

Análise dos efeitos da política monetária sobre a atividade econômica no estado de Minas Gerais

Analysis of the effects of monetary policy on economic activity in the state of Minas Gerais

Bruno Henrique Picon de Carvalho^a

Patrícia Alves Rosado Pereira^b

Simone de Faria Narciso Shiki^c

RESUMO

Este artigo analisa os impactos de choques na política monetária via canais de transmissão sobre as variáveis macroeconômicas mineiras no período entre março de 2000 e outubro de 2012. É utilizada como metodologia o modelo VECM. Os resultados indicam que a Taxa Selic possui baixo poder sobre as variáveis macroeconômicas mineiras, porém, em termos dos outros instrumentos de política monetária, como a taxa de juros de longo prazo, as operações de crédito, a taxa de câmbio e a oferta de moeda, os efeitos foram significativos e permanentes, indicando a não neutralidade da moeda. A inflação apresentou evidências da existência de *price puzzle*. Desta forma, a política anti-inflacionária pode possuir um efeito negativo sobre o setor real mais que proporcional ao efeito sobre a inflação.

Palavras-chave: Política monetária, atividade econômica e análise de cointegração.

JEL: C13; E52.

ABSTRACT

This article analyzes the impact of monetary policy shocks via transmission channels on Minas Gerais's macroeconomic variables between March 2000 and October 2012. It is used as methodology the VECM. The results indicate that the Selic has low power on Minas Gerais's macroeconomic variables, however, in terms of other policy instruments, such as interest rate of long-term, credit operations, the exchange rate and the money supply, the effects were significant and permanent, indicating the non-neutrality of the coin. The inflation has presented evidence of the existence of *price puzzle*. Thus, the anti-inflationary policy may have a negative effect on the real sector more than proportional effect of that on inflation.

Keywords: Monetary policy, economic activity and cointegration analysis

Submetido em: 28 de maio de 2018.

Aceito em: 16 de julho de 2018.

^aMestre em Economia pela Universidade Federal do Espírito Santo.

^bProfessora Adjunta do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de São João Del-Rei. E-mail: patyrosado@ufsj.edu.br

^cProfessora Adjunta do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de São João Del-Rei.

1. Introdução

A política monetária está entre os temas mais controversos da economia, cujo debate se constitui desde a eficácia e a defasagem do seu efeito e duração, até as diferenças entre seus mecanismos de transmissão e efeitos regionais.

É reconhecido, de modo generalizado, que a política monetária possui impactos sobre o setor real da economia, ao menos no curto prazo. Para os economistas das escolas ortodoxas, a moeda é neutra, no longo prazo, possuindo efeito sobre o setor real, apenas no curtíssimo prazo. Para a escola Keynesiana, o sistema financeiro e o setor real são integrados, de forma que em uma economia monetária de produção, a moeda não é neutra.

No Brasil, a política monetária é de caráter nacional, com a adoção de taxa de juros de curto prazo única para todas as unidades federativas. A utilização dessa política está atrelada ao regime de metas de inflação adotado, pelo governo brasileiro, em 1999. A condução desse regime é feita pelo Banco Central do Brasil, e tem como principal função o controle do nível de preços (CARVALHO et al., 2007).

Contudo, estudos, que se referem a forma como as políticas monetárias adotadas pelos bancos centrais afetam as unidades subnacionais, indicam que, mesmo dentro de uma economia, as diferentes regiões apresentam comportamentos econômicos diferenciados aos choques monetários. Essas diferenças ocorrem, principalmente, devido a diferenças nas estruturas produtivas regionais, nas composições setoriais e diferentes níveis de desenvolvimento financeiros regionais. Carlindo e Defina (1997), por exemplo, identificaram os diferentes efeitos das medidas de política monetária adotadas pelo *Federal Reserve* (FED), nos estados e regiões dos Estados Unidos. Segundo os referidos autores, as alterações de política afetam de forma diferenciada os estados, devido à heterogeneidade das economias estaduais e de suas redes financeiras, entendidas estas como a forma de organização do sistema financeiro nos diferentes estados.

Dentro deste campo de pesquisa, realizando análises para o Brasil, é possível citar Teles e Miranda (2006), Vasconcelos e Fonseca (2002), Rocha, Silva e Gomes (2011) e Bertanha e Haddad (2008). Seus resultados convergem para os mesmos de Carlindo e Defina (1997), fortalecendo o papel da heterogeneidade das economias estaduais e de suas formas de organização do sistema financeiro como elementos explicativos para os diferentes impactos da política monetária. O papel das redes financeiras nestes processos é compatível com a abordagem pós-keynesiana do papel ativo da moeda e do setor financeiro.

Diante do exposto, o presente estudo tem por objetivo investigar se os mecanismos de política monetária, via canal da taxa de juros, do crédito e do câmbio, têm impactos na produção industrial, taxa de desemprego, exportações e importações do Estado de Minas Gerais, no período de março de 2000 a outubro de 2012. Especificamente, pretende-se: analisar a sensibilidade da produção industrial, da taxa de desemprego, das exportações e importações de Minas Gerais, ao longo do tempo, diante das oscilações nas variáveis taxa de juros, crédito e câmbio; e identificar as variáveis monetárias que mais afetam as variáveis objeto de estudo do presente trabalho. Espera-se que tais análises colaborem no melhor planejamento da política monetária, ao levar em consideração os impactos assimétricos regionais da mesma, no que tange ao desenvolvimento econômico nos estados e municípios.

A escolha do Estado de Minas Gerais se justifica pela sua importância para a economia brasileira, dada a sua participação no Produto Interno Bruto (PIB) nacional de 9,2%. Ademais, Minas

Gerais possui 31% de seu PIB composto pelo setor industrial, sendo que a indústria de transformação correspondeu a 11,8% em 2012 (FJP, 2012).

O período delimitado para o estudo se justifica por compreender a análise da política monetária após a adoção do regime de metas de inflação e câmbio flexível, no ano de 1999.

2. Canais de transmissões monetárias

De acordo com Taylor (1995), o canal de transmissão monetária é o mecanismo através do qual alterações na política monetária têm impacto sobre o PIB real e a inflação. Para este autor, existem muitas visões diferentes dos mecanismos de transmissões monetários, e esta diferença é devida à ênfase que é dada a moeda, crédito, taxas de juros, câmbio, preços dos ativos ou o papel dos bancos comerciais e outras instituições financeiras. Nesta perspectiva, Carvalho (2005) destaca três canais de transmissão monetária. O primeiro é o canal da Taxa de Juros ou canal do Portfólio, que está relacionado com o modelo IS-LM, pelo qual uma política monetária expansionista leva à queda da taxa de juros real, que por sua vez reduz o custo do capital, aumentando o investimento. O aumento do investimento eleva a demanda agregada e, assim, o produto.

Taylor (1995) afirma que, para se entender melhor esse mecanismo de transmissão é necessário diferenciar a taxa de juros real de longo prazo da taxa de juros nominal de curto prazo, sendo que a primeira afeta a economia e a segunda é a ferramenta das autoridades monetárias. Para o autor, a transmissão da variação das taxas nominais para as taxas reais está relacionada à rigidez temporária de salários e preços. E a transmissão das taxas de curto para longo prazo decorre do fato da taxa de juros de longo prazo ser dada pela média ponderada das taxas de juros de curto prazo esperadas futuras. Dessa forma, é o ajuste lento da economia que transmite o efeito monetário para o setor real, embora neste modelo, o efeito seja apenas no curto prazo.

Carvalho (1996) descreve que, no *Tratado Sobre a Moeda*, Keynes divide a economia em dois meios de circulação da moeda, o industrial e o financeiro. Na circulação industrial ocorre o fluxo de bens e serviços, na qual a moeda exerce uma função de meio de troca. Na circulação financeira ocorre o comércio dos ativos financeiro, e neste a moeda assume o papel de um ativo, que embora não possua rendimento, possui o maior prêmio de liquidez. Assim, a moeda faz o papel de ligação entre esses dois circuitos, “facilitando a operação do lado real da economia, mas sendo também uma fonte potencial de problemas, no caso dos ativos monetários se tornem mais atraentes que ativos de capital real” (CARVALHO, 1996, p. 50).

Carvalho et al. (2007) explicam que a política monetária, ao alterar a taxa de juros, altera o rendimento na circulação financeira. A comparação da taxa de juros com o rendimento do investimento na circulação industrial pode levar ao vazamento de liquidez da circulação financeira para a industrial, de forma a expandir a produção econômica. A taxa de juros irá afetar, então, a decisão de composição de portfólio dos agentes, que decidirão entre entesourar a moeda, especular ou investir. Conforme Keynes (2012), essa decisão ocorre pela retribuição de se manter o ativo, que pode ser definida por $q - c + l$, sendo q o rendimento do ativo, c o custo para mantê-lo e l seu prêmio de liquidez. Este prêmio está relacionado com o comportamento denominado preferência pela liquidez, sendo que esta é dada “por uma curva que representa o montante dos seus recursos, medidos em termos monetários ou em unidades de salário, que deseja conservar sob a forma de moeda em diferentes circunstâncias” (KEYNES, 2012, p. 149). A preferência pela liquidez surge devido ao fato de existir o elemento

incerteza sobre a taxa de juros futura, uma vez que as previsões sobre o futuro, realizadas pelos agentes, não são homogêneas.

O segundo modelo teórico de transmissão monetária é o do canal do crédito, pelo qual a política monetária afeta a oferta de crédito e a capacidade dos bancos de financiar a atividade econômica. Tomazzia e Meurer (2009) e Fuinhas (2002) demonstram que o funcionamento desse canal está baseado nas imperfeições do mercado financeiro.

Fuinhas (2002) argumenta também que para a existência do canal do crédito devem existir duas condições. A primeira é o racionamento de crédito e a segunda condição é o fato da política monetária ser capaz de afetar a oferta real de crédito. O autor continua ao explicar que uma das hipóteses mais aceitas para que a política monetária condicione a oferta real de crédito é que o ajuste dos portfólios seja lento e apresente custos. Dessa forma, os preços aumentam menos do que a oferta monetária.

Stiglitz e Wiss (1981) demonstram que o mercado de crédito não é um mercado como o mercado de bens, no qual a demanda e oferta se igualam, mantendo um equilíbrio. Os bancos ao fazerem empréstimos estão avaliando o risco envolvido na operação. E a taxa de juros é capaz de afetar este risco, devido a dois fatores: seleção adversa e o efeito incentivo. Ambos são causados pelas assimetrias de informações nos mercados de crédito.

O retorno esperado dos bancos está relacionado com a probabilidade de reembolso dos empréstimos realizados. Assim sendo, para os bancos se tornarem mais efetivos devem ser capazes de diferenciar bons e maus pagadores. Conforme Stiglitz e Wiss (1981), a taxa de juros não é um mecanismo de triagem perfeito, pois altas taxas de juros podem atrair maus pagadores, devido à baixa probabilidade de estes reembolsarem os empréstimos. Quando as taxas de juros sobem, o risco sobre o retorno esperado dos bancos também sobe, diminuindo o retorno esperado dos bancos. As taxas de juros altas levam as empresas a apresentarem projetos mais arriscados, mas com ganhos maiores.

Diante disso, no modelo de Stiglitz e Wiss (1981), mesmo que a demanda por empréstimos seja maior do que a oferta, situação que em um mercado perfeito levaria a um aumento da taxa de juros, faz com que, dada a assimetria de informações e dificuldades de selecionar bons e maus pagadores, o banco tenda a racionar crédito. O ponto de equilíbrio ocorre no ponto que maximiza o retorno esperado dos bancos, acima deste ponto, o aumento da taxa de juros aumenta o risco do empréstimo, de forma que seu retorno esperado se torne decrescente. Assim, os bancos tendem a exigir garantias em troca de seus empréstimos. Essa situação gera um racionamento de crédito.

Para a escola pós-keynesiana, o crédito é um elemento importante para a dinâmica econômica. Conforme Minsky (2010), a demanda efetiva por investimento necessita de financiamento, e este pode vir de fundos externos ou internos. Dado que um investimento dificilmente possui recursos internos para ser realizado, é comum na economia contemporânea o financiamento por uma fonte externa. Quando ocorre esse processo, os pagamentos dos compromissos tornam-se um determinante do fluxo de caixa mínimo necessário para a manutenção. Portanto, o financiamento torna-se um dos determinantes do investimento.

A importância da política adotada pelos bancos para a economia ocorre porque:

Financiamento constitui, essencialmente, um fundo rotativo. Não emprega poupança. É, para a comunidade como um todo, apenas uma transação contábil. Logo que é “usado”, no sentido de ser gasto, a falta de liquidez é automaticamente compensada e a disposição de iliquidez temporária está de

novo pronta a ser usada mais uma vez. O financiamento que cobre o interregno, para usar uma frase empregada pelos banqueiros em um contexto mais limitado, é necessariamente “autoliquidável” para a comunidade encarada como um todo, ao fim do período intermediário (KEYNES, 1988b, p. 94).

As decisões dos bancos em realizar operações de empréstimos estão ligadas a incerteza quanto ao futuro, e como os demais agentes econômicos, os bancos possuem preferência pela liquidez. Conforme Keynes (1988b), a oferta de empréstimos depende dos termos e do estado de expectativas dos bancos para se tornarem mais ou menos líquidos. Desta forma, a política monetária adotada pelo Banco Central altera não apenas as condições dos bancos de realizar empréstimo, mas também a disposição a emprestar.

O terceiro canal é o do câmbio, pelo qual a alteração da taxa de juros altera a rentabilidade dos ativos nacionais em relação aos ativos externos. Conforme Taylor (1995), esse mecanismo funciona com base na paridade dos juros, ou seja, a diferença de juros entre dois países é igual a variação na taxa de cambio esperada entre os dois países. Quando essa relação não se mantém, o capital flui para o país com maior retorno até igualar novamente os retornos esperados.

Conforme Mendonça (2001), uma elevação na taxa de juros aumenta a entrada de capitais externos, o que eleva o preço da moeda doméstica. Essa relação faz com que o produto doméstico se torne mais caro no exterior, o que diminui as exportações líquidas e diminuem o produto.

O debate entre as diferentes escolas econômicas, acerca da política monetária, possui como diferencial, entre as escolas, a duração do efeito da política. Para os economistas ortodoxos, este efeito ocorre apenas no curto prazo, característica denominada como neutralidade da moeda. Conforme estes pensadores, no curto prazo, a moeda possui efeito sobre a produção, mas, no longo prazo, o efeito da política monetária ocorre apenas sobre os preços. Para os economistas heterodoxos, a moeda não é neutra mesmo no longo prazo.

Para Keynes (2012), o aumento da demanda efetiva, causado pelo aumento de moeda, terá parte do seu efeito transformado em trabalho e parte sobre os preços. Segundo o autor, sendo e a elasticidade dos preços nominais às variações na quantidade de moeda, tem-se a equação (01):

$$e = e_d(1 - e_e \cdot e_o + e_e \cdot e_o \cdot e_w) \quad (01)$$

em que e_d é a elasticidade da demanda efetiva às variações da quantidade de moeda, de forma que e_d representa os fatores de liquidez que compõem a demanda de moeda apresentada anteriormente. O e_d é a elasticidade da produção à demanda efetiva e e_e é a elasticidade do emprego (medida da reação do número de unidades de trabalho empregada em relação à variação do número de unidades de salários). Os termos e_e e e_o são os fatores que determinam a taxa dos rendimentos, quando se adiciona mais emprego ao equipamento existente, de forma que $e_e \cdot e_o = 1$ em casos de rendimentos constantes e $e_e \cdot e_o = 0$ se houver pleno emprego do equipamento ou mão de obra. Por fim, e_w é a elasticidade do salário nominal ao emprego, medindo a relação da unidade de salário à demanda de emprego. Somente em situações em que $e = 1$, um aumento da moeda terá seu efeito total sobre os preços.

Para a literatura heterodoxa, embora o estoque de moeda varie, devido a alterações na taxa de juros, a política monetária, via alterações da taxa de juros, possui efeitos diretos no processo produtivo.

Como visto anteriormente, os pagamentos dos compromissos financeiros tornam-se determinantes do fluxo de caixa mínimo para manutenção do negócio.

Para Kalecki (1977) existem dois tipos de preços, os preços determinados pela demanda e os determinados pelos custos. Os preços determinados pela demanda ocorrem nos processos produtivos, nos quais a oferta é inelástica no curto prazo, de forma que um aumento da demanda diminui os estoques e aumenta os preços. Esse tipo de preço está relacionado à produção de matéria-prima e a agricultura.

Para o autor, os preços determinados pelos custos ocorrem nas indústrias que operam com capacidade ociosa, permitindo que a oferta seja elástica no curto prazo. Assim, um aumento da demanda é atendido com o aumento da produção, e os preços passam a depender das modificações nos custos de produção. Neste tipo de mercado, as empresas possuem uma relação semi-monopolística e, para manter sua relação de *mark-up*, tenderão a repassar os choques nos custos para os preços.

Para Minsky (2010), os investimentos são iguais aos lucros. Essa situação força a economia a operar de modo que um superávit seja gerado. Os preços devem exceder os custos, de forma que “os excessos de retorno realizados sobre os custos diretos de mão de obra devem ser suficientes para financiar custos gerais e compromissos de pagamentos sobre obrigações”. (MINSKY, 2010, p. 213). Para que a economia funcione, durante períodos sucessivos, é necessário também que o superávit gerado seja suficiente, para que entradas na produção possam ser financiadas pelo excesso de retorno.

Com um aumento da taxa de juros, o custo do financiamento da produção e das obrigações assumidas aumenta. As empresas, capazes de alterar o preço do mercado, terão de aumentar o preço do seu produto para manter o seu *mark-up*. Caso a empresa seja uma tomadora de preço, terá de ajustar a produção paralelamente à sua curva de custo marginal, de forma que, o primeiro tipo de empresa possui maior capacidade de financiamentos em larga escala (MINSKY, 2010).

Considerando tais aspectos, um aumento da taxa de juros afeta os preços via contração da demanda efetiva, mas também há um canal dos preços, pelo qual o aumento das taxas de juros causa um aumento dos preços. Este último fenômeno é recorrente em trabalhos econométricos. Eichenbaum (1992) cunhou o termo *price puzzle* para o mesmo. Este resultado pode ser visto nos trabalhos de Araújo e Modenesi (2009) e Kawamoto e Oreiro (2011).

3. Metodologia

Neste trabalho, a metodologia utilizada é o Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR). A amostra temporal utilizada compreende o período de março de 2000 a outubro de 2012. As variáveis possuem periodicidade mensal e foram logaritmizadas. Foi acrescentada uma variável exógena, o índice de preços das *commodities* como um indicador de preços internacionais.

Fatores como acontecimentos políticos e econômicos podem influenciar o comportamento normal das séries analisadas, levando-as a serem ou não estacionárias. Nesse sentido, a identificação da ordem de integração das variáveis torna-se de fundamental importância para determinar se a série é ou não estacionária em nível.

Dentre os diversos testes empregados para avaliar a estacionariedade de uma série temporal, o Dickey-Fuller Aumentado (ADF) foi utilizado. para testar a presença de raiz unitária.

Para definir o número de defasagens empregadas na realização dos testes de ADF, neste trabalho, foi utilizado o critério de SBC (*schwarz bayesian criterion*), com o intuito de minimizar a possível presença de autocorrelação nos resíduos.

Para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as variáveis utilizadas neste estudo, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen e Juselius (1990). Este teste possibilita identificar o maior conjunto de variáveis que compartilham o mesmo comportamento de longo prazo, dado que a análise é conduzida por uma estrutura multivariada.

O procedimento de Johansen (1991) para testar a cointegração baseia-se na versão reparametrizada de um modelo VAR(p), representado pela equação (02):

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi_1 X_{t-1} + \xi_t \quad (02)$$

em que X_t é um vetor ($k \times 1$) de variáveis estocásticas; ξ_t são erros idêntica e independentemente distribuídos, ou seja, que seguem a distribuição normal; e $\Pi = \alpha\beta'$, em que α e β' são matrizes ($k \times r$), sendo r o posto da matriz Π , que é igual ao número de vetores linearmente independentes ou cointegrados e p é o número de defasagens das variáveis.

A determinação de que r é o posto da matriz Π permite inferir que esta tenha r autovalores diferentes de zero, e três situações podem ocorrer: (i) se $r=k$, então y_t será estacionário e a questão de cointegração não será pertinente; (ii) se $r=0$, então Δy_t será estacionário e não haverá relação de cointegração entre as variáveis; e (iii) se $0 < r < k$, existirão r relações de cointegração que fornecerão r vetores de cointegração. Nesse último caso, existem ainda matrizes α e β de dimensão $k \times r$, tais que $\Pi = \alpha\beta'$ e o vetor $\beta'y_t$ é estacionário, havendo, portanto, r vetores de cointegração (as r colunas de β), que definem as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis; α é a matriz de coeficientes de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo e; Γ_i correspondem a matrizes de coeficientes que definem a dinâmica de curto prazo.

Portanto, para testar a cointegração das séries temporais utilizadas neste trabalho, foram utilizados os testes traço ($\lambda_{\text{traço}}$) e de máximo autovalor (λ_{max}), propostos por Johansen e Juselius (1990). Segundo esses autores, as hipóteses do teste do traço são construídas de forma a verificar a existência do número máximo de (r) vetores cointegrados, ou seja: $H_0 : r_0 \leq r$ e $H_1 : r_0 > r$.

Por outro lado, a hipótese nula do teste de máximo autovalor é formulada de modo a verificar o número exato de vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de existência de $r + 1$ vetores: $H_0 : r_0 = r$ e $H_1 : r_0 = r + 1$.

Os testes do traço e de máximo autovalor são denotados, respectivamente, por: $\lambda_{\text{traço}} = -T \sum_{i=r_0+1}^p \ln(1 - \lambda_i)$, com $r=0, 1, 2, \dots, p-1$, e $\lambda_{\text{max}} = -T \ln(1 - \lambda_{r_0} + 1)$, sendo que T é o número de observações

e λ_1 são os autovetores estimados. Se os valores calculados, tanto na estatística do traço quanto na de máximo autovalor, forem maiores do que os níveis críticos estabelecidos por Johansen e Juselius, rejeita-se H_0 (H_0 : ausência de cointegração).

Assumindo que todas as variáveis explicativas contidas no modelo são I(1) e que, também, sejam cointegradas, é possível estimar o Modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC), que demonstra o ajustamento de equilíbrio entre o curto e longo prazo, fornecido por um VAR (p) reparametrizado, dada as restrições de cointegração.

Ao utilizar os modelos VAR ou VEC, um dos principais objetivos é examinar os efeitos de choques individuais sobre a dinâmica do sistema e, segundo Lütkepohl e Krätzig (2004), esses modelos possibilitam a decomposição da variância dos erros de previsão k períodos à frente, o que permite determinar a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do modelo econômico, ao longo do tempo. Assim, torna possível a separação da variância dos erros de previsão para cada variável em componentes, que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas isoladamente, apresentando, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema (MARGARIDO et al., 2002).

Para analisar os impactos de choques nas variáveis, utilizou-se da função de resposta de impulso, por meio do cálculo das elasticidades de impulso, levando-se em conta os efeitos simultâneos entre as variáveis do modelo. Nesse sentido, estas elasticidades de impulso relacionam o efeito contemporâneo completo de cada variável aos efeitos contemporâneos da variável que sofreu o choque não antecipado. Neste trabalho, analisou-se o efeito dos choques do câmbio (CAMBIO), da taxa Selic (SELIC), do swap (SWAP) e das operações de crédito (OP) sobre a produção industrial (PI), desemprego (DES), operações de crédito (OC), exportação (EX) e importações (IMP) mineiras e o Índice de Preços ao Consumidor (IPCA).

De acordo com Margarido et al. (2002), ao se analisar o efeito de choques individuais sobre a dinâmica do sistema, torna-se necessário diagonalizar a matriz de variância e covariância dos resíduos, para evitar que choques sobre determinada variável contaminem todo o sistema, impedindo a análise de seu efeito individual sobre o comportamento da variável de interesse. O procedimento utilizado nesse estudo para diagonalizar essa matriz foi o da decomposição de Cholesky¹, seguindo a seguinte ordenação: SELIC, CAMBIO, SWAP, M1, OC, PI, DES, EX, IMP e IPCA.

A SELIC seguiu essa ordenação por ser a variável de política monetária do Banco Central. Os choques na SELIC transmitem-se primeiro ao CAMBIO, que também depende de fatores externos. Essas duas variáveis afetam a taxa de juros de longo prazo SWAP. A SELIC, CAMBIO e SWAP alteram a quantidade de moeda na economia M1, que, em combinação com as variáveis citadas, determinam o volume de crédito OC.

A PI vem sendo afetada, contemporaneamente, por essas variáveis e é seguida pelo DES. O efeito do aumento da demanda agregada causado pela variação da moeda é dividido em emprego e aumento

¹ Maiores detalhes sobre o processo de diagonalização da matriz de variância-covariância ver Lutkepohl (2004).

dos preços. O aumento do emprego afeta a própria demanda agregada, através do multiplicador, por isso a variável IPCA foi colocada na última posição. As variáveis EX e IMP, por serem afetadas contemporaneamente pelas outras e afetarem o IPCA, foram ordenadas na antepenúltima e penúltima posição respectivamente.

Como análise complementar, foi calculado um indicador do *mark-up* para a indústria mineira. Esse cálculo seguiu a metodologia de Spat e Massuquetti (2009) e foi estimado pela relação entre o excedente líquido e os custos de produção (custos das operações industriais + gasto com pessoal). O excedente líquido é definido por valor bruto da produção industrial menos o custo de produção. Consequentemente, o *mark-up* é estimado pela razão entre valor da produção e custos diretos. Os dados para o cálculo do *mark-up* foram obtidos através da Pesquisa Anual Industrial – Empresa, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A base de dados utilizada neste estudo e a descrição das variáveis estão apresentadas no Quadro 1.

Quadro 1: Descrição das variáveis

Variável	Sigla	Descrição	Fonte
Produção industrial	PI	Índice de Produção industrial de Minas Gerais (2002=100) com ajuste sazonal – em logaritmos naturais	IBGE
Crédito	OC	Operações de crédito (deflator IPCA) – em logaritmos naturais	SISBACEN
Exportação	EX	Exportação de bens de Minas Gerais (deflator IPCA) US\$ (mil) – em logaritmos naturais	MDIC/Secex
Importação	IMP	Importações de bens de Minas Gerais (deflator IPCA) US\$ (mil) – em logaritmos naturais	MDIC/Secex
Desemprego	DES	Taxa de desemprego - Região metropolitana - Belo Horizonte (na semana) - em logaritmos naturais	IBGE
Oferta de moeda (M_1) = papel moeda em poder do público (PMPP) + depósito à vista dos bancos comerciais (DV_{BC})	M1	M1 - média - R\$ (milhões) (deflator: IPCA) - dessazonalizado pelo método X12 – em logaritmos naturais	BCB
Instrumento de política monetária	SELIC	Over / Selic - (% a.a.)	BCB
Inflação de Minas Gerais	IPCA	Amplio - Belo Horizonte (Julho de 1994 =100) – em logaritmos naturais	IBGE
Câmbio	CAMBIO	Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - comercial - venda - fim período – em logaritmos naturais	IPEADATA
Taxa de Juros de Longo prazo	SWAP	Taxa referencial - swaps - DI pré-fixada - 360 dias - fim de período - (% a.a.)	BM&F
Índice de Preço externo	CPI	<i>Commodity Price Index</i> , 2005 = 100, em logaritmos naturais	FMI

Fonte: Elaboração própria.

4. Resultados

O primeiro passo para investigar se os mecanismos de transmissão da política monetária via canal da taxa de juros, do crédito e do câmbio têm impactos na produção industrial, taxa de desemprego, exportações e importações do Estado de Minas Gerais, no período de março de 2000 a outubro de 2012, foi testar a hipótese de estacionariedade das séries. Foram implementados dois testes. O primeiro consiste no teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o segundo o teste de Perron e Vogelsang (1992).

Os resultados do teste ADF apontam que, considerando as séries em nível, rejeita-se a presença de raiz unitária aos níveis de 1% e 5% de probabilidade para as variáveis SELIC e SWAP, o que indica que estas foram estacionárias em nível, enquanto as demais não foram. Em primeira diferença, os testes indicam que, ao nível de significância de 1% e 5%, todas as séries são estacionárias.

O próximo passo é a determinação da ordem de defasagem que foi utilizada no modelo VAR. Na identificação do número de defasagens do modelo VAR, utilizou-se o Critério de Schwarz, que, segundo Enders (1995), é o mais parcimonioso, o qual identificou a existência de apenas uma defasagem no modelo.

Para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre os mecanismos de transmissão da política monetária (taxa de juros Selic, crédito) e a produção industrial, a taxa de desemprego e as exportações e importações do Estado de Minas Gerais fez-se o teste de cointegração elaborado por Johansen e Juselius *apud* Enders (2004). Segundo o teste de Traço, a hipótese de que o posto da matriz de cointegração é nulo é rejeitada, ao passo que não se rejeita a hipótese $r = 4$, ao nível de significância de 5%, isto significa que pelo teste do traço tem-se quatro vetores de cointegração. Da mesma forma, de acordo com o teste do Máximo Autovalor, a hipótese de que o posto da matriz de cointegração é nulo é rejeitada, ao nível de significância de 5%, sendo que, a esse nível de significância, não se rejeita a hipótese alternativa $r = 5$. Constata-se, assim, a existência de cinco vetores de cointegração, ou seja, cinco relações de equilíbrio no longo prazo, como houve divergência entre os testes optou-se pelo máximo autovalor, que, segundo Bueno (2008), é mais parcimonioso.

Para analisar as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis incluídas na análise, estimou-se o modelo VEC normalizado pelas variáveis Câmbio, SELIC, operações de crédito (OC), taxa de juros de longo prazo (SWAP) e a oferta de moeda (M1), uma vez que o presente estudo quer verificar como os canais de transmissão da política monetárias afetam as variáveis econômicas mineira, representadas pelas variáveis produção industrial, taxa de desemprego, exportações e importações e o IPCA.

A Tabela 1 representa as cinco relações de equilíbrio ao longo do tempo entre as variáveis supracitadas. Cabe ressaltar que, os resultados da tabela estão invertidos.

A primeira coluna da Tabela 1 apresenta a equação que demonstra os resultados das variáveis que influenciam a produção industrial (PI), expressa pela equação (03):

$$PI = 11,31 - 0,126 LCAMBIO + 0,437LSELIC - 0,197LOC - 0,80LSWAP - 0,06M1 \quad (03)$$

Como os coeficientes das variáveis estão em logaritmo, estes se referem às elasticidades da variável dependente em relação a cada um dos regressores. Assim, de acordo com os resultados pode-se inferir que um aumento de 10% na taxa de câmbio, *coeteris paribus*, ocasiona uma redução de 1,26% no índice de produção industrial. Esse resultado não era esperado, mas pode ser justificado pelo aumento dos preços dos insumos importados, que leva a um aumento dos custos de produção das empresas, resultando na queda na mesma.

Tabela 1: Vetores de cointegração normalizados pelo método de Johansen, março de 2000 a outubro 2012

	PI	IPCA	DES	IMP	EX
CAMBIO	-0,12** (-1,70)	0,54* (7,70)	0,25*** (1,59)	-1,03* (-7,25)	-0,17 ^{NS} (-0,90)
SELIC	0,44* (4,25)	-0,18** (-1,82)	0,57* (2,59)	0,45** (2,27)	0,77* (2,94)
OC	-0,19* (-3,09)	0,30* (5,02)	-0,42* (-3,13)	0,04 ^{NS} (0,29)	0,77* (4,85)
SWAP	-0,84* (-7,51)	0,44* (4,17)	-0,14 ^{NS} (0,61)	-0,78* (-3,64)	0,48** (1,69)
M1	-0,07 ^{NS} (-0,47)	0,55* (3,93)	0,25 ^{NS} (0,79)	0,29 ^{NS} (1,04)	1,17* (3,13)
C	11,30	-8,54	7,91	9,59	-20,88

*, **, *** significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente, e ^{NS} não significativo

Os valores entre colchetes referem-se às estatísticas do teste “t” de Student

Fonte: Dados da pesquisa.

Com relação a taxa de juros SELIC, verifica-se também que o sinal é contrário ao que se esperava, indicando que, tudo mais constante, um aumento na SELIC de 10% aumenta a PI em 4,40%. O coeficiente do SWAP indica a existência do canal de juros na transmissão da política monetária, em que, *coeteris paribus*, um aumento de 10% na taxa de juros de longo prazo SWAP diminui a produção industrial em 8,4%. Esses resultados podem estar relacionados ao fato de que no período analisado, o Banco Central praticou altas taxas de juros, sendo a mais alta de 26,30%, em março de 2003, e a mais baixa 7,39%, em setembro de 2012. Neste contexto, os coeficientes explicam que, mesmo com a taxa Selic alta, a produção industrial foi passível de crescimento. Dessa forma, a PI reage positivamente à SELIC, mas, negativamente à SWAP, pois, conforme Keynes (2012) e Minsky (2010), o nível de produção depende das expectativas de rendimentos futuros dos investidores. Portanto, uma alta da taxa de juros pode indicar expectativas de queda na mesma, a longo prazo, o que pode ter motivado os agentes a investirem mais, aumentando a produção, mesmo num período de taxas de juros de curto prazo elevadas.

As OC apresentam sinal contrário ao esperado, indicando que um aumento de 10% nas OC diminui em 1,9% a PI. Esta relação, combinada com as altas taxas de juros praticadas no período, indicam que o crédito estava sendo utilizado para financiar posições especulativas, de forma que a moeda proveniente do crédito ficou na circulação financeira e não foi para a industrial. Tal fato permite inferir que, no período em análise, as taxas de juros praticadas nas operações de créditos não foram reduzidas o suficiente para um patamar inferior à eficiência marginal do capital. Conforme salienta Keynes (2012) a taxa pode ter impedido os agentes empresariais a investir no setor produtivo da economia. Já o coeficiente referente à contribuição da oferta de moeda em promover alterações na PI, este mostrou-se estatisticamente igual zero ao nível de 10% de significância, mostrando que no período em análise essa variável não se apresentou relevante nas variações da produção industrial.

Na segunda coluna da Tabela 1, mostra-se o resultado para o IPCA. Esta equação mostra que um aumento da quantidade de moeda M1 em 10% causa o aumento de 5,5% sobre a inflação. Esse efeito é compatível com Keynes (2012), de modo que o aumento da moeda não tem seu efeito integralmente repassado para o nível de preços, ao contrário do que preconizava a teoria quantitativa da moeda, pela qual o aumento no nível de preços seria proporcional ao aumento da oferta de moeda.

O coeficiente da SELIC não é estatisticamente significativo, indicando que essa variável não se mostrou relevante para explicar as variações da inflação mineira à política monetária via SELIC, no período de março de 2000 a outubro 2012. O coeficiente do CAMBIO demonstra a existência do repasse cambial sobre o nível de preço, um aumento do CAMBIO de 10%, tudo mais constante, aumenta em 5,3% o IPCA.

O coeficiente do SWAP indica que, com o aumento da taxa de juros de longo prazo em 10%, o IPCA aumenta 4,4%. Conforme Minsky (2010), isso ocorre em economias na qual as empresas não são tomadoras de preços, o aumento do custo de financiamento e das obrigações assumidas é repassado para o produto final, de modo que as empresas possam manter seus *mark-ups*.

Em relação aos efeitos das variáveis de política monetária na taxa de desemprego, pode-se inferir que os coeficientes referentes as variáveis CAMBIO, SWAP e do M1 não foram estatisticamente significativos. O coeficiente da SELIC permite inferir que um aumento de 10% no seu valor pode provoca um aumento de 5,9% no nível de desemprego, indicando que a política monetária pode ser utilizada para afetar o desemprego mineiro. O coeficiente das operações de crédito (OC) indica que, tudo mais constante, um aumento de 10% das OC diminui em 4,2% o desemprego. A relação entre a SELIC e as OC com a taxa desemprego permitem inferir que o governo pode utilizar desses canais para reduzir a taxa desemprego, mostrando a eficácia da política monetária em afetar variáveis reais na econômica, conforme preconizado pela teoria keynesiana e dos pós-keynesianos. Embora a relação entre OC e PI não tenha demonstrado a existência desse canal, a variável DES é mais abrangente por considerar o desemprego em todos os setores econômicos.

A equação das importações mostrou a importância do canal do câmbio e dos juros na transmissão dos efeitos da política monetária para a importação mineira. Um aumento de 10% no câmbio diminui as importações em 10,3%, uma vez que, com o aumento da taxa de câmbio, a moeda nacional desvaloriza.

Dessa forma, o poder de compra dos importadores diminui e as importações diminuem. O coeficiente da SELIC indica que, tudo mais constante, um aumento de 10% na SELIC aumenta em 4,4% as importações. Com o aumento da taxa de juros, o rendimento dos títulos nacionais aumenta. Assim, os agentes passam a demandar moeda nacional para a compra dos títulos. Essa situação valoriza a moeda nacional e deprecia a taxa de câmbio. Com o aumento do poder de compra, os agentes passam a importar mais.

O SWAP apresenta uma relação negativa com as IMP, ao contrário da SELIC, indicando que com um aumento de 1% no SWAP as IMP caem em 0,78%. As taxas de juros de longo prazo podem ser interpretadas também como expectativas de juros a longo prazo. Com a expectativa de alta dos juros, espera-se uma queda do câmbio, fazendo com que os agentes prefiram reter moeda para depois importar, “adiando” o processo de importação. Isto faz com que, *coeteris paribus*, o aumento dos juros de longo prazo diminua as importações.

Em relação aos efeitos das variáveis monetárias sobre as exportações, pode-se inferir que a taxa de câmbio e a taxa de juros de longo prazo (SWAP) não foram estatisticamente significativas. Essa relação sugere que as EX mineiras dependem mais de outras condições econômicas do que do CÂMBIO. A equação das EX mostrou que com um aumento das OC em 10%, tudo mais constante, as EX aumentam em 7,7%, ratificando a importância do canal do crédito, via financiamento das EX, para alavancar as exportações mineiras. O coeficiente do M1 demonstra que, com um aumento de 10% da quantidade de moeda, as EX aumentam 11,6%. Um aumento da quantidade de moeda diminui os juros, que por sua vez, diminui o rendimento dos ativos nacionais e afasta os investidores internacionais. Este movimento diminui a demanda por moeda doméstica e desvaloriza a mesma, apreciando a taxa de câmbio. Com o aumento da taxa de câmbio os produtos nacionais tornam-se mais baratos no exterior e, assim, aumentam as EX. A elasticidade das EX em relação ao M1 acima da unidade permite inferir que a política monetária afeta o setor real à longo prazo, contrariando a teoria quantitativa da moeda.

O coeficiente da SELIC possui sinal contrário ao esperado, evidenciando que um aumento de 10% na SELIC aumenta em 7,5% as EX. Este resultado contrasta com o efeito do M1 sobre as exportações. Porém, pode ser explicado devido às altas taxas de juros praticadas no Brasil (como dito anteriormente) e ao aumento das EX no período analisado, podendo inferir que as EX brasileiras no período analisado estavam em função de variáveis externas relativas aos países importadores dos produtos mineiros.

A matriz de coeficientes de ajustamento (α) apresentada na Tabela 2, que mostra a velocidade de ajustamento das variáveis em direção ao equilíbrio de longo prazo, isto é, diante de um desequilíbrio transitório, um elevado valor para α indica que a velocidade de ajuste é rápida em direção ao equilíbrio de longo prazo. No entanto, um valor pequeno de α mostra que a velocidade é baixa e, conseqüentemente, a transição de uma situação de desequilíbrio de curto prazo para uma situação de equilíbrio no longo prazo tende a ser corrigida lentamente.

Os coeficientes de ajustamento mostram um lento ajustamento para o equilíbrio de longo prazo. Assim, o equilíbrio de longo prazo da PI pode ser alcançado através do ajuste na própria PI, IMP e na SELIC.

O equilíbrio de longo prazo do IPCA possui como variável de ajuste a PI, o IPCA, IMP, SWAP

E M1. Enquanto o DES pode alcançar o ajuste através do PI, IPCA, DES, IMP, EX, CAMBIO, SELIC, SWAP e M1.

O ajuste de equilíbrio de longo prazo nas variáveis que representam o comércio com o exterior aponta que o ajuste para a relação de longo prazo das IMP ocorre através do IPCA, da própria IMP, das EX e do CAMBIO.

Tabela 2: Coeficientes de Ajustamento (α) do modelo de correção de erros irrestrito, março de 2000 a outubro de 2012

	PI	IPCA	DES	IMP	EX	CAMBIO	SELIC	OC	SWAP	M1
PI	-0,137* (-3,905)	-0,004 ^{NS} (-0,729)	0,073 ^{NS} (0,430)	0,360*** (1,644)	0,171 ^{NS} (1,073)	0,036 ^{NS} (0,435)	0,141* (5,124)	-0,001 ^{NS} (-0,013)	-0,047 ^{NS} (-0,491)	0,011 ^{NS} (0,410)
IPCA	-0,142* (-3,457)	-0,033* (-4,748)	0,172 ^{NS} (0,860)	-0,497** (-1,938)	0,139 ^{NS} (0,743)	0,010 ^{NS} (0,101)	-0,024 ^{NS} (-0,750)	0,093 ^{NS} (0,953)	-0,296* (-2,627)	0,054** (1,715)
DES	0,020*** (1,423)	-0,005* (-2,347)	-0,240* (-3,504)	-0,185** (-2,112)	0,089*** (1,392)	-0,043*** (1,278)	0,031* (2,865)	0,007 ^{NS} (0,218)	0,071** (1,860)	0,028* (2,601)
IMP	-0,017 ^{NS} (-1,064)	-0,008* (-3,137)	0,097 ^{NS} (1,212)	-0,694* (-6,738)	-0,164** (-2,186)	0,057*** (1,464)	-0,005 ^{NS} (-0,441)	0,031 ^{NS} (0,789)	-0,028 ^{NS} (-0,625)	-0,001 ^{NS} (-0,085)
EX	0,009 ^{NS} (0,723)	0,003*** (1,539)	-0,037 ^{NS} (-0,607)	0,036 ^{NS} (0,466)	-0,161* (-2,842)	0,061** (2,036)	0,031* (3,182)	0,047* (1,604)	0,116* (3,388)	0,042* (4,432)

*, **, *** significativos a 1%, 5% e 10% e ^{NS} não significativo
Os valores entre parênteses referem-se às estatísticas do teste “t” de Student
Fonte: Dados da pesquisa.

As variáveis que levam ao ajuste de longo prazo nas EX são a própria EX, IMP, o CAMBIO, a SELIC, o SWAP e o M1.

Estes resultados assinalam que a política monetária é capaz de afetar o ajuste da economia para o equilíbrio de longo prazo, porém o ajuste é lento, sugerindo que os choques possuem efeitos duradouros sobre a economia mineira. A combinação dos coeficientes de ajuste e as relações de cointegração demonstram a não neutralidade da moeda. E que a longo prazo a política monetária possui efeitos mais significativos sobre o setor real do que sobre a inflação, mostrando efetividade do regime de metas, quando analisado a um nível subnacional.

Com o objetivo de verificar o impacto da política monetária sobre a economia mineira no curto prazo, foram estimadas as funções de impulso-resposta (FIR) para captar os efeitos das variáveis SELIC, SWAP, Operações de Crédito, Câmbio e M1 sobre a Produção Industrial, Desemprego, Exportação e Importações mineiras, a Figura 2 ilustra as FIR.

Ao se observar a Figura 1, pode-se inferir que a PI possui baixa sensibilidade à SELIC, porém a

resposta ao SWAP indica a não neutralidade da moeda para este setor. A PI cai em resposta à elevação do SWAP até o 12º mês, não retornando ao seu nível inicial. As OC demoram dois meses para afetar a PI, quando a PI se eleva e começa a cair. Um aumento do CAMBIO causa uma queda permanente da PI. Estes resultados contrastam com o de Tommazia e Meurer (2009) e Céspedes, Lima e Maka (2008), que detectam esses efeitos como transitórios. Este resultado mostra que, no período de 2000-2012, a política monetária foi capaz de exercer seu efeito sobre a produção industrial mineira via os três canais de transmissão: câmbio, juros e crédito.

A resposta do IPCA indica a evidência de um *price puzzle*, situação em que um choque na taxa de juros aumenta a inflação antes de diminuí-la. Um choque na SELIC eleva o IPCA até o 7º mês, a partir daí o preço começa a cair. O *price puzzle* de um choque no SWAP é mais longo, durando até o 12º mês. O aumento do crédito causa uma pequena elevação do IPCA até o 12º mês, quando o efeito começa a desaparecer. Um aumento da taxa de CAMBIO gera uma aceleração da inflação IPCA até o 15º mês, efeito este que não cessa até o final de 24 meses. Em comparação com o trabalho de Araújo e Modenesi (2009), o *price puzzle* para a economia mineira apresentou duração mais longa, mas, com menor intensidade, quando comparado com a economia brasileira.

O DES indica certa defasagem para a resposta, pois passa a reagir a um choque na SELIC, a partir do terceiro mês, quando o desemprego cresce até o 10º mês após o choque, e retorna à tendência de queda, porém, a elasticidade permanece positiva até o 24º mês. Um choque na taxa de juros de longo prazo, SWAP, aumenta o DES até o 17º mês, e esse não retorna ao seu nível inicial, indicando a não neutralidade da moeda. Um choque nas OC gera uma redução permanente dos DES, com uma queda crescente. O choque no CAMBIO por sua vez causa uma aceleração no DES, a partir do 5º mês. Essa relação aponta que a política monetária não é neutra em relação ao desemprego mineiro, e afeta o mesmo pelos três canais de transmissão. Porém, esta relação indica que as altas taxas de juros praticadas no Brasil podem ter evitado uma queda maior na taxa de desemprego. No período analisado, as reduções da taxa de juros, a partir de 2008, apresentam comportamento paralelo de queda no desemprego, no mesmo período.

As IMP mineiras apresentam baixa sensibilidade à SELIC, porém, é sensível a choques nas taxas de juros de longo prazo, SWAP. Um choque nesta variável aumenta as IMP nos dois primeiros meses, porém, a partir do terceiro apresenta queda que não retorna ao seu nível inicial. Esse efeito é explicado devido à rigidez dos contratos, apresentando certa defasagem para a política monetária realizar seu efeito.

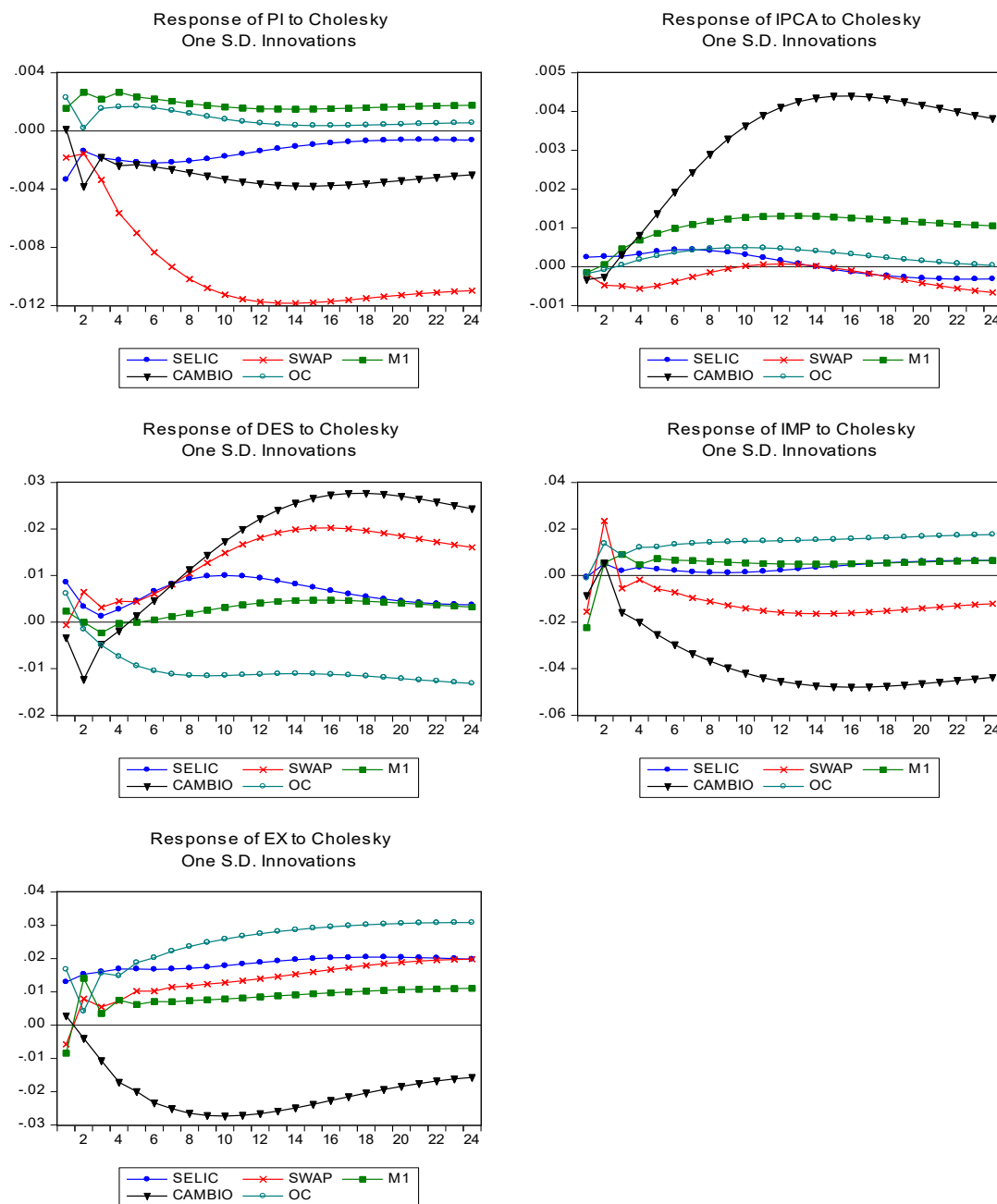


Figura 1: Respostas a choques na SELIC, na SWAP, nas OC e no CAMBIO

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

As EX aumentam devido ao choque tanto na SELIC quanto ao SWAP, e este aumento ocorre de forma permanente. A resposta ao SWAP é maior. O choque nas OC possui elasticidade positiva sobre as IMP e EX, corroborando para a afirmação de que o crédito é utilizado para financiar as IMP e as EX. O aumento do CAMBIO causa uma queda permanente das IMP e das EX. Embora o efeito sobre as EX não seja o esperado pela teoria econômica, as EX dependem de variáveis dos países exportadores.

Os efeitos do M1 indicam baixa capacidade deste de afetar a produção, porém, este possui efeitos permanentes. O choque no M1 possui maior significância sobre o IPCA. As baixas respostas das

variáveis a um choque no M1 podem decorrer da natureza deste. O M1 é a soma da moeda em poder do público mais os depósitos à vista nos bancos comerciais. À vista disso, um aumento do M1 não indica aumento em consumo e investimento, pois, conforme Keynes (2012), em momentos de incerteza os agentes podem entesourar a moeda.

Estes resultados indicam que a SELIC possui pouco efeito direto sobre a economia mineira, porém, a política monetária afeta à economia mineira via transmissão de efeitos, através da taxa de juros de longo prazo e câmbio. Os efeitos sobre o setor real evidenciam a não neutralidade da moeda.

A função de impulso-resposta mostrou a existência de um *price puzzle* na economia mineira, isso representa que o uso da SELIC como instrumento de política monetária pode ser ineficiente para o controle da inflação mineira.

Esta dinâmica da economia mineira fez com que no período do regime de metas de inflação, a inflação efetiva no estado de Minas Gerais, medido pelo IPCA, ficasse acima das metas, sendo que, para os anos de 2002, 2003 e 2004, a inflação mineira ficou acima do limite superior da banda conforme Tabela 3.

Todos esses resultados evidenciam que o uso da SELIC como instrumento monetário é ineficiente para o combate da inflação, quando analisado para um ambiente subnacional, que no presente estudo foi o estado de Minas Gerais.

Tabela 3: Metas de inflação e IPCA mineiro

Ano	Meta (%)	Banda (p.p.)	Limites Inferior e Superior (%)	IPCA (% a.a.)
1999	8,0	2,0	6,0-10,0	8,02
2000	6,0	2,0	4,0-8,0	6,24
2001	4,0	2,0	2,0-6,0	6,49
2002	3,5	2,0	1,5-5,5	11,58
2003	4,0	2,5	1,5-6,5	11,18
2004	5,5	2,5	3,0-8,0	8,93
2005	4,5	2,5	2,0-7,0	6,24
2006	4,5	2,0	2,5-6,5	4,97
2007	4,5	2,0	2,5-6,5	5,86
2008	4,5	2,0	2,5-6,5	5,34
2009	4,5	2,0	2,5-6,5	4,67
2010	4,5	2,0	2,5-6,5	5,84
2011	4,5	2,0	2,5-6,5	6,79
2012	4,5	2,0	2,5-6,5	5,86

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BCB/ SISMETAS.

5. Considerações Finais

Este artigo teve como objetivo identificar como a economia mineira reage à política monetária, adotada em nível nacional, no período de março de 2000 a outubro de 2012. Especificamente, buscou determinar como a produção industrial, desemprego, inflação, exportação e importação do estado de Minas Gerais respondem às mudanças na política monetária, através de choque nas variáveis de política monetária SELIC, taxa de juros de longo prazo, taxa de câmbio, operações de crédito e agregado monetário.

Para esta análise, foi utilizado um modelo de séries temporais, que permite estimar a dinâmica de longo e de curto prazo entre as variáveis. A análise dos vetores de cointegração indicou a existência de cinco relações de equilíbrio de longo prazo. As análises dessas relações demonstram que a política monetária afeta a economia, através da taxa de juros de longo prazo e não a de curto prazo.

A estimação da Função de Impulso resposta indicou a baixa sensibilidade da economia mineira à SELIC, porém, em termos dos outros instrumentos de política monetária, como a taxa de juros de longo prazo, as operações de crédito, a taxa de câmbio e a oferta de moeda, os efeitos foram significativos e permanentes, mostrando a não neutralidade da moeda. A função de impulso resposta evidenciou a existência de um *price puzzle*, tanto ao choque na taxa de juros de curto, quanto de longo prazo, assinalando que uma política monetária contracionista, visando a queda da inflação, em um primeiro momento, causa o aumento dos preços. Essa relação ocorre devido ao repasse dos custos financeiros para os preços. A análise de cointegração indicou uma relação de longo prazo positiva entre a taxa de juros de longo prazo e o índice de preços, evidenciando novamente o repasse dos custos financeiros para os preços. Este efeito indica contribui para a conclusão de que as empresas mineiras possuem capacidade de repassar o aumento de seus custos financeiros para o preço, e não são simples tomadoras de preço.

Estes resultados indicam que a política monetária adotada a nível nacional pode não ser efetiva no controle da inflação mineira, resultado corroborado pelo fato de, no período do regime de metas de inflação, o IPCA mineiro ter ficado sempre acima da meta, e nos anos de 2002, 2003 e 2004 acima do limite superior da banda.

O resultado do presente estudo indica cautela na condução da política monetária a nível nacional, devido a seu efeito adverso sobre as unidades subnacionais.

Referências

- ARAÚJO, E. C.; MODENESI, A. M. Custos e Benefícios do Controle Inflacionário no Brasil (2000-2008): uma Avaliação com Base em um Modelo VEC. In: Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira, 2, 2009, Porto Alegre-RS. **Anais**. Porto Alegre: PPGE/UFRGS, 2009.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). **Relatório de Inflação**, v. 1, n. 1, jun. 1999.
- BERNANKE, B. S.; MIHOV, I. Measuring monetary policy. **Quarterly Journal of Economics**, v. 103, n. 3, p. 869-902, 1998.
- BERTANHA, M.; HADDAD, E. A. Efeitos regionais da política monetária no Brasil: Impactos e transbordamentos espaciais. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 1, p. 3-29, 2008. DOI: 10.1590/S0034-71402008000100001
- CARLINO, G. A.; DEFINA, R. The Differential Regional Effects of Monetary Policy: Evidence From the U.S. States. **FRB Philadelphia Working Paper**, n. 97-12/R, setembro de 1997.
- CARVALHO, F.J.C.; SOUZA, F. E. P.; SICSU, J.; PAULA, L. F. R.; STUDART, R. **Economia Monetária Financeira: Teoria e Política**, 4ª reimpressão. Rio de Janeiro: Elsevier, 2007.
- CARVALHO, F.J.C. Sobre a centralidade da teoria preferência pela liquidez na macroeconomia pós-keynesiana. **Ensaio FEE**, v. 17, n. 2, p. 42-77, 1996.
- CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKKA, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the real plan: stylized facts from SVAR models. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 2, p. 123-160, 2008. DOI: 10.1590/S0034-71402008000200001
- EICHENBAUM, M. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. **European Economic Review**, v. 36, n. 5, p. 1001-011, 1992. DOI: 10.1016/0014-2921(92)90042-U
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 1995.
- FUINHAS, J. A. **O canal do Crédito e a Política Monetária**. Portugal: Departamento de Gestão e Economia (DGE). Universidade da Beira Interior, jun. 2002. (Texto para Discussão 4). Disponível em: < <http://www.dge.ubi.pt/investigat/TDiscussao/2002/TD042002.pdf> >. Acesso em: 23 nov. 2017.
- FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO (FJP). **Informativo CEI: Produto Interno Bruto 2012**. Relatório Anual. Belo Horizonte: Minas Gerais. Secretaria de Estado de Planejamento e Gestão. Fundação João Pinheiro, 2012. Disponível em: <<http://www.fjp.mg.gov.br/index.php/docman/cei/pib/pib-anuais/397-informativo-cei-pibmg-2012/file>>. Acesso em: 23 nov. 2017.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1551-1580, 1991. DOI: 10.2307/2938278
- KAWAMOTO, C. T.; OREIRO, J. L. Reavaliando a Existência de um Price Puzzle no Brasil: Implicações para o Regime de Metas de Inflação. In: Encontro Nacional de Economia, 39, 2011, Foz do Iguaçu-PR. **Anais**. Niterói: ANPEC, 2011.
- KALECKI, M. **Teoria da dinâmica econômica: ensaio sobre as mudanças cíclicas e a longo prazo da economia capitalista**. São Paulo: Nova Cultural, 1977.
- KEYNES, J. M. **Teoria Geral do Emprego**, Redepp, v. 2, n. 1, p. 58-77, 2018

- do Juro e da Moeda.** São Paulo: Saraiva, 2012.
- KEYNES, J. M. Teorias alternativas da taxa de juros. In: *Clássicos da literatura econômica*. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1988a.
- KEYNES, J. M. A teoria ex ante da taxa de juros. In: *Clássicos da literatura econômica*. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1988b.
- LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. (Ed). **Applied time series econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004. 323p.
- MARGARIDO, M. A.; FERNANDES, J. M.; TUROLLA, F. A. Análise da formação dos preços no mercado internacional de soja: o caso do Brasil. **Agricultura em São Paulo**, v. 47, n. 2, p.71-85, 2002.
- MENDONÇA, H. F. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. **Economia e Sociedade**, v. 16, n. 1, p. 65-81, 2001.
- MINSKY, H. P. **Estabilizando Uma Economia Instável**. Osasco: Novo Século, 2010.
- PERRON, P.; VOGELSANG, T. Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 301-320, 1992.
- ROCHA, R. M.; SILVA, M. E. A.; GOMES, S. M. F. P. O. Porque os estados brasileiros têm reações assimétricas a choque na política monetárias? **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 4, p. 413-441, 2011. DOI: 10.1590/S0034-71402011000400006
- SPAT, M. D.; MASSUQUETTI, A. A indústria de máquinas e implementos agrícolas no Rio Grande do Sul e em São Paulo: uma análise de seus indicadores técnicos e econômicos entre 1996 e 2003. In: Encontro da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 47, 2009, Porto Alegre-RS. **Anais**. Brasília: SOBER, 2009.
- STIGLITZ, J.; GREENWALD, B. **Rumo a um novo paradigma em economia monetária**. São Paulo: Fransis, 2004.
- STIGLITZ, J.; WEISS, A. Credit rationing in markets with imperfect information. **American Economic Review**, v. 71, n. 3, p. 393-410, 1981.
- TAYLOR, J. B. The Monetary Transmission Mechanism: Na Empirical Framework. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 11-26, 1995.
- TELES, V. K.; MIRANDA, M. C. Política monetária e ciclos regionais no Brasil: uma investigação das condições para uma Área Monetária Ótima. **Estudos Econômicos**, v. 36, n. 2, p. 263-291, 2006. DOI: 10.1590/S0101-41612006000200004
- TOMAZZIA, E. C; MEURER, R. O mecanismo de Transmissão da Política Monetária no Brasil: Uma análise em VAR por setor industrial. **Economia Aplicada**, v. 13, n. 4, p. 371-398, 2009. DOI: 10.1590/S1413-80502009000400002
- VASCONCELOS, M. R.; FONSECA, M. W. Política monetária no Brasil: Mecanismos de transmissão e impactos diferenciados nas regiões e estados da federação. In: Encontro Nacional de Economia, 23, 2002, Fortaleza-CE. **Anais**. Niterói: ANPEC, 2002.