Esse estudo utiliza a metodologia de VAR Estrutural identificada por heterocedasticidade como proposto por Brunnermeier et al. (2021), a fim de analisar os ciclos de negócios no Brasil pós plano real. A metodologia permitiu a identificação de diversos choques macroeconômicos independentes, a partir de um método que não é necessário nenhuma restrição teórica comumente aplicada na literatura nacional, como restrições de sinais ou de zeros, mas apenas a informação estatística dos dados quanto a volatilidade temporal da variância dos resíduos entre distintos regimes a fim de identificar os choques. Portanto, o estudo inova em relação a estudos anteriores na literatura brasileira ao ser o primeiro a identificar importantes choques macroeconômicos em modelos VAR via heterocedasticidade.

²² O Copom em 14 de outubro de 2022 decide elevar a taxas SELIC de 18% para 21%

Não foi observada a ocorrência de price puzzle em um choque positivo da política monetária. Um choque restritivo leva a uma valorização imediata do câmbio e uma tendência de queda na atividade e agregado monetário.

Um choque positivo nos preços das commodities leva, no primeiro ano após o choque, a uma tendência de apreciação do câmbio, aumento na atividade, elevação do IPCA e queda significativa do risco país. Sendo o Brasil um grande exportador de commodities, esses resultados nos parecem plausíveis

Outro ponto a destacar neste estudo foi o forte impacto de um choque cambial na inflação. Uma desvalorização de 2% leva a um aumento de 0.5% do IPCA no longo prazo. Observamos também que a autoridade monetária reage fortemente a um choque da expansão no crédito, o que pode explicar o pequeno efeito na atividade no longo prazo.

Dentre as principais limitações do artigo, destacam-se: a insuficiência ou pouca variabilidade nas matrizes variância covariância dos resíduos; o reduzido tamanho da amostra e a possibilidade de que os coeficientes das matrizes A_0 e $A(L)$ do VAR estimados não sejam suficientemente estáveis em toda a amostra.

Em relação a primeira limitação, em nosso entendimento, a variação da variância entre os regimes escolhidos foi adequada a fim de identificar os choques. Para a segunda, sugerimos nos próximos estudos a extensão da amostra com os devidos tratamentos para inclusão do período pós pandemia e a terceira, encontramos evidências de que o modelo com quebras apenas na variâncias se ajustou melhor aos dados, no entanto novos testes econométricos e tratamento mais aprofundado devem ser explorados, com o objetivo de investigar e analisar a robustez dos resultados apresentados, visando reforçar a literatura de VAR estrutural e o melhor conhecimento dos efeitos de choques macroeconômicos no Brasil.

7 Referências

ARAÚJO, E., MODENESI, A. *A importância do setor externo na evolução do Ipca (1999-2010): uma análise com base em um modelo SVAR*. XXXVIII Encontro Nacional de Economia, 2010, Salvador, dez 2010.

ARIAS, J. E., RUBIO-RAMÍREZ, J. F., WAGGONER D. F. Inference based on SVARs identified with sign and zero restrictions: Theory and applications. International Finance Discussion Papers, n. 1.100, Federal Reserve System, abr. 2014.

BARBOSA, N. Dez anos de política econômica. In: SADER, E. (Org.). 10 anos de governos pós-neoliberais no Brasil: Lula e Dilma. *Boitempo*, p. 69-102, 2013.

BAUMEISTER, C., HAMILTON, J. D. Sign restrictions, structural vector autoregressions, and useful prior information. *Econometrica*, v. 83, n. 5, p. 1963–99, 2015

BERNANKE, B. S. Alternative explanations of the money-income correlation, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 25, p 49-99 1986.

BLANCHARD, O. J., WATSON, M. Are all business cycles alike? In: GORDON, R. J. (Ed.) *The American Business Cycle*. Chicago: University of Chicago Press, p. 123–160, , 1986.

BRUNNERMEIER, M., PALIA, D., Sastry K. A., SIMS, C. A. Feedbacks: Financial markets and economic activity. *American Economic Review*, v. 111 n. 6, p. 1845-79, 2021

- CÉSPEDES, B., LIMA, E. c. R., MAKA, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 2, p. 123-160, 2008.
- COOLEY, T., LEROY, S. A theoretical macroeconomics: a critique. *Journal of Monetary Economics*, v. 16, n.1, p. 283-308, 1985.
- DE GREGORIO, J. Commodity prices, monetary policy and inflation. *IMF Economic Review*, n. 60, p. 600-633, 2012.
- DORNBUSCH, R. Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, v. 84, n. 6, p. 1161–76, 1976.
- FAUST, J., LEEPER, E. Do long run restrictions really identify something? *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 15, n. 3, p. 345-353, 1997.
- GEWEKE, J. Using simulation methods for bayesian econometric models: inference, development, and communication. *Econometric Reviews*, v.18, n.1, p. 1-73, 1999.
- GORDON, D. B., LEEPER, E. M. The dynamic impacts of monetary policy: An exercise in tentative identification. *Journal of Political Economy*, v. 102, n. 6, p. 1228-1247, 1994.
- HAMILTON, J. D. *Time series analysis* New Jersey: Princeton University Press, v.2 1994.
- HUTCHISON, M. M., WALSH, C. E. Empirical evidence on the insulation properties of fixed and flexible exchange rates: The Japanese experience. *Journal of International Economics*, v. 32, n. 3/4, p. 241-263, 1992.
- LANNE M., LUTKEPOHL, H., MACIEJOWSKA, K. Structural vector autoregressions with Markov switching. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 34, n.2, p. 121–31, 2010.
- LEEPEER, E. M., ZHA, T. Modest Policy Interventions. *Journal of Monetary Economics*, v. 50, n. 8, p. 1673-1700, 2003.
- LIMA, E. C. R. . Inflação e Ativos Financeiros No Brasil: Uma Análise de Auto-Regressão Vetorial. *Pesquisa e Planejamento Econômico (Rio de Janeiro)* , v. 20, n.1, p. 21-47, 1990.
- LIMA, E. C. R., MAKA, A., ALVES, P. Monetary policy and exchange rate shocks in Brazil: Sign restrictions versus a new hybrid identification approach. *Brazilian Review of Econometrics, Sociedade Brasileira de Econometria - SBE*, v. 31 n. 1, Março, 2011.
- LIMA, E. C. R., MARTINEZ, T. S., CERQUEIRA, V. S. Monetary policy and exchange rate: Effects on disaggregated prices in a Favar model for Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 38, n. 1, p. 129-174, 2018.
- LITTERMAN, R.B. Forecasting with bayesian vector autoregressions – five years of experience. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 4, n. 1 , p. 25-38, 1986
- LUTKEPOHL, H., VELINOV, A. Structural Vector Autoregressions: Checking identifying long-run restrictions via heteroskedasticity. *Journal of Economic Surveys, Wiley Blackwell*, v. 30, n. 2, p. 377-392, 2016.
- KULIKOV D., NETSUNAJEV A. Identifying Shocks in Structural VAR models via heteroskedasticity: a Bayesian approach. *Bank of Estonia Working Papers*, 2016.

- MARODIN, F. A., PORTUGAL, M. S. Exchange Rate Pass-Through in Brazil: a Markov switching estimation for the inflation targeting period (2000-2015), Working Papers Series 473, Central Bank of Brazil, Research Department, 2018.
- MENDONÇA, M. J. C., MEDRANO, L. A., SACHSIDA, A. The effects of monetary policy in Brazil: results from agnostic identification. *Encontro da Sociedade Brasileira de Econometria*, 30, Salvador, 2008.
- MOREIRA, A.R.B., FLORENCIA, A., LIMA, E. C. R. Os impactos das políticas monetárias e cambial no Brasil pós-Real. Ipea, Texto para discussão, 579, 1998.
- PINHEIRO, A. M. R. C. O contrato social e o teto de gastos. *Valor Econômico*, p. 1 - 1, 22 set. 2020. Disponível em: <https://valor.globo.com/opiniao/coluna/o-contrato-social-e-o-teto-de-gastos.ghtml>
- RIGOBON, R. Identification through Heteroskedasticity. *The Review of Economics and Statistics*, n.85, n.4, p. 777-79, 2003.
- SACHSIDA, A., SCHETTINI, B. P., GOUVÊA, R. R. Inflação, Desemprego e Choques Cambiais: Estimativas VAR para a Economia Brasileira. *Análise Econômica*, v.35 n.67, p. 549-559, 2017.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980
- SIMS, C. A., ZHA, T. Bayesian methods for dynamic multivariate models. *International Economic Review*, v. 39, n. 4, 1998.
- SIMS, C. A., Zha, T. Were There Regime Switches in U.S. Monetary Policy? *American Economic Review*, v.96, n.1, 54-81, 2006.
- STOCK, J. H., WATSON, M. W. Has the Business Cycle Changed? Evidence and Explanations. Presented at Monetary Policy and Uncertainty: Adapting to a Changing Economy, Federal Reserve Bank of Kansas City Symposium, Jackson Hole, 28-30, 2003.
- STOCK, J. H., WATSON, M. W. *Dynamic Factor Models, Factor-Augmented Vector Autoregressions, and Structural Vector Autoregressions in Macroeconomics.*, Handbook of Macroeconomics, Elsevier, v. 2, p. 415-525, 2016.
- STOCKL M., MOREIRA. R. R., GIUBERTI, A. C. O impacto das commodities sobre a dinâmica da inflação no Brasil e o papel amortecedor do câmbio: evidências para o CRB Índice e Índice de Commodities Brasil. *Nova Economia*, v. 27, n. 1, p. 173-207, 2017.
- TOMAZZIA, E., MEURER, R. Transmissão da política monetária: Análise de quebras estruturais na economia brasileira recente por modelos Var, Svar E Ms-Var. Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia, ANPEC, 2011.
- UHLIG, H. What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, v. 52, n. 2, p. 381-419, 2005.

Apêndice A

Tabela A1 - Valores dos hiperparâmetros usados nas observações dummy

Hiperparâmetro	Valor
μ_1	5
μ_3	0.5
μ_5	2
μ_6	6

Fonte:Elaborado pelos autores

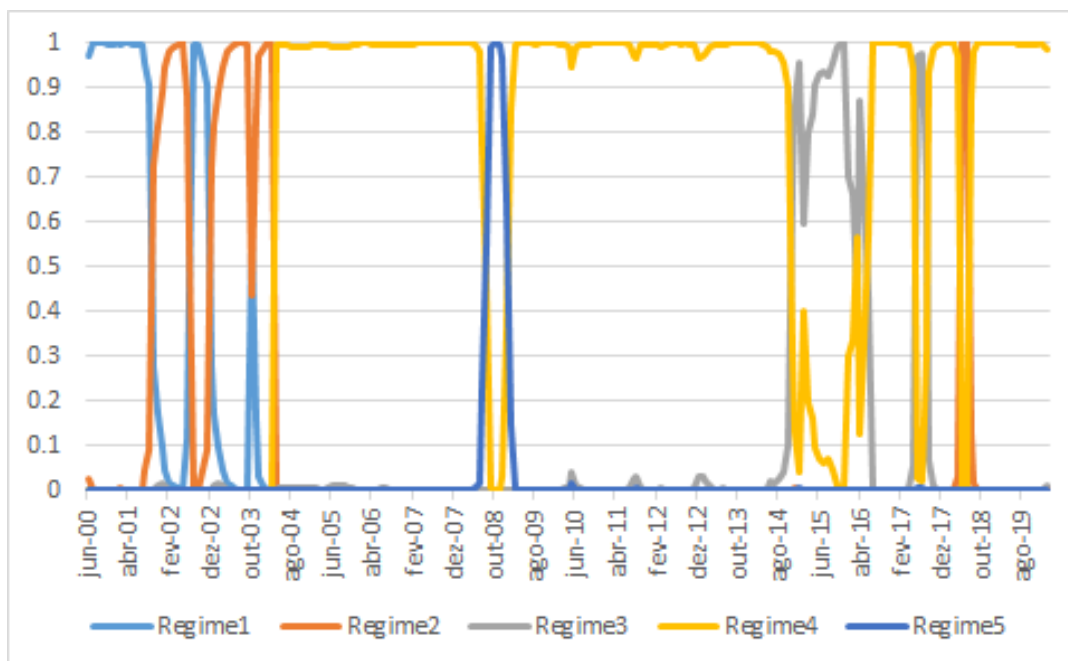
O hiperparâmetro μ_1 controla o aperto que damos para a ideia que as variáveis seguem um processo de passeio aleatório. Quanto maior μ_3 , maior o aperto na priori que os coeficientes das variáveis defasadas possuem valor 0. No caso limite quando $\mu_5 \rightarrow \infty$ implica que há uma raiz unitária em cada equação e não há cointegração, já quando $\mu_5 \rightarrow 0$, significa uma priori difusa. $\mu_6 \rightarrow 0$ significa que ela é difusa e $\mu_6 \rightarrow \infty$ implica que todos as variáveis seguem a trajetória de sua média incondicional, isto é o modelo é estacionário.

Apêndice B

O elevado custo computacional para rodar o modelo de Markov Switch (Sims e Zha, 2006) usando o software Dynare, permitiu apenas usar um número limitado de variáveis, estas são: Selic, Swap180, PibFgv, IPCA, Câmbio, o índice de commodities e Risco com 4 defasagens, no período de janeiro de 2000 a fevereiro de 2020. O modelo permite até 5 regimes distintos na matriz variância covariância dos resíduos e assume que os parâmetros das matrizes dos coeficientes são constantes. O resultado é apresentado na figura abaixo:

..

Figura B1 - Resultado do modelo Markov Switch (Sims e Zha, 2006)



Fonte: Elaborado pelos autores