

# OS EFEITOS DE CHOQUES FISCAIS E DE PRODUTIVIDADE SOBRE OS CICLOS ECONÔMICOS DE MINAS GERAIS<sup>1</sup>

Michel Candido de Souza<sup>2</sup>

Ramon Goulart Cunha<sup>3</sup>

Joicy Markele Esteves Duarte<sup>4</sup>

Este trabalho busca identificar e comparar os ciclos econômicos de Minas Gerais e do Brasil, sob a perspectiva de choques fiscais e de produtividade. Os principais resultados indicam uma concordância de 91% entre os ciclos. Em relação à persistência, os choques tecnológicos, tanto em Minas Gerais quanto no Brasil, apresentaram comportamento transitório. Adicionalmente, ocorrem diferenças nos choques fiscais, especialmente os negativos. Por fim, o modelo vetorial indica que a produtividade total dos fatores (PTF) é o termo que melhor explica a variância dos ciclos econômicos nas duas espacialidades. Contudo, as variações fiscais tendem a explicar mais a variância dos ciclos em Minas Gerais.

**Palavras-chave:** ciclos; política fiscal; produtividade total dos fatores.

## THE EFFECTS OF FISCAL AND PRODUCTIVITY SHOCKS ON THE ECONOMIC CYCLES OF MINAS GERAIS

This work aimed to identify and compare the economic cycles of Minas Gerais and Brazil, from the perspective of fiscal and productivity shocks. The main results indicate a 91% agreement between cycles. Regarding persistence, technological shocks in both Minas Gerais and Brazil showed transient behavior. Additionally, there are differences in fiscal shocks, especially negative ones. Finally, the vector model indicates that TFP best explains the variance of business cycles in the two spatialities. However, fiscal shocks tend to explain more the variance of cycles in Minas Gerais.

**Keywords:** cycles; fiscal policy; total factors productivity.

**JEL:** E32; E62; O3.

### 1 INTRODUÇÃO

Para Kydland e Prescott (1982), Prescott (1986) e Plosser (1989), 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 é apresentada na teoria dos ciclos reais de negócios (*RBC theory*).

O acompanhamento dos ciclos econômicos possibilita compreender questões associadas às oscilações de curto prazo na economia, bem como permite investigar

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe52n2art7>

2. Professor do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri (Dece/UFVJM). *E-mail:* <michel.souza@ufvjm.edu.br>.

3. Coordenador na Secretaria Especial de Produtividade, Emprego e Competitividade do Ministério da Economia. *E-mail:* <ramongcunha@gmail.com>.

4. Bacharel em ciências econômicas pela UFMG. *E-mail:* <joicymarkele@hotmail.com>.

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.

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. Entre as principais responsáveis por este trabalho estão a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), o National Bureau of Economic Research (NBER) e o Centre for Economic Policy Research (CEPR). No caso brasileiro, o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (Codace) – da Fundação Getulio Vargas/Instituto Brasileiro de Economia (FVG/Ibre) – vem realizando datações mensais e trimestrais para os ciclos de negócios ocorridos de 1980 em diante.

Embora o Codace 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, por exemplo, em virtude da presença de custos e da ausência/precariedade de dados para as unidades regionais brasileiras. Contudo, como menciona Haddad (1989), os espaços econômicos e sociais no Brasil são heterogêneos em termos de estrutura e dinâmica de crescimento. Consequentemente, as flutuações econômicas ocorridas no âmbito regional (por exemplo, flutuações econômicas dos estados brasileiros) podem diferir daquelas observadas em nível nacional.

Desse modo, este artigo 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, conforme resumido a seguir.

- 1) Disponibilidade de dados, em especial informações sobre produto interno bruto (PIB) trimestral (Fundação João Pinheiro – FJP)<sup>5</sup> e despesa total (Portal da Transparência do Estado de Minas Gerais).<sup>6</sup>
- 2) Importância do estado de MG no contexto nacional, sobretudo em termos de atuação das instituições de fomento local – por exemplo, Banco de Desenvolvimento de Minas Gerais (BDMG), Companhia de Desenvolvimento Econômico de Minas Gerais (Codemig) e Agência de Promoção de Investimento e Comércio Exterior de Minas Gerais (Indi).

5. Disponível em: <<http://bit.ly/3Gntz90>>. Acesso em: 15 fev. 2019.

6. Disponível em: <<https://bit.ly/33cg10F>>. Acesso em: 15 fev. 2019.

O banco de dados foi construído a partir de informações disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE),<sup>7</sup> Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – Ipea (Ipeadata),<sup>8</sup> Portal da Transparência do Estado de Minas Gerais (GovMG) e 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 deste 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, bem como de gestores no planejamento público.

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

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

Os ciclos econômicos são importantes para a teoria econômica por representarem flutuações na atividade real. Os movimentos agregados de expansões e recessões afetam a dinâmica de diversos setores da economia, alterando não somente as expectativas como também o ambiente de negócios. Neste ponto, a compreensão dos fatores que potencialmente conduzem os ciclos despertou a atenção de economistas das mais diversas linhas do pensamento econômico, ao longo do último século. Esta seção foi dividida considerando as contribuições *ex ante* e *ex post* à crítica de Lucas (1977).

### 2.1 Breves considerações sobre os ciclos econômicos antes da crítica de Lucas

Inicialmente, nesta subseção, com objetivo de elucidar um pouco do debate sobre os ciclos econômicos na primeira metade do século XX e localizar o leitor quanto à história do pensamento econômico anterior à teoria dos ciclos reais de negócios

7. Disponível em <<https://bit.ly/3Ue59oK>>. Acesso em: 15 fev. 2019.

8. Disponível em: <<http://bit.ly/3Kf1aTk>>. Acesso em: 15 fev. 2019.

(*real business cycles* – RBC), optou-se por destacar algumas contribuições feitas por Kalecki (1939; 1954), Keynes (1936) e Schumpeter (1939).

De acordo com Possas e Baltar (1981), para Kalecki (1954), a inovação tecnológica endógena é fundamental para determinar a decisão de investimento, sendo este último a chave para justificar os ciclos econômicos. Nesta abordagem, os ciclos se manifestam através das expectativas de lucro e das condições correntes, que são insumos informacionais para tomada de decisão dos empresários. Além disso, a lógica concorrencial é protagonista na explicação do investimento, já que a própria concorrência pode estimular a inovação.

Nessa abordagem, nos momentos de auge, ocorrem aumentos no nível de investimento, que conseqüentemente induzem à melhora na atividade econômica. Porém, após alcançar a crista do ciclo, a atividade cai e a economia entra em um novo momento de recessão, puxado pela queda no investimento e aumento na preferência pela liquidez, distorcendo as expectativas e potencialmente levando à imobilização do estoque de capital. Nesta conjectura, para que a economia se recupere de forma mais rápida, o autor sugere a atuação direta do governo, como facilitador do nível de investimentos.

Já para Keynes (1936), conforme destaca Castro (1986), o ciclo econômico, bem como sua regularidade e duração, dependem diretamente de flutuações na eficiência marginal do capital (determinante da taxa de juros). O canal ocorre por meio do investimento, que responde diretamente à taxa de juros, levando o empresário a investir de acordo com a rentabilidade em relação à taxa-padrão (que afeta diretamente as expectativas) e a perspectiva de renda futura.

Como exemplo, Keynes (1936) indica que um ciclo de recessão começa no otimismo exacerbado em relação à renda futura, capaz de superar uma queda na eficiência marginal do capital. Este otimismo leva a uma expansão no crédito e conseqüentemente a um excesso de endividamento no mercado. Em seqüência, ocorre uma intensa frustração pela não obtenção dos retornos esperados, a qual leva ao colapso da eficiência marginal do capital e preferência pela liquidez. Logo, no ambiente de expectativas distorcidas o agente acabaria enfrentando uma escolha entre: empregar seus recursos em moeda, devido à incerteza, ou enfrentar os riscos do mercado financeiro. E é justamente essa escolha que afetará diretamente a taxa de juros, iniciando um novo ciclo. Portanto, quanto maior a incerteza, maior a propensão dos agentes de reterem moeda por motivos de especulação.

Por fim, as teorias de Kalecki (1939) e Schumpeter (1939) guardam algumas similaridades quanto à inovação, mesmo que atribuam os ciclos econômicos a causas distintas. Para Schumpeter (1939), os ciclos econômicos podem ter origem tecnológica exógena. O autor indica que o empreendedor busca por inovações e vantagens competitivas que possam alavancar o lucro futuro. Além disso, colocando

novas tecnologias no mercado, estimula os demais concorrentes a adotarem comportamento equivalente quanto à pesquisa, o que conduz ao fenômeno cíclico.

Logo, todo o processo é marcado por constantes transformações na base produtiva, de forma que as inovações mais recentes substituem as inovações mais antigas, o que é nomeado por Schumpeter (1939) como “destruição criativa”, a qual leva à eliminação de outras firmas que não se adaptam. Este procedimento de inovação rompe o estado estacionário e é capaz de levar a economia a outros níveis de renda e emprego.

Após esta breve explanação, seguimos para a abordagem mais recente sobre a teoria dos ciclos reais de negócios (RBC), na qual este trabalho se baseia. Nossa escolha por essa abordagem se apoia primordialmente na crítica de Lucas, em meados da década de 1970, aos modelos de ciclos econométricos utilizados. Apesar de apresentarem certa aderência aos dados, estas estimações não consideravam variações de políticas econômicas, o que tornava as previsões muito duvidosas (já que os modelos eram majoritariamente utilizados para avaliação de políticas públicas).

Lucas (1977) argumenta, ainda, que modelos fundamentados em parâmetros tecnológicos e preferências poderiam alcançar resultados invariantes a mudanças de políticas, uma vez que não se espera que mudanças tecnológicas ou nas preferências dos agentes sejam causadas por alterações em políticas econômicas. Dessa forma, modelos macroeconômicos microfundamentados produziram resultados mais fidedignos.

## 2.2 Teoria dos ciclos reais de negócios

A RBC faz parte de uma tradição macroeconômica desenvolvida nos trabalhos de Kydland e Prescott (1982), Prescott (1986) e Plosser (1989). Basicamente, é uma vertente da macroeconomia que compreende os ciclos econômicos como resultados de flutuações aleatórias da produtividade. Diferentemente de outras abordagens, estes autores compreendem as recessões e os períodos de expansão como respostas eficientes do produto a choques reais exógenos.

Lucas (1977) também é um dos principais responsáveis pelo estudo dos ciclos reais de negócios. O autor explica que estes fenômenos regem as leis de mercado, ao contrário de características políticas ou institucionais específicas de determinados países ou períodos, trazendo grande semelhança entre ciclos de negócios. Basicamente, os agentes seriam maximizadores e os mercados se equilibrariam, tornando a fase do ciclo um fenômeno ótimo.

Seguindo Cooley e Prescott (1995) e Cooley e Hansen (1995), destaca-se a seguir alguns dos chamados fatos estilizados dos ciclos de negócios.

- 1) Oscilações no produto e nas horas trabalhadas agregadas apresentam magnitudes aproximadamente iguais.
- 2) A média de horas trabalhadas na semana flutua em menor magnitude.
- 3) O consumo segue um padrão estável, com oscilações inferiores ao produto.
- 4) O investimento apresenta fortes flutuações, superiores às do produto.
- 5) O estoque de capital apresenta baixa correlação com o produto, além de ser mais estável.
- 6) A produtividade dos fatores tende a ser pró-cíclica, mas oscila menos que a produção.
- 7) Salários variam em magnitude inferior à produtividade.
- 8) Correlação praticamente nula entre remuneração média e produto.
- 9) Correlação praticamente nula entre gastos do governo e produto.
- 10) As importações apresentam comportamento mais pró-cíclico em relação às exportações.
- 11) A velocidade da moeda e os agregados aparentam comportamento de acordo com ciclo.
- 12) Níveis de preço e produto são negativamente correlacionados.
- 13) A correlação entre produto e taxas de juros nominais é positiva.

O grande motor das flutuações está no avanço tecnológico, e não em fatores ligados à demanda, como políticas fiscais e monetárias. Logo, os choques de produtividade dos fatores seriam os principais indutores de flutuações econômicas, o que destoaria da proposta Keynesiana. Ademais, as flutuações do produto seriam em sua maioria permanentes, reproduzindo choques de oferta.

Ainda, para que o modelo se torne capaz de explicar grandes alterações na mão de obra, a variação entre trabalho e emprego deve ser expressiva, de forma intertemporal. Adicionalmente, por conta da flexibilidade de preços na economia, espera-se que o mercado de trabalho sempre se encontre em equilíbrio, com desemprego voluntário (de acordo com as preferências e vagas disponíveis). Em outras palavras, as famílias otimizam a oferta de mão de obra, trabalhando mais em momentos de salários elevados.

Um dos grandes avanços na teoria dos ciclos reais de negócios é explicar como estes choques de oferta se propagam. Neste aspecto, o choque tecnológico pode ser compreendido como algo mais amplo, como um evento que limite a produção de bens e serviços durante um período.

Isto significa que, por exemplo, um aumento no preço do petróleo pode impactar o ciclo real, já que afeta os custos de produção. Se analisarmos o ano de 1970, a Organização dos Países Exportadores de Petróleo (Opep) pressionou significativamente o preço do barril, o que reduziu a produção de diversos setores, levando a uma queda na propensão marginal a consumir e na atividade econômica. Ou seja, o efeito passa por toda a economia, desde os preços até as decisões de trabalho, consumo e investimento.

Finalmente, como a abordagem não se restringe apenas aos choques de produtividade, outros choques reais também podem ser considerados, como gastos de governo ou tributação, conforme Plosser (1989). Portanto, em último nível, a teoria dos ciclos reais tem como objetivo analisar o comportamento das variáveis econômicas frente a mudanças no âmbito econômico, advindas de fatores fora do controle dos agentes.

### 2.3 Trabalho de ciclos reais de negócios aplicados ao Brasil

Serão citados neste tópico três contribuições que desenvolvem aplicações baseadas na teoria dos ciclos reais de negócios e destacam sua importância/utilidade frente aos dados da economia brasileira, tanto em nível agregado quanto regional: Val e Ferreira (2001), Mussolini e Teles (2012) e Cruz e Colombo (2018).

No primeiro trabalho, Val e Ferreira (2001) estimam parâmetros estruturais do modelo de ciclos reais com auxílio do método generalizado dos momentos (*generalized method of moments* – GMM) e utilizam os resultados para calibração/simulação de um modelo de equilíbrio, o que possibilita a análise de aderência frente aos dados da economia brasileira. Basicamente, após uma busca por fatos estilizados, os autores estimam as regressões e utilizam os parâmetros para modelar uma economia artificial, propositalmente simples, e comparam os ciclos gerados com o histórico dos dados brasileiros.

Em sequência, buscando uma adequação mais próxima da realidade, os autores simulam um modelo em que os agentes possuem restrições do tipo *cash in advance* (em que os agentes podem consumir apenas os bens pelos quais possam pagar à vista) e tributação.

Contudo, os resultados tanto para o modelo simplificado quanto para o de restrições e tributação não são satisfatórios. Nos modelos, os consumidores suavizam o consumo de uma forma distinta do que ocorre no Brasil, em parte por conta da ausência de uma série para bens não duráveis e do período analisado (anual, entre 1950 e 1995). Além disso, a volatilidade do investimento aparenta ser demasiadamente elevada. Na conclusão, os autores indicam que a introdução de choques fiscais e monetários poderia ajudar a contornar parte dos problemas, levando a resultados potencialmente mais precisos.

No segundo trabalho, Mussolini e Teles (2011) desenvolvem um modelo de ciclos reais com governo e capital público, analisando os efeitos dos choques fiscais sobre os ciclos econômicos na tentativa de reproduzir os fatos estilizados da política fiscal entre 1950-2006, conforme resumido a seguir.

- 1) Alta volatilidade do investimento no setor público na economia brasileira.
- 2) Consumo do governo duas vezes mais volátil que o produto.
- 3) Gastos do governo apresentam flutuações mais intensas que as dos gastos privados.
- 4) Consumo e investimento do governo são positivamente correlacionados com produto.
- 5) A variável (carga tributária/PIB) é negativamente correlacionada com produto e oscila pouco entre ciclos.

Mesmo com limitações quanto à ausência de uma série longa para horas trabalhadas e estimativas para elasticidade do capital público na função de produção brasileira, quando comparado às séries de dados anuais (1950-2006), o modelo RBC calibrado fornece resultados que parecem reproduzir bem os fatos anteriormente mencionados, mas que superestimam a volatilidade dos gastos do governo com consumo, em relação ao setor privado. Além disso, a tributação é a que menos varia ao longo dos ciclos, sendo também a mais importante para explicar as flutuações do produto, já que distorce a oferta de trabalho das famílias e afeta diretamente a remuneração do investimento privado.

Por fim, com foco regional (condizente com a proposta deste trabalho), Cruz e Colombo (2018) analisam os ciclos do setor de construção civil em seis estados brasileiros, além do Distrito Federal. Para datar os ciclos, identificar os *turning points* e a duração das fases, os autores aplicam o método Harding-Pagan (2002) baseado no algoritmo de Bry-Boschan (1971). Nesta contribuição, o principal objetivo é comparar os ciclos da construção civil com os ciclos nacionais do Codace e mensurar o grau de sincronia, além de verificar o grau de influência dos choques regionais.

Os autores agregam diversas séries em um indicador para construção civil (método *The Conference Board* – TCB), utilizando dados mensais entre janeiro de 2004 e março de 2017, provenientes das seguintes bases: Sistema de Contas Regionais (SCR/IBGE), Pesquisa Anual da Indústria da Construção (Paic/IBGE) e Relação Anual de Informações Sociais (Rais/Ministério do Trabalho e Emprego – MTE). Conforme resumido adiante, os resultados são divididos em cinco grandes linhas.

- 1) As recessões na construção civil tendem a ocorrer em concordância com as recessões nacionais descritas pelo Codace.

- 2) Choques setoriais na construção civil aparentam ser propagados entre estados.
- 3) Choques locais tendem a gerar recessões adicionais.
- 4) Os estados das regiões Sul e Sudeste são os mais sincronizados com a trajetória nacional.
- 5) Entre todas as relações federativas, o estado de São Paulo apresenta o maior grau de sincronia, sendo responsável por um terço da produção nacional na construção civil.

Diante deste contexto, Cruz e Colombo (2018) avançam nas discussões sobre o tema. Contudo, o estudo é restrito ao âmbito do setor da construção civil e, sobretudo, não abrange os efeitos dos choques locais sobre os ciclos econômicos. Consequentemente, persiste na literatura nacional a lacuna referente aos possíveis determinantes dos ciclos econômicos regionais no país. Desse modo, este estudo busca contribuir ao investigar a influência de choques tecnológicos e fiscais sobre as oscilações no produto regional. Como dito anteriormente, a teoria econômica sugere que choques tecnológicos e fiscais podem ser capazes de explicar os ciclos econômicos.

### 3 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 possuem em termos de flutuações econômicas sobre os valores previstos.

#### 3.1 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 (2006) para dados trimestrais, que teoricamente segue os conceitos seminais desenvolvidos por Kydland e Prescott (1982), Prescott (1986) e Plosser (1989) na abordagem *real business cycles*. Para detecção dos ciclos, Harding-Pagan (2002) expande o algoritmo de Bry e 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 é descrita adiante.

- 1) Determinar um potencial conjunto de pontos de transição na curva, ou seja, possíveis picos e vales da série:
  - a) existe um pico no período  $t$  se  $\{(y_{t-2}, y_{t-1}) < y_t > (y_{t+1}, y_{t+2})\}$ ; e
  - b) 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 vales.
- 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, Piger e Wall (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 estão 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  $IC_{jr} = 0$ , 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. Ademais,  $\#$  representa o número de vezes que o evento em questão ocorre.

### 3.2 Persistência dos choques

A partir da datação dos ciclos, são construídas as séries de choques de gasto público e de produtividade total dos fatores (PTF) em Minas Gerais. Em seqüência, é verificada a persistência dos choques em relação ao Brasil. Conforme mencionado 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.

O método de regressão quantílica (*quantile regression* – QR) foi introduzido por Koenker e Bassett Junior (1978) e permite estimar a relação entre um conjunto de variáveis explicativas,  $x$ , e o quantil de interesse,  $\tau$ , da variável dependente  $y$ . Tal método difere do modelo de mínimos quadrados ordinários (MQO/*ordinary least squares* – OLS), que atua somente sobre a média da distribuição da variável resposta. Essa 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 a partir 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. Algumas abordagens são comumente utilizadas na resolução do estimador, 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 quantile autoregression (QAR) e estimar os intervalos em qualquer caso de distribuição residual.

Em relação ao teste de raiz unitária, Koenker e Xiao (2004) trabalham com a transformação de um processo autorregressivo baseado no teste *augmented Dickey-Fuller*. Os autores indicam que, por meio da inclusão de covariáveis quantílicas em todas as defasagens, os testes de raiz unitária quantílicos têm maior poder, quando comparados aos testes-padrão.

Basicamente, a regressão é estimada 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. Para execução do teste, utiliza-se a estatística  $t_n(\tau)$ , conforme Koenker e Xiao (2004) e Galvao (2009). Neste 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  $\alpha(\tau) = 1$ .

Os resultados possibilitam verificar se os choques nas séries de interesse têm magnitudes diferentes, bem como se são persistentes ou transitórios. Por exemplo,

$\alpha(\tau) = 1$  implica a 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.

### 3.3 Decomposição da variância dos 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 sistema a seguir.

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

O problema em estimar esse sistema é que as variáveis contemporâneas  $y_{2,t}$  e  $y_{1,t}$  estão correlacionadas com os termos de erro  $\epsilon_{y1t}$  e  $\epsilon_{y2t}$ , 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.

$$\begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} \\ \theta_{21} & \theta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{y1t} \\ \epsilon_{y2t} \end{bmatrix}, \quad (3)$$

ou

$$BY_t = C_0 + C_1 Y_{t-1} + U_t, \quad (4)$$

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

$$\begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a & b \\ c & d \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad (5)$$

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

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

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{-\beta_{12}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \\ \frac{-\beta_{21}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{-\beta_{12}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \\ \frac{-\beta_{21}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} \\ \theta_{21} & \theta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{-\beta_{12}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \\ \frac{-\beta_{21}}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} & \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{y1t} \\ \epsilon_{y2t} \end{bmatrix}, \end{aligned} \quad (6)$$

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:

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}, \quad (7)$$

$$\text{em que } \alpha_{10} = \frac{\beta_{10} - \beta_{12}\beta_{20}}{(1 - \beta_{12}\beta_{21})}; \alpha_{11} = \frac{(\theta_{11} - \beta_{12}\theta_{21})}{(1 - \beta_{12}\beta_{21})}; \alpha_{21} = \frac{(\theta_{21} - \beta_{21}\theta_{11})}{(1 - \beta_{12}\beta_{21})}; \alpha_{20} = \frac{\beta_{20} - \beta_{21}\beta_{10}}{(1 - \beta_{12}\beta_{21})};$$

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

Ou ainda,

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + E_t. \quad (8)$$

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

$$\det(I - A_1 L). \quad (9)$$

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

$$\det \left( \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} L \right) = \quad (10)$$

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

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

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  $Y$ .

Neste trabalho, optou-se pela decomposição de Cholesky para identificação dos choques, tanto no Brasil quanto em Minas Gerais. No caso de um modelo com três variáveis endógenas, o procedimento impõe que: a primeira variável afete as demais, mas não seja afetada contemporaneamente por nenhuma outra; a segunda variável afete a terceira contemporaneamente e seja afetada somente

pela primeira; e, por fim, que a terceira variável responda contemporaneamente às duas primeiras, mas não afete as demais.

A ordenação escolhida foi baseada na estrutura do modelo de Romer (2012): choques tecnológicos, choques fiscais e ciclos econômicos. A hipótese adotada neste trabalho é que, contemporaneamente, mudanças nos choques de produtividade podem alterar tanto os choques de gastos do governo (em resposta a alterações na eficiência do trabalho/capital, por exemplo) quanto os ciclos econômicos, mas não são afetadas pelos últimos no período corrente. Ademais, para os choques fiscais, parece razoável supor que não alterem a trajetória da produtividade dos fatores no mesmo período, mas afetem a trajetória dos ciclos econômicos. Por fim, para a variável que mensura os ciclos econômicos, supõe-se que ela seja conduzida pelos choques tecnológicos e fiscais, mas não afete contemporaneamente os dois últimos (considerando um certo *delay* na resposta dos *policy makers*).

#### 4 BASE DE DADOS

Este trabalho utiliza informações de fontes diversas, como FJP, IBGE, GovMG<sup>9</sup> e 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 a atividade econômica, gastos públicos, capital e mercados de trabalho.

QUADRO 1  
Descrição das variáveis selecionadas

Variável	Período	Fonte	Descrição
$Y^{MG}$	2º trim. 2002-3º trim. 2018	FJP	Série encadeada do índice de volume trimestral com ajuste sazonal (base = 2002).
$Y^{BR}$	2º trim. 2002-3º trim. 2018	IBGE	Série encadeada do índice de volume trimestral com ajuste sazonal (base = 2002).
$G^{MG}$	2º trim. 2002-3º trim. 2018	GovMG	Despesa total geral (valor pago), deflacionado com ajuste sazonal.
$G^{BR}$	2º trim. 2002-3º trim. 2018	IBGE	Consumo final da administração pública, deflacionado.
$K^{BR}$	2º trim. 2002-3º trim. 2018	Ipeadata	Estoque líquido de capital, deflacionado com ajuste sazonal.
$L^{MG}$	2º trim. 2002-3º trim. 2018	Ipeadata	Pessoas empregadas com carteira assinada na Região Metropolitana (RM) de Belo Horizonte.
$L^{BR}$	2º trim. 2002-3º trim. 2018	IBGE	População total ocupada em RMs.

Elaboração dos autores.

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

9. O algoritmo desenvolvido para raspagem dos dados pode ser encontrado no apêndice A.

$G^{MG}, L^{BR}$  e  $L^{MG}$ . Quanto ao estoque de capital  $K^{MG}$ , é necessário destacar a ausência de uma boa variável *proxy* para o estoque de capital mineiro. Sendo assim, optou-se pela substituição do estoque de capital de Minas Gerais pelo estoque de capital brasileiro. Contudo, como a variável central no cálculo do resíduo de Solow é a taxa de crescimento do estoque de capital (e não o mesmo em valores absolutos), acredita-se que a hipótese de um crescimento similar entre país e estado não prejudique os resultados do trabalho.

Por fim, foi necessário estimar o resíduo de Solow para adequar a estrutura dos dados ao modelo teórico. Em suma, a estimação é realizada para alcançar a taxa de crescimento da produtividade total dos fatores, a 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 à direita é superior em Minas Gerais, revelando uma leve vantagem de absorção do mercado de trabalho mineiro, quando comparado à 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.

TABELA 1  
Estatísticas descritivas

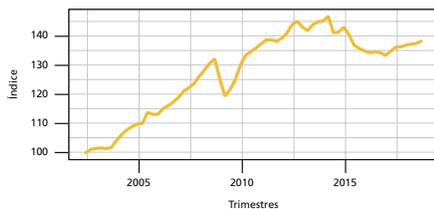
Variável	Descrição	Média	Mediana	Desvio	Assimetria
$Y_t^{MG}$	<i>Proxy</i> de produto MG	127,602	133,852	14,051	-1,331
$Y_t^{BR}$	<i>Proxy</i> de produto BR	151,301	159,678	19,734	-1,273
$K_t$	Estoque de capital	122,435	118,766	17,672	0,664
$L_t^{MG}$	<i>Proxy</i> de emprego MG	145,432	154,190	24,882	-0,352
$L_t^{BR}$	<i>Proxy</i> 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

Elaboração dos autores.

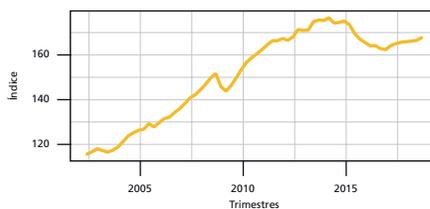
## GRÁFICO 1

## Séries temporais

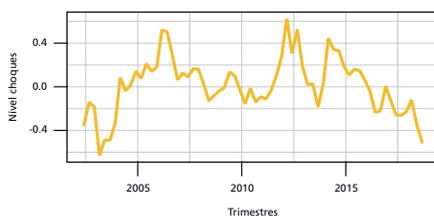
1A – Índice de volume trimestral – Minas Gerais



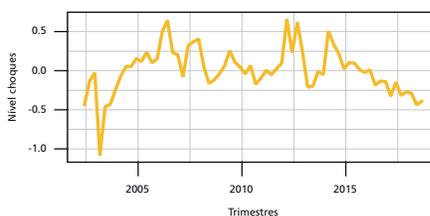
1B – Índice de volume trimestral – Brasil



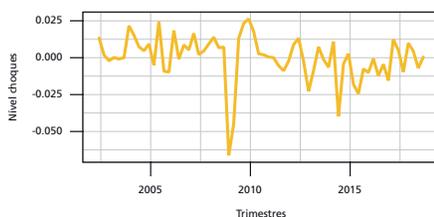
1C – Choques fiscais – Minas Gerais



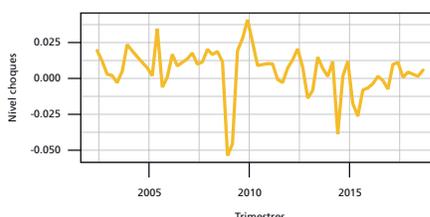
1D – Choques fiscais – Brasil



1E – PTF – Minas Gerais



1F – PTF – Brasil



Elaboração dos autores.

Obs.: As séries à esquerda representam, de cima para baixo, as variáveis *índice de volume*, *choques fiscais* e *choques tecnológicos em Minas Gerais*. O mesmo à direita, mas para o Brasil.

No gráfico 1, tem-se as 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 à duração e profundidade destes momentos, o que corrobora com a hipótese levantada no início deste estudo.

## 5 RESULTADOS

Os resultados desta pesquisa são abordados em três principais subseções, quais sejam: i) identificação dos ciclos econômicos; ii) grau de persistência dos choques; e iii) modelo VAR(p).

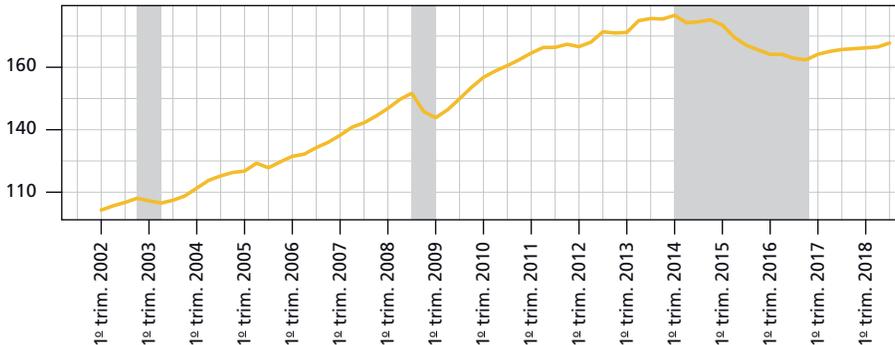
Além disso, a subseção referente ao grau de persistência dos choques é dividida em choques fiscais e tecnológicos.

## 5.1 Identificação dos ciclos econômicos

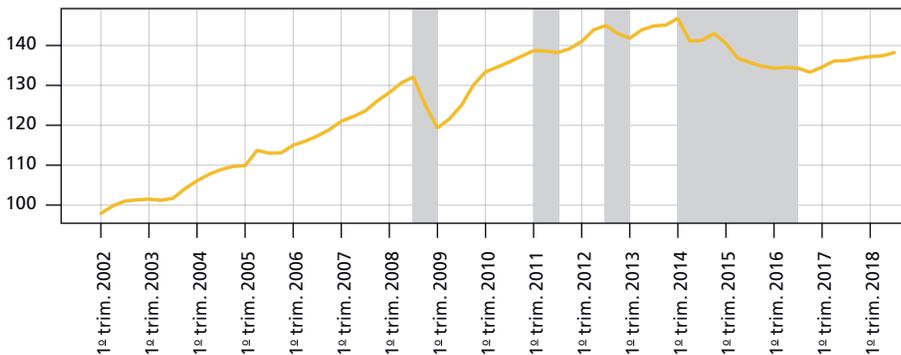
### GRÁFICO 2

#### Datação dos ciclos econômicos: Brasil *versus* Minas Gerais

##### 2A – Produção do Brasil



##### 2B – Produção de Minas Gerais



Elaboração dos autores.

Obs.: O gráfico 2A representa a *proxy* de produto para o Brasil, enquanto o gráfico 2B representa a mesma variável para Minas Gerais.

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

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 e explicação dos choques. Como sugere Romer (2012), as principais fontes geradoras de ciclos, recessões e expansões advêm de choques fiscais e tecnológicos. Portanto, acredita-se que a persistência destes choques possa não ser a mesma para o Brasil e para o estado de Minas Gerais.

Antes da execução do teste de raiz unitária quantílico, torna-se oportuno apresentar as correlações entre o produto<sup>10</sup> e os respectivos choques. Assim, tem-se um indicativo sobre os resultados esperados. As correlações para as variáveis de Minas Gerais são conforme a seguir.

TABELA 2  
Correlações das variáveis de interesse – Minas Gerais

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

Elaboração dos autores.

A seguir, as mesmas séries de interesse, mas para o caso nacional.

TABELA 3  
Correlações das variáveis de interesse – Brasil

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

Elaboração dos autores.

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

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

TABELA 4  
Correlações das variáveis de interesse defasadas – Minas Gerais

	$Y_t^{MG}$	$\tilde{G}_{t-1}^{MG}$	$\tilde{A}_{t-1}^{MG}$
$Y_t^{MG}$	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

Elaboração dos autores.

A seguir, as mesmas séries de interesse, mas para o caso nacional.

TABELA 5  
Correlações das variáveis de interesse defasadas – Brasil

	$Y_t^{BR}$	$\tilde{G}_{t-1}^{BR}$	$\tilde{A}_{t-1}^{BR}$
$Y_t^{BR}$	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

Elaboração dos autores.

Em geral, a correlação entre o produto e os choques se torna mais forte (maior em valor absoluto) quando consideramos as defasagens dos 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 e a decomposição da variância do erro de previsão.

## 5.2 Grau de persistência dos choques

### 5.2.1 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).

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

Elaboração dos autores.

Obs.: \* 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  $\alpha(\tau) = 1$ .

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 10%, que representa uma quebra na série analisada (crise de 2009). Em outras palavras, independentemente da magnitude do choque tecnológico, é esperado que ele seja transitório. Dessa forma, uma alteração no nível dos choques tecnológicos tende a alterar a trajetória da série somente de modo passageiro. Portanto, é provável que os choques na produtividade total dos fatores sejam determinantes-chave para as recessões/expansões de curta duração.

Conforme mencionado 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 (tanto no Brasil quanto em Minas Gerais), reforça-se a ideia de que outras fontes, além da PTF, possam ter contribuído para o agravamento destes períodos em Minas Gerais. Em seguida, são analisados os choques fiscais.

### 5.2.2 Choques fiscais

A partir da tabela 7 é possível observar as estimativas pontuais, as estatísticas  $t$  e os valores críticos para os choques fiscais. Cabe dizer que os choques fiscais (de gastos) negativos têm efeitos permanentes e mais fortes em Minas Gerais do que no Brasil, e que em ambas as espacialidades os choques positivos extremos são permanentes. Assim, nota-se que as variações fiscais, por serem mais fortes, podem estar relacionadas a recessões enfrentadas exclusivamente por Minas Gerais. Para reforçar este ponto, destaca-se que 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	$\tilde{G}_t^{MG}$			$\tilde{G}_t^{BR}$		
	$\alpha(\tau)$	$t - Stat$	<i>v. c.</i>	$\alpha(\tau)$	$t - Stat$	<i>v. c.</i>
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

Elaboração dos autores.

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 resultados permitam inferir uma possível relação entre os choques de PTF, os gastos do governo e o produto, ainda é necessária parcimônia quanto aos determinantes. Por conta disso, a próxima subseção aborda a análise vetorial que auxiliará o teste de causalidade de Granger e a decomposição da variância do erro de previsão.

### 5.3 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 (*Akaike information criterium* – AIC, *Hannan-Quinn* – HQ, *Schwarz criterion* – 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.

Os resultados indicam que o modelo é estável e não sofre de autocorrelação/heterocedasticidade. O teste de causalidade Granger possui hipótese nula de que  $Y$  não Granger causa um vetor  $Z$ . Os testes de causalidade de Granger são apresentados a seguir nas tabelas 8 e 9.

Os resultados mostram que os valores defasados dos choques de gastos públicos Granger causam variações no ciclo do produto e na PTF. Relação similar é válida 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. Em outras palavras, existe um efeito estatisticamente significativo entre os termos defasados de cada variável e as demais, o que nos permite seguir para a próxima análise.

A decomposição da variância dos erros de previsão se encontra na tabela 10. Conforme esperado, o termo que mais explica a variância dos ciclos, tanto em Minas Gerais quanto no Brasil, é a produtividade total dos fatores. Contudo, comparativamente, as variações fiscais tendem a explicar levemente mais a variância dos ciclos em Minas Gerais do que no Brasil, e este resultado se sustenta não somente para os doze trimestres à frente de previsão como também para horizontes superiores (24 e 36). Tal resultado corrobora a suspeita de que choques fiscais podem potencialmente induzir a ciclos distintos no estado.

TABELA 8  
Teste de causalidade de Granger – Brasil

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

Elaboração dos autores.

TABELA 9  
Teste de causalidade de Granger – Minas Gerais

Causa	$\tilde{G}_{t-h}^{MG}$		$\tilde{A}_{t-h}^{MG}$		$Y_{t-h}^{MG}$	
Causada	$Y_t^{MG}$	$\tilde{A}_t^{MG}$	$Y_t^{MG}$	$\tilde{G}_t^{MG}$	$\tilde{A}_t^{MG}$	$\tilde{G}_t^{MG}$
p	0,009		0,033		0,004	
F - test	2,636		1,995		3,924	

Elaboração dos autores.

TABELA 10  
**Decomposição da variância dos erros de previsão**  
 (Em %)

Previsão (h)	$\gamma_t^{MG}$	$\tilde{G}_t^{MG}$	$\tilde{A}_t^{MG}$	$\gamma_t^{BR}$	$\tilde{G}_t^{BR}$	$\tilde{A}_t^{BR}$
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

Elaboração dos autores.

## 6 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 períodos potenciais 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, descritos a seguir.

- 1) 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).
- 2) Do segundo trimestre de 2011 ao terceiro do mesmo ano, período no qual houve uma recessão exclusivamente em Minas Gerais.
- 3) 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, este 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 10%) desencadearam efeitos permanentes e mais fortes em Minas Gerais do que no Brasil. Por sua vez, choques positivos extremos (quantil 90%) 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).

O teste de causalidade Granger indicou que os valores defasados dos choques de gastos públicos causam variações nos ciclos e na produtividade, bem como valida as relações entre as defasagens de cada variável e o valor corrente das demais.

Conforme esperado, o modelo vetorial identificou a produtividade total dos fatores como o termo que mais explica a variância do erro de previsão dos ciclos econômicos em Minas Gerais e no Brasil. Contudo, em termos comparativos, as variações fiscais tendem a explicar um pouco mais em Minas Gerais do que no Brasil. Este resultado é válido não só para os doze trimestres à frente de previsão como também para horizontes superiores, sugerindo que os choques fiscais (majoritariamente negativos) podem induzir a ciclos distintos no estado.

Acredita-se que a principal contribuição desse trabalho tenha sido a identificação e a 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

- BRY, G.; BOSCHAN, C. (Ed.). **Cyclical analysis of time series**: selected procedures and computer programs. New York: NBER, 1971. 230 p.
- COOLEY, T. F.; HANSEN, G. D. Money and the business cycle. *In*: COOLEY, T. F. (Ed.). **Frontiers of business cycle research**. New Jersey: Princeton University, 1995. p. 179-216.

COOLEY, T. F.; PRESCOTT, E. C. Economic growth and business cycles. *In*: COOLEY, T. F. (Ed.). **Frontiers of business cycle research**. New Jersey: Princeton University, 1995. p. 1-38.

CRUZ, F. I. L.; COLOMBO, J. A. Ciclos de negócios na construção civil: elaboração e análise de indicadores compostos coincidentes da atividade econômica nacional e regional do setor. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 38, n. 4, p. 733-772, maio 2018.

CASTRO, A. B. Keynes e a velha tradição do ciclo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 2, p. 281-294, ago. 1986.

DIEBOLD, F. X. (Ed.). **Elements of forecast**. 3. ed. Pennsylvania: Thompson/South-Western, 2004.

ENDERS, W. (Ed.). **Applied econometric time series**. New York: John Wiley and Sons, 1995.

GALVAO, A. F. Unit root quantile autoregression testing using covariates. **Journal of Econometrics**, v. 152, n. 2, p. 165-178, Oct. 2009.

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

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

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

KALECKI, M. (Ed.). **Essays in the theory of economic fluctuations**. New York: Farrar and Rinehart, 1939.

\_\_\_\_\_. (Ed.). **Theory of economic dynamics: an essay on cyclical and long-run changes in capitalist economy**. London: George Allen and Unwin, 1954.

KEYNES, J. M. **The general theory of employment, interest and money**. London: Palgrave Macmillan, 1936.

KOENKER, R.; BASSETT JUNIOR, G. B. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33-50, Jan. 1978.

KOENKER, R.; XIAO, Z. Unit root quantile autoregression inference. **Journal of the American Statistical Association**, v. 99, n. 467, p. 775-787, Sept. 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, Nov. 1982.

LUCAS, R. Understanding business cycles. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 5, n. 1, p. 7-29, 1977.

MUSSOLINI, C. C.; TELES, V. K. Ciclos reais e política fiscal no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 42, n. 1, p. 75-96, jan.-mar. 2012.

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, Nov. 2005.

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

POSSAS, M. L.; BALTAR, P. E. A demanda efetiva e dinâmica em Kalecki. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 1, p. 107-160, abr. 1981.

PRESCOTT, E. C. Theory ahead of business cycle measurement. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, Minneapolis, v. 10, n. 4, p. 9-21, 1986.

ROMER, D. (Ed.). **Advanced macroeconomics**. New York: McGraw-Hill/Irwin, 2012.

SCHUMPETER, J. (Ed.). **Business cycles: a theoretical, historical and statistical analysis of the capitalist process**. New York: McGraw-Hill, 1939.

VAL, P. R. C.; FERREIRA, P. 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, ago. 2001.

#### **BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR**

CODACE – COMITÊ DE DATAÇÃO DE CICLOS ECONÔMICOS. **Comunicado de criação do Codace e datação de ciclos trimestrais brasileiros**. Rio de Janeiro: FGV, maio 2009.

## APÊNDICE A

**ALGORITMO EM R PARA WEB-SCRAPING DE DADOS DO PORTAL DA TRANSPARÊNCIA DO ESTADO DE MINAS GERAIS**

```
MG_DespD <- function(year,quarter){
  require(magrittr)
  require(xml2)
  require(rvest)

  url<-'http://www.transparencia.mg.gov.br/despesa-estado/despesa/despesa-
  orgaos/%04d/%02d-%02d-%04d/%02d-%02d-%04d/0'

  if(quarter == 1){ monthS = 01
    dayS = 01
    monthF = 03
    dayF = 31
  }else if(quarter == 2){monthS = 04
    dayS = 01
    monthF = 06
    dayF = 30
  }else if(quarter == 3){monthS = 07
    dayS = 01
    monthF = 09
    dayF = 30
  }else if(quarter == 4){monthS = 10
    dayS = 01
    monthF = 12
    dayF = 31
  }

  urlf <- sprintf(url, year, dayS,monthS,year, dayF,monthF,year)
```

```
table <- urlf %>%
xml2::read_html() %>%
rvest::html_table() %>%
as.data.frame()
return(table)
}
for(i in 2002:2018){for(j in 1:4){
assign(paste(sprintf('MG%04d',i), sprintf('Q%01d',j), sep = ""),
as.numeric(gsub(",",".",(gsub(".", ""),(MG_DespD(year = i,quarter = j)
[length(MG_DespD(year = i,quarter = j)[,1]),4]),fixed=TRUE)), fixed = TRUE)))
}}
rm(list=ls()[c(which(ls() == "i"),which(ls() == "j"), which(ls() == "MG_DespD"))])
x <- ls()
MGDATAQ <- matrix(sapply(1:(length(x)), function(x,i){eval(parse(text
= x[i]))}),x=x)
```

Originais submetidos em: nov. 2019.

Última versão recebida em: jan. 2021.

Aprovada em: jan. 2021.