

OS EFEITOS DE CHOQUES FISCAIS E DE PRODUTIVIDADE SOBRE OS CICLOS ECONÔMICOS DE MINAS GERAIS¹

Joicy Markele Esteves Duarte²

Michel Cândido de Souza³

Ramon Goulart Cunha⁴

RESUMO Este trabalho buscou identificar e comparar os ciclos econômicos de Minas Gerais, sob a perspectiva dos efeitos de choques fiscais e de produtividade (*RBC Theory*). Para tanto, foi realizada a datação dos ciclos econômicos por meio do método de Harding-Pagan (2002). Em seguida, foi utilizado o modelo de Romer (2012) para obter as variáveis de choques tecnológicos e fiscais. Por fim, estimou-se um modelo VAR(3) para verificar a relevância que os choques fiscais e tecnológicos exercem em termos de flutuações econômicas. Os principais resultados apontam para um índice de concordância entre os ciclos econômicos de Minas Gerais e do Brasil de 91%, aproximadamente. Minas Gerais não enfrentou a recessão ocorrida no Brasil durante os dois primeiros trimestres de 2003, mas passou por dois períodos de recessão que não ocorreram nacionalmente (especificamente, do segundo trimestre de 2011 ao terceiro do mesmo ano e do último trimestre de 2012 ao primeiro de 2013). Em relação a persistência dos choques tecnológicos, tanto Minas Gerais quanto o Brasil apresentaram comportamento transitório. Porém, ocorreram diferenças para o caso dos choques fiscais. Como esperado, o modelo vetorial identificou a produtividade total dos fatores como o termo que mais explica os ciclos econômicos nas duas regiões. Contudo, em termos comparativos, as variações fiscais tendem a explicar um pouco mais os ciclos em Minas Gerais do que no Brasil.

Palavras-chave: Ciclos; Política Fiscal; Produtividade Total dos Fatores.

ABSTRACT This work aimed to identify and compare the economic cycles of Minas Gerais, from the perspective of fiscal shocks and productivity (*RBC Theory*). For that, the economic cycles were dated using the Harding-Pagan method (2002). Next, the Romer model (2012) was used to obtain the variables of technological and fiscal shocks. Finally, a VAR(3) model was estimated to verify the relevance of fiscal and technological shocks on economic fluctuations. The main results point to a concordance index between the economic cycles of Minas Gerais and Brazil of approximately 91%. Minas Gerais did not face the recession that occurred in Brazil during the first two quarters of 2003, but went through two periods of recession that did not occur nationally (specifically, from the second quarter of 2011 to the third quarter of the same year and from the last quarter of 2012 to the first quarter of 2013). For the persistence of technological shocks, both Minas Gerais and Brazil presented transient behavior. However, there were differences in the case of fiscal shocks. As expected, the vector model identified the total factor productivity as the term that best explains the economic cycles in the two regions. However, in comparative terms, fiscal variations tend to explain the cycles in Minas Gerais a little more than in Brazil.

Keywords: Cycles; Fiscal Policy; Total Factors Productivity.

JEL Classification: E32; E62; O3.

Área de Interesse: Área 15 – Finanças públicas locais e regionais, política fiscal

Observação: Concorre ao Prêmio Paulo Haddad

¹Os autores agradecem ao financiamento da FAPEMIG, CNPq e CAPES para realização dessa pesquisa.

²Graduanda em Ciências Econômicas pela Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri.

³Doutorando em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais e Professor Assistente do Departamento de Ciências Econômicas (DECE) da Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri.

⁴Doutorando em Economia pela Universidade Federal de Juiz de Fora.

1 INTRODUÇÃO

Para Prescott (1986), Plosser (1989) e Kydland e Prescott (1992), os ciclos econômicos devem ser explicados como flutuações aleatórias da produtividade. De outro modo, as recessões e os períodos de expansão devem representar respostas eficientes do produto a choques reais exógenos. Esta visão dos autores sobre os ciclos econômicos é apresentada na teoria dos ciclos reais de negócios (*RBC Theory*), uma vertente importante da macroeconomia.

A busca por uma melhor compreensão dos ciclos econômicos tem levado diversas instituições a realizarem o seu monitoramento, sobretudo visando estabelecer a datação destes ciclos. Dentre as principais responsáveis por este trabalho estão a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), o *National Bureau of Economic Analysis* (NBER) e o *Centre for Economic Policy Research* (CEPR). No caso brasileiro, o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE/FGVIBRE) vem realizando datações mensais e trimestrais para os ciclos de negócios ocorridos de 1980 em diante.

O acompanhamento dos ciclos econômicos possibilita compreender questões associadas as oscilações de curto prazo na economia, bem como permite investigar as implicações das políticas econômicas ao longo do tempo. A identificação das flutuações econômicas, em termos do período inicial, regularidade e duração, também pode ser relevante para a alocação de recursos do setor privado e referência para pesquisas acadêmicas diversas (CODACE, 2009).

Embora o CODACE/FGVIBRE investigue as flutuações econômicas para o Brasil, não há relato de qualquer órgão/instituição que identifique periodicamente os ciclos econômicos regionais no país, especialmente aqueles de âmbito estadual. Acredita-se que este serviço de monitoramento não ocorra por razões diversas, como por exemplo em virtude da presença de custos e da ausência/precariedade de dados para as unidades regionais brasileiras. De qualquer modo, como menciona Haddad (1989), os espaços econômicos e sociais no Brasil são heterogêneos em termos de estrutura e dinâmica de crescimento. Conseqüentemente, as flutuações econômicas ocorridas no âmbito regional (e.g., flutuações econômicas dos estados brasileiros) podem diferir daquelas observadas em nível nacional.

Desse modo, o presente trabalho procurou identificar e comparar os períodos de expansão e recessão da atividade econômica em Minas Gerais (MG), levando em consideração os resultados nacionais. A aplicação para o estado de MG foi motivada por duas questões principais: *i*) disponibilidade de dados, em especial informações sobre PIB trimestral (Fundação João Pinheiro) e despesa total (Portal da Transparência do Estado de Minas Gerais); e *ii*) importância do estado de MG no contexto nacional, sobretudo em termos de atuação das instituições de fomento local (e.g., Banco de Desenvolvimento de Minas Gerais – BDMG, Companhia de Desenvolvimento Econômico de Minas Gerais – CODEMIG e a Agência de Promoção de Investimento e Comércio Exterior de Minas Gerais – INDI).

O banco de dados foi construído a partir de informações disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IpeaData), Portal da Transparência do Estado de Minas Gerais (GovMG) e Fundação João Pinheiro (FJP). Como estratégia para obter os ciclos econômicos, utilizou-se o método de Harding-Pagan (2002). Em seguida, foi aplicado o modelo de Romer (2012) com a finalidade de construir as variáveis de choques tecnológicos e fiscais. Para avaliar o grau de persistência destes choques, recorreu-se a um teste de raiz unitária quantílico. Por último, estimou-se um modelo VAR(p) para identificar a relevância que os choques fiscais e tecnológicos exercem em termos de flutuações econômicas sobre os valores previstos.

A principal contribuição desse trabalho consiste em identificar os ciclos econômicos do estado de Minas Gerais, sob a perspectiva dos efeitos de choques fiscais e de produtividade. Como abordado anteriormente, o monitoramento das flutuações econômicas é restrito ao âmbito nacional. Além disso, acredita-se que flutuações econômicas ocorridas em MG, possam

ser diferentes daquelas enfrentadas em nível nacional. Portanto, espera-se que esta pesquisa possa contribuir para o entendimento das especificadas regionais e orientar a atuação de instituições de fomento local.

O trabalho está organizado em cinco seções. Após esta introdução, são apresentados os procedimentos metodológicos. Na terceira seção tem-se uma exposição do banco de dados. Na quarta seção são apontados e discutidos os resultados. E por fim, na quinta seção, as considerações finais são estabelecidas.

2 METODOLOGIA

Esta pesquisa adota três procedimentos técnicos para avaliar os efeitos de choques fiscais e de produtividade sobre os ciclos econômicos de Minas Gerais. Primeiro, utiliza-se o método de Harding-Pagan (2002) para identificar os ciclos econômicos, sendo posteriormente calculado um índice de concordância com a trajetória brasileira. Na segunda etapa, é feito uso do modelo de Romer (2012) com o propósito de construir as variáveis de choques tecnológicos e fiscais. Assim, torna-se possível investigar o grau de persistência destes choques, por meio de um teste de raiz unitária quantílico, levando em consideração diferenças entre os ciclos nacionais e regionais. Por fim, propõe-se estimar um modelo VAR(p) para identificar a relevância que os choques fiscais e tecnológicos exercem em termos de flutuações econômicas sobre os valores previstos.

2.1 Identificação dos Ciclos

Para análise dos períodos de expansão e recessão, inicialmente é necessário que se date os ciclos econômicos mineiros e brasileiros. Para isso, utiliza-se a metodologia proposta por Harding-Pagan (2002), para dados trimestrais, que teoricamente segue os conceitos seminais desenvolvidos por Prescott (1986), Plosser (1989) e Kydland e Prescott (1992) na abordagem *Real Business Cycles*. Para detecção dos ciclos, Harding-Pagan (2002) expande o algoritmo de Bry-Boschan (1971). A partir de algumas regras impostas ao comportamento da série é possível classificar altos e baixos e, conseqüentemente, fases de expansão e recessão. A essência do algoritmo consiste em:

1. Determinar um potencial conjunto de pontos de transição na curva, ou seja, possíveis picos e vales da série;

*Existe um **pico** no período t se $\{(y_{t-2}, y_{t-1}) < y_t > (y_{t+1}, y_{t+2})\}$*

*Existe um **vale** no período t se $\{(y_{t-2}, y_{t-1}) > y_t < (y_{t+1}, y_{t+2})\}$*

2. Verificar a alternância entre picos e vale;
3. Recombinar os pontos de inflexão estabelecidos após os passos 1 e 2, a fim de satisfazer os critérios pré-determinados relativos à duração e amplitude das fases e ciclos, *a priori* determinadas ("regras de censura").

Conforme o último passo destaca, é preciso um período mínimo para a duração de um ciclo, ou seja, o tempo decorrido entre um pico (vale) e um vale (pico). Adicionalmente, é necessária a determinação da duração mínima do ciclo, que significa um ajuste relativo à duração de pico a pico ou vale a vale. Essas restrições são importantes, pois eliminam oscilações e ruídos que não estão relacionados ao ciclo de negócios, além de permitirem o auxílio direto da teoria econômica e do histórico da região em questão.

Após a datação dos ciclos brasileiros e mineiros, busca-se verificar o grau de sincronia entre eles. Ou seja, pretende-se alcançar o percentual de vezes em que as fases dos ciclos

observados coincidem. Para tal, utiliza-se o índice de concordância proposto por Owyang *et al.* (2005), baseado diretamente no trabalho de Harding e Pagan (2006). A ideia dos autores é simplesmente computar o número de vezes em que os dois ciclos de negócios então em sincronia, ou em outras palavras, em períodos simultâneos de expansão/contração. Considerando ($S_t = 1$) como período de expansão e ($S_t = 0$) de contração, matematicamente tem-se:

$$IC_{jr} = n^{-1}[\#\{S_{jt} = 1, S_{rt} = 1\}] + n^{-1}[\#\{S_{jt} = 0, S_{rt} = 0\}] \quad (1)$$

em que IC_{jr} representa o índice de concordância, pertencente ao intervalo fechado: $[0,1]$. Quando $IC_{jr} = 0$, significa que o ciclo econômico brasileiro em questão não coincide com o mineiro. O oposto também é válido, quando $IC_{jr} = 1$, os ciclos coincidem e há uma relação pró-cíclica.

2.2 Persistência dos Choques

A partir da datação dos ciclos, são construídas as series de choques de Gasto Público e de Produtividade Total dos Fatores (PTF) em Minas Gerais. Em sequência, é verificada a persistência dos choques em relação ao Brasil. Conforme mencionada na parte introdutória desta seção, a ideia é tentar explicar as possíveis diferenças entre os ciclos nacionais e regionais. Para tanto, utiliza-se um teste de raiz unitária quantílico. Assim, torna-se possível realizar uma investigação focada nos quantis da variável.

A abordagem considera um quantil τ em que o valor q tal que $100\tau\%$ dos valores amostrais são inferiores a ele, de forma que $0 < \tau < 1$. A definição mais rigorosa pode ser enunciada utilizando-se a distribuição acumulada de uma variável aleatória X , em que $F(x) = P(X \leq x)$. Dessa forma, ao utilizar a função inversa da distribuição acumulada no ponto τ , tem-se que o quantil de ordem τ da variável aleatória X é $F^{-1}(\tau) = \inf\{x : F(x) \geq \tau\}$. Ou seja, a função distribuição acumulada inversa gera o valor do quantil para a probabilidade escolhida a partir do ínfimo dentre os que tem somatório probabilístico maior ou igual ao do quantil.

O método de Regressão Quantílica (QR) foi introduzido por Koenker e Bassett (1978). Permitindo, assim, estimar a relação entre um conjunto de variáveis explicativas, x , e o quantil de interesse, τ , da variável dependente y . Tal método difere do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO/OLS) que atuam somente sobre a média da distribuição da variável resposta. Tal abordagem tornou-se uma técnica útil, pois os efeitos de uma variável explicativa podem depender diretamente do tamanho da resposta, isto é, da localização de determinada observação y_t na distribuição. A conclusão deste fato é que os modelos (QR) são capazes de incorporar uma possível heterocedasticidade, pois permitem verificar se o parâmetro de resposta das variáveis explicativas muda de forma significativa (estatisticamente) para pontos diferentes da distribuição da variável dependente.

Considerando um vetor de variáveis resposta contínuas y_t e outro vetor da mesma variável defasada $x = (1, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})$, um modelo padrão de regressão linear é dado por $E(y|x) = x'\beta$, sendo β um vetor de $p + 1$ parâmetros incluindo o intercepto. Já um modelo de autorregressão quantílica, $QAR(p)$, pode ser compreendido como $Q_y(\tau|x) = x'\beta(\tau)$, onde $\beta(\tau)$ é uma matriz de $p + 1$ parâmetros por τ quantis. O quantil τ é fixo entre 0 e 1 e os parâmetros de regressão, por conseguinte, dependem de τ e representam os efeitos das variáveis dentro de x sobre o τ quantil da distribuição de y . As estimativas de $\beta(\tau)$ são obtidas por meio da solução de:

$$\min_{\forall \beta \in R} \sum_{i=1}^t \rho_{\tau}(y - x' \beta(\tau)) \quad (2)$$

em que ρ_{τ} é uma função linear de perda, tal que:

$$\rho_{\tau}(u) = \begin{cases} \tau u, & u \geq 0 \\ (\tau - 1)u, & u < 0 \end{cases} \quad (3)$$

Substituindo, tem-se que:

$$Q(\beta(\tau)) = \min \left[\tau \sum_{i:y \geq x' \beta(\tau)} |y - x' \beta(\tau)| + (1 - \tau) \sum_{i:y < x' \beta(\tau)} |y - x' \beta(\tau)| \right] \quad (4)$$

A função não-diferenciável da expressão (4) requer métodos de programação linear para a sua minimização, sendo possível apresentá-lo por:

$$\begin{aligned} \min_{\beta(\tau) \in R} \quad & \tau U + (1 - \tau)V \\ \text{s. a.} \quad & Y = \beta(\tau)X + U - V \end{aligned} \quad (5)$$

em que o vetor de erros u é dividido nos vetores U e V , com elementos que contêm, respectivamente, as partes positivas e negativas dos resíduos.

Algumas abordagens são comumente utilizadas na resolução, como o método Simplex para amostras com tamanho moderado ou o método de Pontos Interiores para bancos de dados maiores, ambos garantem uma solução por meio de um número finito de iterações. A construção dos intervalos de confiança acontece por meio das estimativas de erros padrão *bootstrap* que são mais utilizados em relação aos erros padrão analíticos, mesmo nos casos em que os erros residuais são assintoticamente distribuídos de acordo com uma normal. A metodologia *bootstrap* é, em geral, preferível pois não faz nenhuma suposição sobre a distribuição da variável resposta, sendo capaz de generalizar os resultados (QAR) e estimar os intervalos em qualquer caso de distribuição residual.

Em relação ao teste de raiz unitária, considerando a transformação de um processo autoregressivo baseado no teste Aumented Dickey Fuller, tem-se o seguinte modelo com *drift* e tendência:

$$Q_{\tau}(y_t | y_{t-1}, \dots, y_{t-q}) = \alpha(\tau)y_{t-1} + \mu(\tau) + \gamma(\tau)t + \sum_{i=1}^{q-1} \phi_i(\tau)\Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (6)$$

Basicamente, pode-se estimar a equação (6) em diferentes quantis, $\tau \in (0,1)$, obtendo um conjunto de coeficientes de persistência de y_t , tratados como $\alpha(\tau)$. Isso permite testar a hipótese nula $\alpha(\tau) = 1$ em diferentes pontos da distribuição. Os resultados possibilitam verificar se os choques na série de incerteza têm magnitudes diferentes, bem como são persistentes ou transitórios. Por exemplo, $\alpha(\tau) = 1$ implica na presença de raiz unitária e choques de efeitos permanentes. A rejeição da hipótese nula, $\alpha(\tau) < 1$, mostra tendência estacionária e choques de efeitos temporários.

Além de permitir efeitos assimétricos de choques na variável de interesse, uma vantagem importante dos testes de raiz unitária quantílicos em relação aos testes padrão é que a

abordagem QAR têm maior poder, conforme Koenker e Xiao (2004), através da inclusão de covariáveis quantílicas em todas as defasagens.

Por fim, para testar a hipótese de $\alpha(\tau) = 1$, utiliza-se o teste t-stat proposto por Koenker e Xiao (2004):

$$t_n(\tau) = \frac{f(\widehat{F^{-1}(\tau)})}{\sqrt{\tau(1-\tau)}} (Y'_{-1} M_Z Y_{-1})^{\frac{1}{2}} (\hat{\alpha}(\tau) - 1) \quad (7)$$

em que $f(u)$ e $F(u)$ são as funções de probabilidade e densidade cumulativa de ϵ_t . Y_{-1} é o vetor defasado da variável de interesse e M_Z é a matriz de projeção no espaço ortogonal para $Z = (1, t, \Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-q+1})$. Por fim, utiliza-se os resultados obtidos por Koenker e Xiao (2004) e Galvao (2009) para encontrar os valores críticos de $t_n(\tau)$ e estimar $f(F^{-1}(\tau))$ seguindo a regra dada pelos mesmos autores.

No presente trabalho, considera-se o nível de significância de 5% para os valores críticos. A regra de rejeição segue o padrão, se a estatística t_n é numericamente menor que o valor crítico, então rejeita-se a hipótese nula de $\alpha(\tau) = 1$.

2.3 Poder de Explicação dos Choques Sobre os Ciclos Econômicos

Um modelo VAR(p) é estimado para que seja possível analisar a decomposição da variância do erro de previsão. Dessa forma, busca-se identificar se os ciclos do produto de Minas Gerais podem ser explicados pelos choques fiscais e tecnológicos quando considerado o contexto nacional (isto é, as séries brasileiras). A análise vetorial é realizada com base no seguinte sistema:

$$\begin{aligned} y_{1,t} &= \beta_{10} - \beta_{12} y_{2,t} + \theta_{11} y_{1,t-1} + \theta_{12} y_{2,t-1} + \epsilon_{y1t} \\ y_{2,t} &= \beta_{20} - \beta_{22} y_{1,t} + \theta_{21} y_{1,t-1} + \theta_{22} y_{2,t-1} + \epsilon_{y2t} \end{aligned} \quad (8)$$

O problema em estimar o sistema acima é que as variáveis contemporâneas $y_{2,t}$ e $y_{1,t}$ estão correlacionadas com os termos de erro ϵ_{y1t} e ϵ_{y2t} , respectivamente. Assim, tal correlação viola a hipótese de exogeneidade requerida para a estimação. Então, é possível reescrever o sistema anterior, na forma estrutural, como segue:

$$\begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} \\ \theta_{21} & \theta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{y1t} \\ \epsilon_{y2t} \end{bmatrix} \quad (9)$$

ou:

$$BY_t = C_0 + C_1 Y_{t-1} + U_t \quad (10)$$

em que Y_t representa um vetor de variáveis endógenas, B é uma matriz de efeitos contemporâneos, C_0 é um vetor de constantes, C_1 é a matriz de parâmetros e U_t o vetor de erros.

Para encontrar o VAR de forma simples, é preciso calcular a inversa de $\begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix}^{-1}$:

$$\begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a & b \\ c & d \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (11)$$

em que a solução é dada por $a + \beta_{12}c = 1$; $b + \beta_{12}d = 0$; $c + \beta_{21}a = 0$; $d + \beta_{21}b = 1$.

Desse modo, o sistema na forma matricial pode ser reescrito como:

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{-\beta_{12}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \\ \frac{-\beta_{21}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{-\beta_{12}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \\ \frac{-\beta_{21}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} \\ \theta_{21} & \theta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{-\beta_{12}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \\ \frac{-\beta_{21}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{y1t} \\ \epsilon_{y2t} \end{bmatrix} \quad (12)$$

em que $\begin{bmatrix} \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{-\beta_{12}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \\ \frac{-\beta_{21}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \end{bmatrix}$ representa a matriz inversa.

Na forma reduzida o VAR pode ser apresentado como:

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (13)$$

em que $\alpha_{10} = \frac{\beta_{10} - \beta_{12}\beta_{20}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})}$; $\alpha_{11} = \frac{(\theta_{11} - \beta_{12}\theta_{21})}{(1-\beta_{12}\beta_{21})}$; $\alpha_{21} = \frac{(\theta_{21} - \beta_{21}\theta_{11})}{(1-\beta_{12}\beta_{21})}$; $\alpha_{20} = \frac{\beta_{20} - \beta_{21}\beta_{10}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})}$; $\alpha_{12} = \frac{(\theta_{12} - \beta_{12}\theta_{22})}{(1-\beta_{12}\beta_{21})}$; $\alpha_{22} = \frac{(\theta_{22} - \beta_{21}\theta_{12})}{(1-\beta_{12}\beta_{21})}$; $e_{2t} = \frac{(\epsilon_{y2t} - \beta_{12}\epsilon_{y1t})}{(1-\beta_{12}\beta_{21})}$.

Ou ainda,

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + E_t \quad (14)$$

Para ser estável, o polinômio característico do processo VAR (1) deve ter raízes fora do círculo unitário:

$$\det(I - A_1 L) \quad (15)$$

Em outras palavras, desde que $|L| \leq 1$:

$$\det \left(\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} L \right) = \quad (16)$$

$$(1 - \alpha_{11}L)(1 - \alpha_{22}L) - \alpha_{12}\alpha_{21}L^2$$

$$1 - \alpha_{22}L - \alpha_{11}L + \alpha_{11}\alpha_{22}L^2 - \alpha_{12}\alpha_{21}L^2$$

A função impulso resposta e a decomposição da variância do erro de previsão fornecem as mesmas informações, mesmo que graficamente sejam apresentadas de forma distinta (DIEBOLD, 2004). A decomposição da variância do erro indica o percentual do erro da variância prevista atribuído aos choques de uma determinada variável em contraposição aos choques nas demais variáveis do sistema, ou seja, o poder de explicação de determinados choques em relação aos outros (ENDERS, 1995). Como exemplo, se os choques observados em determinada variável não forem capazes de explicar a variância do erro de previsão de uma segunda, diz-se que esta última não terá relação endógena com a primeira.

Em outras palavras, a decomposição da variância dos erros de previsão permite mensurar a relevância que os choques em cada variável do modelo vetorial possuem no processo de explicação das flutuações dessas variáveis em torno de seus valores previstos. Por fim, o teste

de causalidade de Granger é executado com intuito de verificar se as variações fiscais são capazes de ajudar a explicar os ciclos do produto. Nesta abordagem, uma determinada variável endógena X causa (no sentido de Granger) Y caso as defasagens de X ajudem a prever os valores de Y.

3 BASE DE DADOS

O presente trabalho utiliza informações de fontes diversas como Fundação João Pinheiro (FJP), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Portal da Transparência do Estado de Minas Gerais (GovMG) e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IpeaData). Os dados têm periodicidade trimestral, sendo as séries iniciadas no segundo trimestre de 2002 e finalizadas no terceiro trimestre de 2018. No Quadro 1 são detalhadas as variáveis utilizadas, referentes à atividade econômica, gastos públicos, capital e mercados de trabalho.

Quadro 1 – Descrição das variáveis selecionadas

Variável	Período	Fonte	Descrição
Y^{MG}	2002 T2 2018 T3	Fundação João Pinheiro (FJP)	Série Encadeada do Índice de Volume Trimestral com ajuste sazonal (Base = 2002)
Y^{BR}	2002 T2 2018 T3	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)	Série Encadeada do Índice de Volume Trimestral com ajuste sazonal (Base = 2002)
G^{BR}	2002 T2 2018 T3	Portal da Transparência do Estado de Minas Gerais (GovMG)	Despesa Total Geral (Valor Pago), Deflacionado com ajuste Sazonal
G^{MG}	2002 T2 2018 T3	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)	Consumo Final da Administração Pública, Deflacionado
K^{BR}	2002 T2 2018 T3	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IpeaData)	Estoque Líquido de Capital, deflacionado com Ajuste Sazonal
K^{MG}	2002 T2 2018 T3	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IpeaData)	Estoque Líquido de Capital, deflacionado com Ajuste Sazonal
L^{MG}	2002 T2 2018 T3	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IpeaData)	Pessoas Empregadas com Carteira Assinada na Região Metropolitana de Belo Horizonte
L^{BR}	2002 T2 2018 T3	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)	População Total Ocupada em Regiões Metropolitanas

Fonte: Elaboração própria.

Cabe dizer que as séries G^{MG} , L^{BR} e L^{MG} têm periodicidade mensal, sendo a trimestralização dos dados feita pelos autores. Além disso, utilizou-se o deflator do PIB com base no ano de 2002 para as séries monetárias e, em adicional, recorreu-se ao método X-13-ARIMA como forma de realizar os ajustes sazonais nas séries G^{MG} , L^{BR} e L^{MG} . Por fim, foi necessário estimar o *Resíduo de Solow* para adequar a estrutura dos dados ao modelo teórico⁵. Em suma, a estimação é realizada para alcançar a taxa de crescimento da produtividade total dos fatores, na qual não pode ser observada de forma direta.

Na Tabela 1 são apresentadas as principais estatísticas descritivas das variáveis de interesse. Nota-se que para as variáveis em nível, a dispersão dos ciclos brasileiros é superior à dos ciclos mineiros. Quanto a população empregada, o grau de concentração a direita é superior em Minas Gerais, revelando uma leve vantagem de absorção do mercado de trabalho mineiro, quando comparado a situação nacional no mesmo período.

Ainda, o desvio padrão das variáveis de choques é sempre superior no Brasil. Contudo, a assimetria negativa é mais intensa em Minas Gerais para os choques fiscais e no Brasil para os tecnológicos. Revelando, inicialmente, um padrão de persistência possivelmente distinto entre as espacialidades.

⁵ O modelo teórico é apresentado no Anexo.

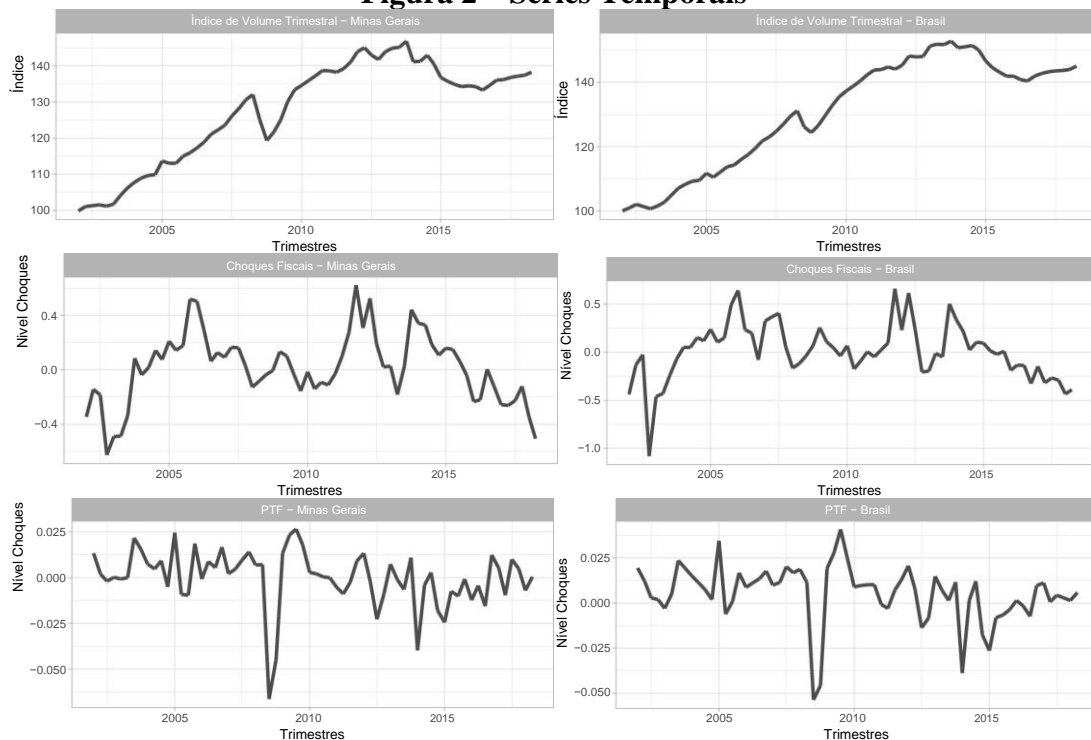
Tabela 1 – Estatísticas Descritivas

Variável	Descrição	Média	Mediana	Desvio	Assimetria
Y_t^{MG}	Proxy de Produto MG	127,602	133,852	14,051	-1,331
Y_t^{BR}	Proxy de Produto BR	151,301	159,678	19,734	-1,273
K_t	Estoque de Capital	122,435	118,766	17,672	0,664
L_t^{MG}	Proxy de Emprego MG	145,432	154,190	24,882	-0,352
L_t^{BR}	Proxy de Emprego BR	139,293	142,609	25,045	-0,132
\tilde{G}_t^{MG}	Série de Choques Fiscais MG	0,013	0,023	0,255	-0,037
\tilde{G}_t^{BR}	Série de Choques Fiscais BR	0,008	0,012	0,292	-0,013
\tilde{A}_t^{MG}	Série de Choques Tecnológicos MG	0,000	0,001	0,015	-0,069
\tilde{A}_t^{BR}	Série de Choques Tecnológicos BR	0,005	0,008	0,016	-0,173

Fonte: Elaboração própria.

Na Figura 1 têm-se os gráficos das principais séries de interesse Y , \tilde{G} e \tilde{A} , respectivamente. Para Minas Gerais na coluna esquerda e para o Brasil na direita. Percebe-se que, conforme esperado, visualmente as séries apresentam grande similaridade. Contudo, mesmo que os pontos de picos e vales sejam coincidentes, é possível identificar assimetrias no tocante a duração e profundidade destes momentos, o que corrobora com a hipótese levantada no início deste estudo.

Figura 2 – Séries Temporais



Fonte: Elaboração própria.

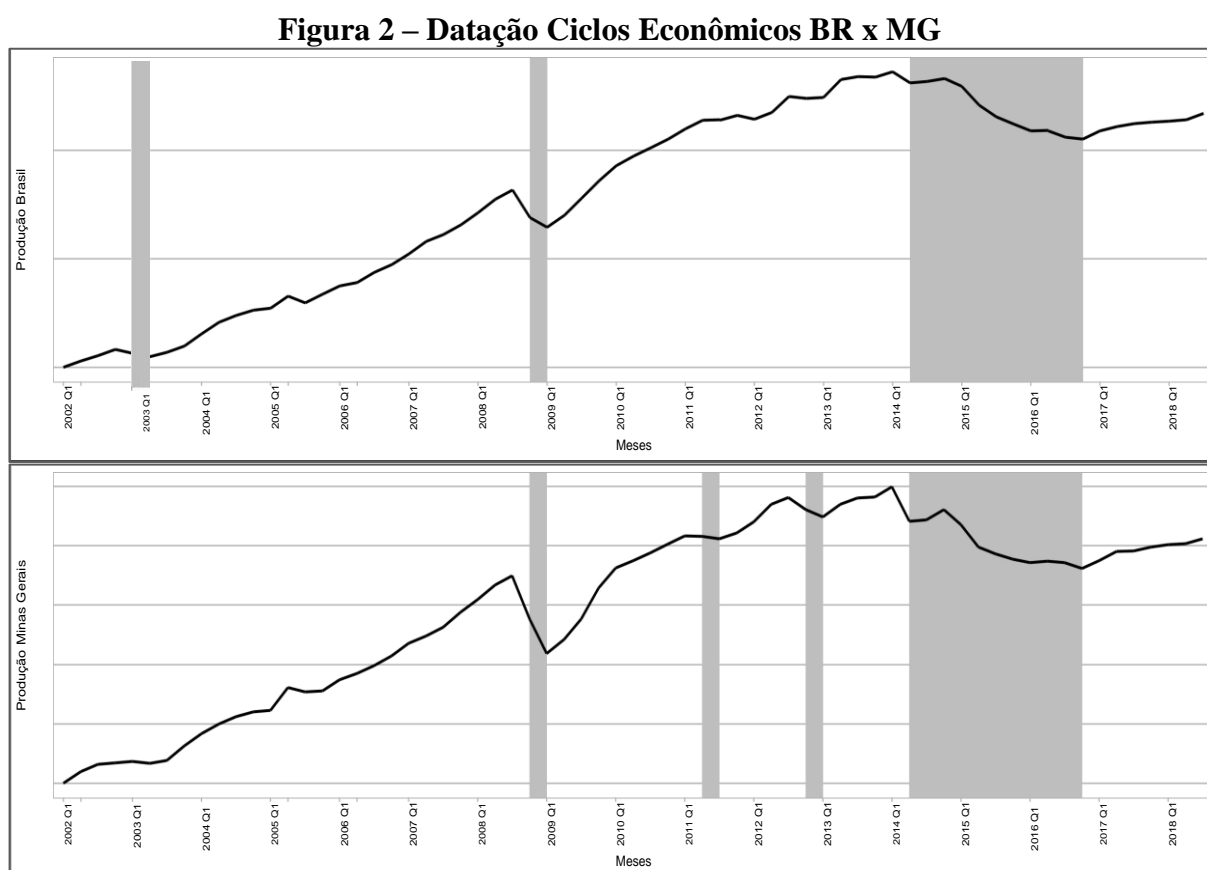
Nota: As séries a esquerda representam, de cima para baixo, as variáveis: Índice de Volume, Choques Fiscais e Choques Tecnológicos em Minas Gerais. O mesmo a direita, mas para o Brasil.

4 RESULTADOS

Os resultados desta pesquisa são abordados em três principais subseções: *i*) identificação dos ciclos econômicos; *ii*) grau de persistência dos choques; *iii*) modelo VAR(p). Além disso, a subseção referente ao grau de persistência dos choques é dividida em choques fiscais e tecnológicos.

4.1 Identificação dos ciclos econômicos

O primeiro resultado é referente a datação dos ciclos econômicos em Minas Gerais e no Brasil, sendo apresentado na Figura 2. As áreas sombreadas representam os períodos de recessão. Como pode ser visto, Minas Gerais não enfrentou a recessão que ocorreu a nível nacional nos dois primeiros trimestres de 2003. Por outro lado, o estado passou por dois períodos de recessão que não ocorreram em nível nacional, sendo um deles durante o segundo e terceiro trimestre de 2011 e o outro entre o último trimestre de 2012 e o primeiro trimestre de 2013.



Fonte: Elaboração própria.

Nota: O primeiro gráfico representa a *proxy* de produto para o Brasil, enquanto o segundo representa a mesma variável para Minas Gerais.

Os resultados são reforçados quando calculado o índice de concordância entre os ciclos, $IC_{jr} = 0,91$. Ou seja, em cerca de 9% do período analisado os ciclos econômicos de Minas Gerais não coincidem com os ciclos econômicos do Brasil. Assim, torna-se oportuno avaliar o grau de persistência dos choques fiscais e tecnológicos. Como sugere Romer (2012), as principais fontes geradoras dos ciclos, recessões e expansões, advém de choques fiscais e tecnológicos. Portanto, acredita-se que a persistência destes choques possa não ser a mesma para o Brasil e o estado de Minas Gerais.

Antes da execução do teste de raiz unitária quantílico, torna-se oportuno apresentar as correlações entre produto⁶ e os respectivos choques. Assim, tem-se um indicativo sobre os resultados esperados. As correlações para as variáveis de MG são representadas na Tabela 2:

⁶ Seguindo Costa Val e Ferreira (2001), o produto é submetido ao filtro de Hodrick-Prescott para extração do componente cíclico e remoção da tendência.

Tabela 2 – Correlações Variáveis de Interesse MG

	Y_t^{MG}	\tilde{G}_t^{MG}	\tilde{A}_t^{MG}
Y_t^{MG}	1	0,094	0,271
\tilde{G}_t^{MG}	0,094	1	-0,002
\tilde{A}_t^{MG}	0,271	-0,002	1

Fonte: Elaboração própria.

Abaixo as mesmas séries de interesse, mas para o caso nacional:

Tabela 3 – Correlações Variáveis de Interesse BR

	Y_t^{BR}	\tilde{G}_t^{BR}	\tilde{A}_t^{BR}
Y_t^{BR}	1	0,042	0,191
\tilde{G}_t^{BR}	0,042	1	0,056
\tilde{A}_t^{BR}	0,191	0,056	1

Fonte: Elaboração própria.

Adicionalmente, são apresentadas as correlações do produto com a primeira defasagem dos dados, na busca de uma possível direção de impacto entre as variáveis:

Tabela 4 – Correlações Variáveis de Interesse Defasadas MG

	Y_t^{MG}	\tilde{G}_{t-1}^{MG}	\tilde{A}_{t-1}^{MG}
Y_t^{MG}	1	0,117	0,461
\tilde{G}_{t-1}^{MG}	0,117	1	-0,001
\tilde{A}_{t-1}^{MG}	0,461	-0,001	1

Fonte: Elaboração própria.

Abaixo as mesmas séries de interesse, mas para o caso nacional:

Tabela 5 – Correlações Variáveis de Interesse Defasadas BR

	Y_t^{BR}	\tilde{G}_{t-1}^{BR}	\tilde{A}_{t-1}^{BR}
Y_t^{BR}	1	0,056	0,323
\tilde{G}_{t-1}^{BR}	0,056	1	0,057
\tilde{A}_{t-1}^{BR}	0,323	0,057	1

Fonte: Elaboração própria.

Em geral, ocorre uma elevação nas correlações entre a variável do produto cíclico e os choques. Tais valores indicam, inicialmente, um possível movimento de influência das demais variáveis sobre o valor futuro do produto. Contudo, para uma melhor compreensão do problema propõe-se avaliar o grau de persistência dos choques na próxima subseção.

4.2 Grau de persistência dos choques

4.2.1 Choques Tecnológicos

Os resultados do teste de raiz unitária quantílico são representados na Tabela 6 e levam em consideração a distribuição *t-stat*, proposta por Koenker e Xiao (2004). É possível observar que para a série de choques tecnológicos é rejeitada a hipótese nula de $\alpha(\tau) = 1$ em quase todos os quantis estimados, com exceção do 5% que representa uma quebra na série analisada (crise de 2009). Em outras palavras, independente da magnitude do choque tecnológico é esperado que ele seja transitório. De modo que, uma alteração no nível dos choques tecnológicos tende a alterar a trajetória da série somente de forma passageira. Portanto, é provável que os choques

na produtividade total dos fatores sejam determinantes chave para as recessões/expansões de curta duração.

Tabela 6 – Teste de raiz unitária Quantílico para Choques Tecnológicos

Quantil	\tilde{A}_t^{MG}			\tilde{A}_t^{BR}		
	$\alpha(\tau)$	$t - Stat$	$v. c.$	$\alpha(\tau)$	$t - Stat$	$v. c.$
0,10	0,811	-0,782	-2,462	0,771	-0,847	-2,738
0,20	0,529*	-2,465	-2,313	0,372*	-2,486	-2,317
0,30	0,454*	-3,273	-2,157	0,582*	-2,593	-2,511
0,40	0,254*	-6,271	-2,314	0,455*	-2,904	-2,120
0,50	0,347*	-5,423	-2,133	0,505*	-2,819	-2,475
0,60	0,302*	-5,802	-2,190	0,241*	-3,832	-2,241
0,70	0,243*	-4,706	-2,425	0,077*	-4,288	-2,204
0,80	0,172*	-4,684	-2,225	0,062*	-6,410	-2,121
0,90	0,065*	-5,739	-2,156	0,253*	-3,356	-2,201

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Significativo a 5%. A regra de rejeição segue o padrão, se a estatística t_n é numericamente menor que o valor crítico, então rejeita-se a hipótese nula de $\alpha(\tau) = 1$.

Conforme revelado na subseção anterior, o método de Harding-Pagan (2002) permite apenas identificar os ciclos econômicos. Contudo, considerando que os períodos extras de recessões em Minas Gerais coincidem com vales nas séries de PTF (isto é, tanto no Brasil quanto em Minas Gerais), reforça-se a ideia de que questões, além da PTF, possam ter contribuído para o agravamento destes períodos em Minas Gerais. Em seguida, são analisados os choques fiscais.

4.2.2 Choques Fiscais

A partir da Tabela 7 é possível observar as estimativas pontuais, estatísticas t e valores críticos para os choques fiscais. Cabe dizer que os choques fiscais (de gastos) negativos tem efeitos permanentes e mais fortes em Minas Gerais do que no Brasil e em ambas as espacialidades os choques positivos extremos são permanentes. Assim, nota-se que há uma correlação das recessões enfrentadas exclusivamente por Minas Gerais. Além disso, houve um choque negativo de gastos públicos coincidente com a recessão que teve início no final de 2012 e início de 2013.

Tabela 7 – Teste de raiz unitária Quantílico para Choques Fiscais

Quantil	\tilde{G}_t^{MG}			\tilde{G}_t^{BR}		
	$\alpha(\tau)$	$t - Stat$	$v. c.$	$\alpha(\tau)$	$t - Stat$	$v. c.$
0,10	0,734	-2,200	-2,396	0,495*	-2,667	-2,206
0,20	0,706	-2,024	-2,440	0,491*	-2,673	-2,505
0,30	0,677	-2,009	-2,673	0,551*	-3,359	-2,424
0,40	0,700*	-2,971	-2,571	0,558*	-3,563	-2,627
0,50	0,690*	-3,126	-2,640	0,575*	-4,597	-2,447
0,60	0,751	-2,147	-2,654	0,597*	-3,702	-2,578
0,70	0,806	-1,130	-2,563	0,625	-2,331	-2,613
0,80	0,676	-1,550	-2,724	0,685	-1,219	-2,406
0,90	0,801	-1,023	-2,539	0,987	-0,025	-2,294

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Significativo a 5%. A regra de rejeição segue o padrão, se a estatística t_n é numericamente menor que o valor crítico, então rejeita-se a hipótese nula de $\alpha(\tau) = 1$.

Embora os testes anteriores indiquem uma possível relação entre choques de PTF, Gastos do Governo e o Produto, ainda é necessário parcimônia para dizer sobre relação causal. Por conta disso, a próxima subseção aborda a análise vetorial que auxiliará o teste de causalidade de Granger e decomposição da variância do erro de previsão.

4.3 Modelo VAR

O primeiro passo para realizar a estimação do modelo VAR(p) consistiu na escolha do número de defasagens, que teve como critério a utilização dos métodos de seleção usuais (AIC, HQ, SC). Assim, foi estimado um modelo VAR(3). Somente as três principais variáveis foram selecionadas, por conta da limitação de dados. Esta opção é justificada pela “maldição de dimensionalidade” dos modelos VAR. Quanto mais variáveis são incluídas, maior o número de parâmetros que são estimados e proporcionalmente menores os graus de liberdade, o que compromete diretamente a inferência do modelo. Contudo, alternativamente, as especificações com consumo de varejo, índice de salário real e IPCA foram testadas, os resultados se mantem.

Os resultados indicam que o modelo é estável e não sofre de autocorrelação/heterocedasticidade. Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão, bem como do teste de causalidade de Granger, são apresentados a seguir nas Tabelas 8, 9 e 10. Como pode ser observado na Tabela 8, conforme esperado, o termo que mais explica os ciclos, tanto em Minas Gerias quanto no Brasil, é a produtividade total dos fatores. Contudo, comparativamente, as variações fiscais tendem a explicar levemente mais os ciclos em Minas Gerias do que no Brasil, e este resultado se sustenta não somente para os doze trimestres a frente de previsão como também para horizontes superiores (24 e 36). Tal resultado corrobora com a suspeita de até então analisada de que choques fiscais potencialmente podem induzir a ciclos distintos no estado.

Por fim, o teste de causalidade Granger possui hipótese nula de que Y não Granger causa um vetor Z. Os resultados mostram que os valores defasados dos choques de gastos públicos Granger causam variações no ciclo do produto. Relação similar é válido para choques de PTF e ciclo do produto. O que é esperado, já que muitas vezes a reação fiscal e até mesmo a produtividade responde a ciclos de expansão/recessão.

Tabela 8 – Decomposição da Variância dos Erros de Previsão

<i>Previsão (h)</i>	Y_t^{MG}	\tilde{G}_t^{MG}	\tilde{A}_t^{MG}	Y_t^{BR}	\tilde{G}_t^{BR}	\tilde{A}_t^{BR}
t+1	21,49%	0,14%	78,38%	18,10%	0,13%	81,76%
t+2	18,79%	3,97%	77,23%	24,65%	3,53%	71,82%
t+3	26,66%	3,58%	69,76%	17,40%	2,87%	79,73%
t+4	16,76%	4,58%	78,66%	26,99%	4,26%	68,75%
t+5	17,18%	5,22%	77,60%	27,45%	4,77%	67,78%
t+6	17,16%	5,21%	77,63%	27,39%	4,91%	67,70%
t+7	26,91%	6,57%	66,51%	17,17%	5,45%	77,38%
t+8	25,98%	9,14%	64,87%	16,97%	6,46%	76,57%
t+9	25,20%	11,15%	63,65%	16,54%	7,83%	75,63%
t+10	24,78%	12,43%	62,79%	16,24%	8,83%	74,93%
t+11	24,70%	12,79%	62,51%	16,28%	9,11%	74,61%
t+12	24,73%	12,78%	62,49%	16,21%	9,03%	74,75%

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 9 – Teste de Causalidade de Granger (Brasil)

<i>Causa</i>	\tilde{G}_{t-h}^{BR}		\tilde{A}_{t-h}^{BR}		Y_{t-h}^{BR}	
<i>Causada</i>	Y_t^{BR}	\tilde{A}_t^{BR}	Y_t^{BR}	\tilde{G}_t^{BR}	\tilde{A}_t^{BR}	\tilde{G}_t^{BR}
<i>p – valor</i>	0,010		0,041		0,001	
<i>F - test</i>	2,587		2,178		3,884	

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 10 – Teste de Causalidade de Granger (Minas Gerais)

Causa	\tilde{G}_{t-h}^{MG}		\tilde{A}_{t-h}^{MG}		Y_{t-h}^{MG}	
	Y_t^{MG}	\tilde{A}_t^{MG}	Y_t^{MG}	\tilde{G}_t^{MG}	\tilde{A}_t^{MG}	\tilde{G}_t^{MG}
<i>p</i> – valor	0,009		0,033		0,004	
<i>F</i> - test	2,636		1,995		3,924	

Fonte: Elaboração própria.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo foi identificar os ciclos econômicos do estado de Minas Gerais, sob a perspectiva dos efeitos de choques fiscais e de produtividade. Além da datação dos ciclos mineiros, estabeleceu-se uma comparação com os potenciais períodos de expansão/recessão da economia brasileira. Assim, buscou-se verificar se os ciclos econômicos de Minas Gerais perduram mais que os brasileiros e, ainda, quais seriam os fatores que explicariam tais distinções.

Os resultados apontaram para um índice de concordância entre os ciclos de 91%, aproximadamente. Cabe dizer que as diferenças observadas (isto é, os aproximadamente 9% de distinção) ocorreram em três períodos específicos, a saber: *i*) nos dois primeiros trimestres de 2003, período caracterizado por uma recessão ocorrida apenas em nível nacional (isto é, o estado de Minas Gerais não passou por qualquer recessão durante este período); *ii*) do segundo trimestre de 2011 ao terceiro do mesmo ano, período no qual houve uma recessão exclusivamente em Minas Gerais; *iii*) do último trimestre de 2012 ao primeiro de 2013, período no qual apenas Minas Gerais enfrentou a recessão.

A partir dos resultados sobre persistências dos choques tecnológicos e fiscais, o presente estudo procurou verificar possíveis explicações sobre os ciclos não coincidentes entre as espacialidades. Contudo, pôde-se notar que as séries de choques tecnológicos de Minas Gerais e do Brasil possuem comportamento transitório em quase todos os quantis. Porém, ocorreram diferenças para o caso dos choques fiscais. Choques fiscais negativos (quantil 5%) desencadearam efeitos permanentes e mais fortes em Minas Gerais do que no Brasil. Por sua vez, choques positivos extremos (quantil 95%) proporcionaram comportamentos persistentes para as duas regiões. Dessa forma, observou-se uma relação interessante entre as duas recessões enfrentadas exclusivamente por Minas Gerais com os seus respectivos choques fiscais (de maior persistência no estado).

Conforme esperado, o modelo vetorial identificou a produtividade total dos fatores como o termo que mais explica os ciclos econômicos em Minas Gerais e no Brasil. Contudo, em termos comparativos, as variações fiscais tendem a explicar um pouco mais os ciclos em Minas Gerais do que no Brasil. Este resultado é válido não só para os doze trimestres a frente de previsão como também para horizontes superiores e sugere que os choques fiscais podem induzir a ciclos distintos no estado. Por último, o teste de causalidade Granger indicou que os valores defasados dos choques de gastos públicos causam variações nos ciclos.

Acredita-se que a principal contribuição desse trabalho tenha sido a identificação e comparação dos ciclos econômicos do estado de Minas Gerais em relação ao Brasil, sob a perspectiva dos efeitos de choques fiscais e de produtividade. Os resultados obtidos permitem traçar um panorama sobre as flutuações econômicas do estado e, conseqüentemente, possibilitam uma melhor compreensão das especificidades regionais. Desse modo, espera-se que esta pesquisa sirva como base para a atuação das instituições de fomento no estado de Minas Gerais e, ainda, possa auxiliar outras pesquisas acadêmicas de naturezas diversas.

REFERÊNCIAS

ALBUQUERQUE, D. D. B. O ciclo econômico em Kalecki, Schumpeter e seus intérpretes: Possas e Minsky. 2015. 162 f. Dissertação de Mestrado – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2014.

COMITÊ DE DATAÇÃO DE CICLOS ECONÔMICOS (CODACE). Comunicado de Criação do CODACE e Datação de Ciclos Trimestrais Brasileiros – Mai/09 – CODACE. Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (IBRE-FGV), Maio.2009, 1p. Disponível em:<https://portalibre.fgv.br/data/files/A8/62/69/5D/6529A610CABD1A968904CBA8/Comite%20de%20Data__o%20de%20Ciclos%20Econ_micos%20-%20IBRE-FGV%2027.05.09.pdf>. Acesso em: 15/02/2019.

DIEBOLD, F. X. Elements of Forecast. 3ed, Pennsylvania: Thompson/South-Western. 2004.

ENDERS, W. Applied econometric time series. Wiley series in probability and mathematical statistics. John Wiley and Sons, Inc., New York. N.Y. 1995.

FERREIRA, P. C., VAL, P. R. C. Modelos de ciclos reais de negócios aplicados à economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.31, n.2, p.213-248, 2001.

FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. Dados Trimestrais de Minas Gerais. Disponível em: <<http://fjpdados.fjp.mg.gov.br/>>. Acesso em: 15/02/2019.

HADDAD, P. R. A economia regional no Brasil: velhas dimensões, novas perspectivas. *Análise Econômica*, v.7, n.11, p.131-148, 1989.

HARDING, D.; PAGAN, A. Dissecting the cycle: a methodological investigation, *Journal of Monetary Economics*, v. 49, n.2, p.365-381, 2002.

HARDING, D.; PAGAN, A. Synchronization of cycles. *Journal of Econometrics*, v.132, n.1, p.59–79, 2006.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Contas Nacionais Trimestrais - CNT. Disponível em <<https://sidra.ibge.gov.br/home/cnt>>. Acesso em: 15/02/2019.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. Dados Macroeconômicos e Regionais. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 15/02/2019.

KOENKER, R; BASSETT JR, G. B. Regression quantiles. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, v.46, n.1, p. 33-50, 1978.

KOENKER, R.; XIAO, Z. Unit root quantile autoregression inference. *Journal of the American Statistical Association*, v.99, n.467, p.775-787, 2004.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, v.50, n.6, p.1345-1370, 1982.

MINAS GERAIS. Portal da Transparência do Estado de Minas Gerais. Série de Despesa Total (Valor Pago). Disponível em: <<http://www.transparencia.mg.gov.br/>>. Acesso em: 15/02/2019.

OWYANG, M. T.; PIGER, J.; WALL, H. J. Business cycle phases in US states. *Review of Economics and Statistics*, v.87, n.4, p.604-616, 2005.

PLOSSER, C. I. Understanding real business cycles. *Journal of Economic Perspectives*, v.3, n.3, p.51-77, 1989.

PRESCOTT, E. C. Theory Ahead of Business Cycle Measurement. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, Minneapolis, MN, v.10, n.4, p.9-21, 1986.

ROMER, D. Advanced Macroeconomics. New York: McGraw-Hill/Irwin, 2012.

ANEXO A – Modelo de Solow

Sendo a função produção definida como $Y_t = F(K_t, A_t L_t)$, sua diferencial em relação ao tempo é dada por:

$$\begin{aligned}\frac{\partial Y_t}{\partial t} &= \left[\frac{\partial Y_t}{\partial K_t} \frac{\partial K_t}{\partial t} \right] + \left[\frac{\partial Y_t}{\partial A_t L_t} \frac{\partial A_t L_t}{\partial t} \right] \\ \frac{\partial Y_t}{\partial t} &= \left[\frac{\partial Y_t}{\partial K_t} \frac{\partial K_t}{\partial t} \right] + \left[\frac{\partial Y_t}{\partial A_t L_t} \left(A_t \frac{\partial L_t}{\partial t} + L_t \frac{\partial A_t}{\partial t} \right) \right] \\ \frac{\partial Y_t}{\partial t} &= \left[\frac{\partial Y_t}{\partial K_t} \frac{\partial K_t}{\partial t} \right] + \left[\left(A_t \frac{\partial L_t}{\partial t} \frac{\partial Y_t}{\partial A_t L_t} + L_t \frac{\partial A_t}{\partial t} \frac{\partial Y_t}{\partial A_t L_t} \right) \right]\end{aligned}$$

Considerando que a derivada de uma variável em relação ao tempo é dada por $\dot{Y}_t = \frac{\partial Y_t}{\partial t}$, tem-se:

$$\dot{Y}_t = \left[\frac{\partial Y_t}{\partial K_t} \right] \dot{K}_t + \left[A_t \frac{\partial Y_t}{\partial A_t L_t} \right] \dot{L}_t + \left[L_t \frac{\partial Y_t}{\partial A_t L_t} \right] \dot{A}_t$$

Dividindo ambos os lados por Y_t :

$$\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} = \left[\frac{\partial Y_t}{\partial K_t} \right] \frac{\dot{K}_t}{Y_t} + \left[A_t \frac{\partial Y_t}{\partial A_t L_t} \right] \frac{\dot{L}_t}{Y_t} + \left[L_t \frac{\partial Y_t}{\partial A_t L_t} \right] \frac{\dot{A}_t}{Y_t}$$

Agora, se em cada termo é multiplicado e dividido pelo mesmo fator:

$$\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} = \left[\frac{\partial Y_t}{\partial K_t} \right] \frac{\dot{K}_t}{Y_t} \frac{K_t}{K_t} + \left[A_t \frac{\partial Y_t}{\partial A_t L_t} \right] \frac{\dot{L}_t}{Y_t} \frac{L_t}{L_t} + \left[L_t \frac{\partial Y_t}{\partial A_t L_t} \right] \frac{\dot{A}_t}{Y_t} \frac{A_t}{A_t}$$

Rearranjando:

$$\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} = \left[\frac{\partial Y_t}{\partial K_t} \frac{K_t}{Y_t} \right] \frac{\dot{K}_t}{K_t} + \left[A_t \frac{\partial Y_t}{\partial A_t L_t} \frac{L_t}{Y_t} \right] \frac{\dot{L}_t}{L_t} + \left[L_t \frac{\partial Y_t}{\partial A_t L_t} \frac{A_t}{Y_t} \right] \frac{\dot{A}_t}{A_t}$$

Considerando os termos entre colchetes como as respectivas elasticidades:

$$\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} = [\alpha_K(t)] \frac{\dot{K}_t}{K_t} + [\alpha_L(t)] \frac{\dot{L}_t}{L_t} + \left[L_t \frac{\partial Y_t}{\partial A_t L_t} \frac{A_t}{Y_t} \right] \frac{\dot{A}_t}{A_t}$$

Nomeando o termo $\left[L_t \frac{\partial Y_t}{\partial A_t L_t} \frac{A_t}{Y_t} \right] \frac{\dot{A}_t}{A_t} = R_t$

$$\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} = [\alpha_K(t)] \frac{\dot{K}_t}{K_t} + [\alpha_L(t)] \frac{\dot{L}_t}{L_t} + R_t$$

Assim, se subtrairmos $\frac{\dot{L}_t}{L_t}$ de ambos os lados e utilizarmos o fato de que $\alpha_K(t) + \alpha_L(t) = 1$, tem-se:

$$\begin{aligned} \frac{\dot{Y}_t}{Y_t} - \frac{\dot{L}_t}{L_t} &= [\alpha_K(t)] \frac{\dot{K}_t}{K_t} + [\alpha_L(t)] \frac{\dot{L}_t}{L_t} + R_t - \frac{\dot{L}_t}{L_t} \\ \frac{\dot{Y}_t}{Y_t} - \frac{\dot{L}_t}{L_t} &= [\alpha_K(t)] \left(\frac{\dot{K}_t}{K_t} - \frac{\dot{L}_t}{L_t} \right) + R_t \end{aligned}$$

Esta equação possibilita decompor o crescimento do produto por trabalhador em: crescimento no capital por trabalhador e um termo remanescente, chamado *Resíduo de Solow*. Note que é possível facilmente calcular as taxas de crescimento de Y_t , K_t e L_t . Ainda, se o capital recebe seu produto marginal, $\alpha_K(t)$ é calculado utilizando dados sobre o montante da renda destinado ao capital. Por fim, R_t pode ser medido com o resíduo da equação anterior. O *Resíduo de Solow* frequentemente é interpretado como uma medida da contribuição do progresso tecnológico. Como a derivação mostra, no entanto, ele reflete todas as fontes de crescimento além da contribuição da acumulação de capital.

ANEXO B – Modelo RBC Com Choques Fiscais – Romer (2012)

A economia consiste em um grande número de empresas idênticas, que tomam os preços como dados e utilizam capital (K_t), mão de obra (L_t) e tecnologia (A_t) como insumos. A função de produção Cobb-Douglas é dada por:

$$Y_t = F(K_t, A_t L_t) = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1$$

Em outras palavras, a produção muda ao longo do tempo somente se os insumos se alteram: seja por meio do capital, do trabalho ou até mesmo de uma melhora tecnológica. Além disso, os termos A_t e L_t entram de forma multiplicativa, representando o trabalho efetivo ($A_t L_t$). A produção é dividida entre consumo (C_t), investimento (I_t) e compras do governo (G_t), além disso uma fração δ do capital deprecia a cada período. Logo, o estoque de capital no período ($t + 1$) é dado por:

$$\begin{aligned} K_{t+1} &= K_t + I_t - \delta K_t \\ K_{t+1} &= K_t + (Y_t - C_t - G_t) - \delta K_t \\ \Delta K_{t+1} &= (Y_t - C_t - G_t) - \delta K_t \end{aligned}$$

Neste exemplo supomos que o governo se financia por impostos de montante fixo, em cada período. Além disso, como pode-se ver a seguir, trabalho e capital são remunerados pelos seus respectivos produtos marginais, que nada mais são que as derivadas parciais:

$$\begin{aligned} w_t &= \frac{\partial F(K_t, A_t L_t)}{\partial L_t} = (1 - \alpha) K_t^\alpha (A_t L_t)^{-\alpha} A_t = (1 - \alpha) \left(\frac{K_t}{A_t L_t} \right)^\alpha A_t \\ r_t &= \frac{\partial F(K_t, A_t L_t)}{\partial K_t} = \alpha K_t^{\alpha-1} (A_t L_t)^{1-\alpha} - \delta = \alpha \left(\frac{A_t L_t}{K_t} \right)^{1-\alpha} - \delta \end{aligned}$$

Em seqüência, o agregado familiar maximiza o valor esperado da seguinte função utilidade:

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} u(c_t; 1 - l_t) \frac{N_t}{H}$$

$u(\cdot)$ é a utilidade instantânea, que fornece a utilidade de cada membro, em um determinado período de tempo, como função do consumo e do lazer, considerando que $c_t = \frac{C_t}{N_t}$ e $l_t = \frac{L_t}{N_t}$ representam os valores por membro da família. Ainda, nesta especificação, $(1 - l_t)$ entra como lazer por membro da família, já que é a diferença entre a dotação de tempo por pessoa (normalizado para 1) e a fração/quantidade de trabalho de cada membro, dada por l_t .

Em seqüência, N_t representa a população total da economia e H é o número de domicílios em t , de forma que $\frac{N_t}{H}$ é o número médio de membros por família. ρ é a taxa de desconto, então quanto maior for este valor maior é o peso, dado pelas famílias, ao consumo corrente em detrimento do futuro. Ainda, a população cresce exogenamente a uma taxa n :

$$\ln N_t = \bar{N} + nt \quad n < \rho$$

Se executarmos o exponencial:

$$\begin{aligned} e^{\ln N_t} &= e^{\bar{N} + nt} \\ N_t &= e^{\bar{N} + nt} \end{aligned}$$

Para simplificar, considera-se que a utilidade instantânea é log-linear nos dois argumentos:

$$u_t = \ln c_t + b \ln(1 - l_t) \quad b > 0$$

As suposições finais do modelo dizem respeito ao comportamento das duas variáveis de condução: tecnologia e gastos governamentais. Para capturar tendências de crescimento, o modelo assume que, na ausência de choques:

$$\ln A_t = \bar{A} + gt$$

onde g é a taxa de progresso tecnológico. Mas como a tecnologia também está sujeita a perturbações aleatórias, tem-se:

$$\ln A_t = \bar{A} + gt + \tilde{A}_t$$

\tilde{A}_t representa os desvios da tendência. O mesmo termo segue um processo autorregressivo de primeira ordem:

$$\tilde{A}_t = \rho_A \tilde{A}_{t-1} + \epsilon_{A,t}$$

em que os $\epsilon_{A,t}$ é um ruído branco, em outras palavras uma série de inovações/choques aleatórios com média zero e não correlacionados entre si. Logo, os desvios do progresso tecnológico, em relação a sua tendência, correspondem a uma fração ρ_A do seu valor no período anterior somado a um ruído branco definido por $\epsilon_{A,t}$. Se o coeficiente ρ_A for positivo e menor que 1, tem-se que os efeitos do choque tecnológico desaparecem gradualmente ao longo do tempo. Como em

geral a similaridade dos ciclos econômicos de Minas Gerais e do Brasil tende a ser elevada, espera-se que os coeficientes sejam similares para ambos, mas que os processos de inovações sejam distintos e levem a diferenciais nos períodos de recessões/expansões.

Para os gastos do governo, o modelo segue suposições similares. A taxa de crescimento do gasto governamental per capita é igual à taxa de crescimento tecnológico. Esta hipótese é necessária pois se não fosse esse o caso, com o tempo os gastos do governo se tornariam incompatíveis com o tamanho da economia. Assim:

$$\ln G_t = \bar{G} + (g + n)t + \tilde{G}_t$$

\tilde{G}_t representa os desvios da tendência. O mesmo termo segue um processo autorregressivo de primeira ordem:

$$\tilde{G}_t = \rho_G \tilde{G}_{t-1} + \epsilon_{G,t}$$

onde o termo $\epsilon_{G,t}$ é um ruído branco, ou termo de inovações/choques aleatórios, com média zero, não correlacionados entre si e não correlacionados com termo $\epsilon_{A,t}$.