

O *Price Puzzle* na Economia Brasileira no Período de Metas de Inflação: Evidência Baseada na Abordagem VAR e FAVAR

Giuliano de Queiroz Ferreira¹

Resumo

O problema de pesquisa desse artigo encontra-se associado com a avaliação da eficácia da utilização do instrumento de política monetária na economia brasileira. Em especial, investiga-se a presença do *price puzzle* abrangendo o período de julho de 2003 a dezembro de 2016. Mais precisamente, estima-se a equação de reação do Banco Central por meio dos modelos VAR e FAVAR. A hipótese a ser testada é se a presença do *price puzzle* encontrada em estudos anteriores, consiste de uma especificação incompleta do modelo ou de uma característica da economia brasileira. Os resultados empíricos evidenciam que a presença do *price puzzle* é persistente, destacando-se como uma característica própria da economia brasileira. Dessa forma, constata-se que a utilização da taxa SELIC como instrumento de controle inflacionário apresenta resultados inconsistentes.

Palavras Chave: Mecanismo de Transmissão Monetária; *Price Puzzle*; VAR; FAVAR.

Classificação Jel: E52, E58, E59

Abstract:

The research problem of this paper is associated with the monetary transmission mechanism characterization of the Brazilian economy. Specifically, it is investigated the presence of the price puzzle in the period from June 2003 to December 2016. It is estimated the Central Bank reaction function through a VAR and FAVAR models. The hypothesis to be tested is if the presence of the price puzzle found in previous studies is related to misspecification of the model or a trait of the Brazilian economy. The empirical results support that the presence of the price puzzle is persistent, being a trait associated with the Brazilian economy. Therefore, it is found that the use of the SELIC interest rate as an instrument of monetary control presents inconsistent results.

Key words: Monetary Transmission Mechanism; *Price Puzzle*; VAR; FAVAR

Jel Classification: E52, E58, E59

Area 4 – Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

¹ Mestrando em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: giudqf@yahoo.com.br

1. Introdução

O mecanismo de transmissão da política monetária pode ser definido como o processo por meio do qual as decisões de política monetária são transmitidas para o produto real e a inflação. Taylor (1995) reforça a importância assumida pelos preços do mercado financeiro (taxa de juros de curto e longo prazos) em contraposição a quantidades monetárias (oferta de moeda, de crédito, etc.). Dessa maneira, o controle monetário depende da existência de uma conexão direta entre os níveis de estoque de moeda e os preços, além da eficácia dos canais de transmissão. O principal instrumento de política monetária utilizado na maior parte das economias é a taxa de juros. A autoridade monetária define sua meta principal de longo prazo e busca alcançá-la por meio do estabelecimento de objetivos de curto e médio prazos. Nesse cenário, um número crescente de países implementou, durante as décadas de 1990 e 2000, metas formais de inflação, normalmente associados à adoção de regimes de câmbio flutuante.

A execução da política monetária no Brasil durante o período pós-Plano Real compreende duas fases. Na primeira, de 1995 a 1999, os principais instrumentos de política monetária foram as reservas internacionais não emprestáveis e a taxa básica de juros de curto prazo do Banco Central, em um ambiente de câmbio fixo. A partir de 1999 até os dias atuais, o regime de câmbio passou a ser flutuante² e a taxa básica de juros, a SELIC, ocupou o espaço de principal instrumento utilizado na adoção oficial da política de metas de inflação. Esse regime é caracterizado por: 1) uma meta quantitativa explícita de inflação, em um intervalo ou em um ponto específico, 2) um procedimento operacional descrito como “*inflation forecast targeting*”, pelo qual utiliza-se a inflação prevista como uma meta intermediária, e 3) um alto nível de transparência e responsabilidade da autoridade monetária. Nas economias que adotam o regime de metas de inflação e que possuem mobilidade plena de capital, a taxa de câmbio assume um papel proeminente no mecanismo de transmissão da política monetária, (Svensson, 1998).

Dentre os vários canais por meio dos quais a política monetária afeta a demanda agregada, destacam-se: a taxa de juros de curto e longo prazos, o canal do crédito, do preço dos ativos, das expectativas e da taxa de câmbio (Mishkin, 1995). O canal das taxas de juros baseia-se no pressuposto da existência de rigidez nominal dos preços dos bens no curto prazo e de que o seu ajuste a choques monetários ocorra com defasagem. Essencialmente, a taxa de juros de longo prazo ajusta-se a movimentos da taxa de curto prazo por meio da conexão existente entre ambas (a estrutura a termo da taxa de juros³). Nesse cenário, as alterações na taxa de juros refletem-se no nível de investimento (ajustes do custo de capital) e de consumo (efeito substituição e riqueza), mediante alterações nas taxas de juros que remuneram os depósitos à vista e os títulos da dívida pública. O efeito final sobre a demanda agregada dependerá da alteração sobre o consumo, que poderá ser negativa ou positiva.

O canal do crédito é a via pela qual ocorre a alteração da disponibilidade de crédito privado na economia. Primeiro, a autoridade monetária afeta a oferta de crédito privado realizado pelos bancos, ao alterar as exigências de depósito compulsório. Segundo, a política monetária adotada afeta o balanço das empresas, ajustando o valor de seus ativos passíveis de serem utilizados como garantia em empréstimos. Em suma, um aumento dos juros reduz o valor presente do fluxo de caixa futuro das empresas, ajustando o valor de seus ativos e sua capacidade de endividamento, afetando negativamente os investimentos.

A flutuação nos preços dos ativos é o mecanismo associado à redução/elevação do nível de riqueza das famílias. Uma política monetária restritiva pressiona para baixo os preços dos demais ativos (títulos prefixados, ações, imóveis, etc.) reduzindo a riqueza das famílias e afetando negativamente o consumo. Já o canal de transmissão das expectativas baseia-se na capacidade do Banco Central em direcionar as expectativas dos agentes no sentido condizente com as metas da política monetária. Por fim, é importante destacar que nas economias com câmbio flutuante e livre mobilidade de capital, uma elevação na taxa de juros traduz-se em uma apreciação inicial do câmbio à vista. O efeito final é impreciso e dependerá das expectativas quanto à taxa de juros e a inflação doméstica (*exchange rate*

² Desde a adoção do câmbio flutuante, testemunha-se momentos de intervenção do Banco Central no mercado de câmbio com o objetivo de evitar a ocorrência de flutuações expressivas do Real (Carneiro e Wu (2004)).

³ Veja Rudebusch (1995) e Goodfriend (1998) para uma discussão teórica e empírica das principais visões que fundamentam a estrutura a termo da taxa de juros, sua relação com a inflação e a contribuição para o mecanismo de transmissão monetária.

pass-through, *ERPT*)⁴ e externa. A apreciação da moeda doméstica apresenta um impacto direto nos preços dos bens transacionáveis, com o potencial de influenciar o nível das exportações líquidas e do produto (Mishkin, 1995). Quando o *ERPT* é incompleto, o canal da taxa de câmbio torna-se menos efetivo e o restante do ajustamento precisa ser realizado através do canal da taxa de juros. Nesse sentido, o grau de *ERPT* influencia na escolha da política monetária ótima em economias abertas (Devereux (2001) e Monacelli (2005)).

De acordo com Mishkin et al. (2010) o mecanismo de transmissão da política monetária é uma das áreas mais importantes da economia monetária por duas razões: primeiro, o entendimento de como a política monetária afeta a economia é essencial na avaliação da postura a ser adotada pelo Banco Central em um ponto particular no tempo. E segundo, no processo de tomada de decisão com relação a utilização dos instrumentos, as autoridades monetárias devem possuir um entendimento acurado do *timing* e do efeito de suas políticas na economia. Para obter esse entendimento, é preciso compreender o mecanismo por meio do qual a política monetária impacta a atividade econômica real e a inflação.

Outro aspecto relevante para a política monetária refere-se às transformações trazidas pelos grandes eventos econômicos à efetividade do seu mecanismo de transmissão. Em tempos normais, as alterações na taxa de juros de curto prazo traduzem-se em mudanças nas taxas de mercado e do interbancário, permitindo que a política monetária seja capaz de afetar as variáveis reais da economia. A história econômica sugere que os instrumentos e os canais de política monetária sofrem alterações após a ocorrência de grandes eventos, como crises financeiras e depressões (Cukierman, 2013).

Nos quinze primeiros anos da década de 2000, destacam-se dois momentos principais de instabilidade na economia brasileira: o período da eleição presidencial de 2002 e os desdobramentos da crise financeira global de 2007. O período de transição de um governo de direita para um de esquerda foi marcado pela intensificação do grau de aversão ao risco com relação à economia brasileira⁵. Com relação à crise financeira global iniciada em 2007 nos Estados Unidos, é importante ressaltar que a redução da taxa de juros do *FFR* (*Federal Funds Rate*) não alcançou os resultados esperados na economia norte americana. Nesse cenário de crise e de aumento da aversão ao risco global, os bancos reduziram seus empréstimos e elevaram suas taxas de juros devido à existência de um risco de crédito potencialmente maior. A resposta do Banco Central dos EUA (*FED*) foi adotar uma política monetária alternativa, o *quantitative easing programs*, que foram programas de compra de ativos em larga escala realizada pelo *FED* com o objetivo de elevação da base monetária. A crise financeira atingiu com maior severidade as demais economias a partir do segundo semestre de 2008, (Feenstra e Taylor, 2012).

A abordagem recente vem investigando o mecanismo de transmissão monetária por meio de modelos *DSGE* (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*) e pela metodologia do vetor autoregressivo (*VAR*) e suas extensões como o *FAVAR* (*Factor Augmented VAR*), o *BVAR* (*Bayesian VAR*) e o *MSVAR* (*Markov Switching VAR*). A metodologia *VAR* original assume que a dinâmica da macroeconomia pode ser sumarizada por um conjunto pequeno de indicadores econômicos. No entanto, o conceito de interesse verdadeiro para a autoridade monetária, como o nível de atividade real e a inflação, não são capazes de serem medidos perfeitamente pelos indicadores econômicos individualmente. Os Bancos Centrais utilizam literalmente um conjunto mais amplo de variáveis. Uma estimação correta requeriria o reconhecimento de um número potencialmente maior de indicadores macroeconômicos, que representariam mais acuradamente o estado verdadeiro da economia, o que poderia ser obtido por meio da utilização do *FAVAR* (Bernanke et al. (2005) e Mishkin et al. (2010)). Ademais, conforme argumentado por Boivin e Giannoni (2006), a representação da dinâmica de algumas variáveis macroeconômicas fundamentais (inflação) por meio de apenas um indicador (um índice de preços) seria insuficiente devido a existência de erros de medida e outros problemas estatísticos.

⁴ A definição do *ERPT* está associada aos efeitos das variações das taxas de câmbio sobre: 1) o nível geral de preços; 2) o investimento estrangeiro; 3) o volume de comércio internacional e 4) os preços das importações e exportações (Tejada et al. (2008)). O efeito é completo sobre o índice de preços quando este é integralmente repassado para os preços domésticos.

⁵ Essa constatação ocorreu a partir da análise dos seguintes dados históricos: taxa de câmbio á vista, taxa SELIC, IPCA e o índice EMBI+ (a fonte dos dados é apresentada na seção 3.4 desse estudo).

A omissão de variáveis relevantes conduz a estimativas viesadas e ao possível surgimento de resultados não condizentes com o preconizado pela teoria econômica como o *price*, o *liquidity* e o *exchange rate puzzle*⁶. Sims et al. (1992) e Mishkin et al. (2010) salientam que uma possível solução para os *puzzles* estaria associado ao controle de variáveis como a expectativa de inflação e os preços das *commodities*. Taylor (2001) reforça a importância assumida pela taxa de câmbio como mecanismo de transmissão monetária, considerando-se os movimentos realizados pelos Bancos Centrais nas taxas de juros de curto prazo e nos agregados monetários. Svensson (2000) e Ball (1999) incorporam a taxa de câmbio como variável explicativa em seus modelos de determinação da regra de política monetária a ser adotada em economias abertas financeiramente. Por outro lado, Bernanke et al. (2005) enfatizam que a utilização do *FAVAR* seria a solução mais adequada, visto que os fatores latentes extraídos de um conjunto grande de indicadores econômicos representariam com maior precisão o ambiente de tomada de decisões do Banco Central. Ademais, essa estratégia seria mais eficiente do que a inclusão de variáveis de forma *ad hoc* na equação de reação do Banco Central, com o objetivo de solucionar os *puzzles* encontrados (Bernanke et al., p. 396, 2005).

O problema de pesquisa desse artigo encontra-se associado com a investigação da ocorrência do *price puzzle* na economia brasileira abrangendo o período de julho de 2003 a dezembro de 2016. Mais precisamente, estima-se a equação de reação do Banco Central por meio dos modelos VAR e *FAVAR*. A hipótese a ser testada é se a presença do *price puzzle* encontrada em estudos anteriores, consiste de uma omissão de variáveis relevantes ao modelo ou de uma característica da economia brasileira.

A importância deste estudo traduz-se nas diferenças que apresenta em comparação à literatura empírica que aborda o tema para a economia brasileira. Esse trabalho se diferencia dos demais, que centram as respectivas análises para a economia brasileira, em três pontos: i) a utilização do modelo *FAVAR* que permite considerar um conjunto abrangente de indicadores econômicos à semelhança do adotado pelo Banco Central; ii) a geração de funções impulso resposta a um choque monetário para um conjunto amplo de indicadores econômicos; iii) a adoção da estratégia de estimação considerando três períodos compreendidos entre julho de 2003 e dezembro de 2016 que contribui para o entendimento mais profundo do comportamento do mecanismo de transmissão da política. Os resultados desse estudo evidenciam que a presença do *price puzzle* é persistente, destacando-se como uma característica própria da economia brasileira. Dessa forma, constata-se que a utilização da taxa SELIC como instrumento de controle inflacionário apresenta resultados inconsistentes.

O restante do artigo está organizado como segue. A seção 2 apresenta uma revisão da literatura. A seção 3 define a estratégia metodológica de estimação. Na seção 4 são apresentados os resultados da dinâmica das variáveis econômicas como resposta aos choques na SELIC. Finalmente, a seção 5 é reservada às conclusões e tece algumas considerações finais.

2. Revisão da Literatura

A literatura empírica avalia o mecanismo de transmissão monetária por meio da análise do comportamento de um conjunto de relações econômicas, sendo comum a incorporação de extensões às equações estabelecidas pela teoria. Schabert et al. (2004) encontram evidência da existência do *price puzzle* no Canadá, França, Itália, Reino Unido e EUA para o período de 1980 a 1997 por meio da utilização de um modelo VAR. No entanto, o mesmo autor não conseguiu estabelecer a mesma relação para a Alemanha e o Japão. Em Muellbauer et al. (2009) é encontrado evidência de que um aperto

⁶ O *price puzzle* ocorre quando um aumento da taxa de juros não acarreta nenhuma redução da inflação ou, é acompanhada imediatamente por uma elevação do nível de preços, o que contraria os pressupostos de política monetária. O efeito liquidez é originalmente definido em uma situação onde não ocorre uma redução da taxa de juros após um aumento do estoque de moeda. Nesse estudo, o conceito de *liquidity puzzle* é utilizado de uma forma mais ampla, onde o juros é o instrumento de política monetária e o estoque de moeda não responde negativamente aos aumentos da taxa de juros. A evidência encontrada na literatura não converge para um resultado comum (ver Bernake e Mihov (1998)). O *exchange rate puzzle* é utilizado quando observa-se um comportamento do câmbio que não é capaz de ser explicado por modelos de determinação do câmbio embasados na teoria das expectativas racionais. Dentre os principais *puzzles* podemos citar: o *disconnect*, o *excess volatility* e o *non normality puzzles*. Nesse artigo, o *exchange rate puzzle* está associado a ocorrência de uma depreciação da moeda doméstica como uma resposta a um aumento do juros. Veja Grauwe et al. (2004) para uma discussão completa sobre o tema.

monetário se traduz em um aumento do consumo no Japão, diferentemente do preconizado pela teoria. Especificamente, uma redução da taxa de juros de curto prazo reflete-se em uma elevação dos preços dos demais ativos. O efeito substituição ocorrido por meio da redução do consumo e da elevação da aquisição de ativos seria superior ao efeito riqueza, causado pela valorização dos investimentos. Em Elbourne (2007) é utilizado um VAR estrutural na avaliação entre a relação dos preços dos ativos imobiliários e o mecanismo de transmissão monetária no Reino Unido. O estudo compreende dados mensais de 1987 a 2003, onde o autor identifica que a elevação da taxa de juros possui um efeito redutor sobre a inflação.

Jannsen et al. (2015) analisam o efeito da política monetária por meio de um VAR para dados em painel, durante o período 1984 a 2011, compreendendo vinte economias industrializadas. Os autores constatarem que um choque monetário expansionista possui efeitos positivos maiores sobre o nível do produto e dos preços durante os períodos de crises financeiras agudas, quando comparado a fases de normalidade nos mercados. Mallick e Sousa (2009) propõem a utilização de um modelo BVAR com o objetivo de examinar a evolução da atividade econômica e os efeitos da política monetária sobre os países do BRICS. No geral, identifica-se um efeito negativo de uma política monetária restritiva sobre o hiato do produto e o mercado de capitais, adicionalmente a uma apreciação da moeda doméstica.

Bernanke et al. (2005) utilizam dados mensais abrangendo o período de 1959 a 2001 para a economia dos EUA e estimam a função de reação do Banco Central, por meio de um modelo VAR, e constatarem a existência do *price puzzle*. Adicionalmente, os autores reestimam seu modelo pela metodologia FAVAR e identificam uma redução elevada do *price puzzle*, quando comparado com o resultado do VAR original. A conclusão dos autores é de que a aplicação do VAR apresenta resultados viesados devido ao número reduzido de variáveis utilizadas na estimação. Mishkin et al. (2010), Stock e Watson (2005), Boivin e Giannoni (2008) adotam uma abordagem semelhante a Bernanke et al. (2005) na investigação da economia norte americana. Por outro lado, Gupta et al. (2010) aplicam o FAVAR na avaliação do impacto da política monetária sobre os preços do setor imobiliário na África do Sul.

Swanson et al. (2014) utilizam um modelo FAVAR na avaliação dos efeitos da política monetária na economia chinesa, considerando o período de janeiro de 2000 a setembro de 2013. Os autores encontram uma relação negativa entre o nível das reservas compulsórias bancárias e a atividade econômica e a inflação. Adicionalmente, identifica-se a existência de um efeito significativo da taxa de juros de curto prazo sobre o nível do produto e a inflação. Blaes (2009) investiga o mecanismo de transmissão monetária na Zona do Euro referente ao período de 1986 a 2006. Inicialmente, o autor identifica a ocorrência do *price puzzle* na estimação da equação de reação do Banco Central, por meio de um modelo VAR. A inclusão do preço das commodities não soluciona o problema, no entanto, a estimação pelo modelo FAVAR elimina o *price puzzle*.

Os estudos que têm como enfoque a economia brasileira não analisam diretamente o mecanismo de transmissão da política monetária e a existência do *price puzzle* por meio do modelo FAVAR. Nesse sentido, em Carneiro e Wu (2004) são estimadas duas equações de reação do Banco Central para a economia brasileira, considerando o período de 1994 a 2000. Os autores encontram uma relação positiva entre a inflação e a taxa SELIC e negativa entre esta última e o nível das reservas do Banco Central. Em Modenesi (2008) é estimado a equação de Taylor considerando separadamente a inflação dos bens administrados e a inflação livre, compreendendo o período de 2000 a 2007. Os autores concluem que o Banco Central reage com uma elevação da taxa SELIC, a um aumento em ambas as taxas de inflação. Catão e Pagan (2009) analisam o canal do crédito no Brasil e no Chile, compreendendo o período de 1999 a 2009 e concluem que os efeitos das políticas monetárias sobre a inflação e o produto ocorrem mais rapidamente nesses países se comparado com as economias industrializadas.

Fernandes e Toro (2005) utilizam a equação de demanda por moeda, a IS e a equação de Taylor na estimação de um VEC estrutural para o período de 1996 a 2001 encontrando evidência da inexistência do *price puzzle* e de um efeito temporário negativo da demanda real por moeda a uma elevação na taxa de juros. Em Bezerra et al. (2014) é avaliado a política monetária durante o período de 1995 a 2010 por meio da utilização de um VAR. Os autores encontram que uma elevação da taxa SELIC possui um efeito redutor do PIB e do produto industrial.

Tomazzia e Meurer (2009) estimam um VAR com dados mensais de 1999 a 2008, objetivando mensurar a resposta de setores industriais específicos (bens de consumo duráveis, não duráveis, construção civil, dentre outros) e das principais variáveis macroeconômicas a choques monetários. De forma geral, os autores encontram que a produção é negativamente afetada pelo choque exógeno de política monetária. Ademais, os autores identificaram uma reação negativa do nível dos preços a um choque monetário contracionista. Por outro lado, Pires e Andrade (2009) avaliam o efeito da dívida pública sobre o mecanismo de transmissão monetária. Em linhas gerais foi identificado que a inclusão da dívida pública no canal de transmissão elevou a velocidade de convergência das variáveis macroeconômicas para o estado estacionário de equilíbrio, na presença de choques (de demanda, de oferta e fiscais). Ademais, a composição da dívida pública também modifica a dinâmica do modelo.

Araújo et al. (2015) investiga o mecanismo de transmissão considerando dois períodos distintos (de 2000 a 2007 e de 2007 a 2013), por meio de um MSVAR. Os autores identificam a presença do *price puzzle* e de um efeito negativo na produção industrial como resultado de um choque positivo na taxa SELIC. Por fim, Céspedes et al. (2008), considerando o período de 1996 a 2004, encontram evidências de que uma política monetária contracionista reduz o nível geral de preços.

3. Estratégia Metodológica

A análise empírica desse estudo baseia-se na econometria de séries temporais, em especial na metodologia VAR e FAVAR.

3.1 Modelo Teórico

O modelo teórico utilizado nesse estudo segue Bernanke et al. (2005), que utilizam uma versão simplificada do modelo desenvolvido por Rudebusch e Svensson (1999) cujo objetivo é avaliar o desempenho da política monetária em economias que adotam o regime de metas de inflação. Os autores consideram duas situações no desenvolvimento do modelo, na primeira, a política monetária seria uma função explícita das informações econômicas disponíveis. Na segunda, o Banco Central atuaria com o objetivo de reduzir os desvios com relação a um alvo previamente estabelecido. Na tomada de decisão, a autoridade monetária utilizaria de todas as informações disponíveis, ao invés de restringir seu universo aos indicadores econômicos que traduziriam a meta. Baseado no modelo de Rudebusch e Svensson (1999), Bernanke et al. (2005) definem a dinâmica da economia como sendo guiada por um conjunto de forças macroeconômicas representado pelas equações abaixo:

$$\pi_t = \delta\pi_{t-1} + \kappa(y_{t-1} - y^n_{t-1}) + s_t \quad (1)$$

$$y_t = \Phi y_{t-1} - \phi(R_{t-1} - \pi_{t-1}) + d_t \quad (2)$$

$$y^n_t = \rho y^n_{t-1} + \eta_t \quad (3)$$

$$s_t = \psi s_{t-1} + v_t \quad (4)$$

Onde π_t denota a inflação, y_t representa o produto real, y^n_t procura medir o produto potencial, R_t a taxa de juros nominal, s_t é o choque de custos, d_t capta o choque de demanda e η_t e v_t são os resíduos mutuamente não correlacionados. A equação (1) é uma curva de oferta agregada de Phillips, e a demanda agregada ou curva IS é identificada pela equação (2). As equações (3) e (4) demonstram que o choque de custos e o produto potencial são processos AR(1). A equação de reação do Banco Central completa o modelo:

$$R_t = \beta\pi_t + \gamma(y_t - y^n_t) + \epsilon_t \quad (5)$$

Em que ϵ_t representa o resíduo, com distribuição normal, média zero e variância unitária. A equação (5) implica que o Banco Central responde a inflação e ao hiato do produto. É importante ressaltar que no modelo desenvolvido por Rudebusch e Svensson (1999) a equação de reação do Banco Central associa a taxa de juros com o hiato do produto e os desvios da inflação com relação a meta estabelecida.

O modelo caracteriza a dinâmica do ciclo de negócios de uma economia, onde um conjunto N de indicadores macroeconômicos observáveis (X_t) relaciona-se de acordo com a expressão abaixo:

$$X_t = A(y^n_t \ s_t \ \pi_t \ y_t \ R_t)' + e_t \quad (6)$$

Bernanke et al. (2005) salientam que o modelo consistindo das equações de (1) a (6) pode ser escrito na forma de um vetor $(F_t' Y_t)' = (y^n_t \ s_t \ \pi_t \ y_t \ R_t)'$, onde a escolha da forma de estimação (VAR ou FAVAR) depende do pressuposto com relação a estrutura de informação disponível para os agentes econômicos.

Conforme será exposto na próxima seção, a divisão entre as variáveis entre F_t e Y_t depende da hipótese assumida com relação as variáveis que são diretamente observáveis pelo Banco Central e pelos

pesquisadores que avaliam o modelo. Caso todas as variáveis correspondam exatamente as medidas empíricas que são observadas, temos $Y_t' = (y_t^n \ s_t \ \pi_t \ y_t \ R_t)'$, F_t iguala-se a um conjunto vazio e o modelo é estimado por um VAR. Bernake et al. (2005) salientam que um pressuposto mais realístico referente a estrutura de informação, seria de que parte das informações não seria observável o que implicaria em uma estimação viesada do modelo VAR. Nesse caso, o FAVAR seria mais adequado, onde Y_t representaria o vetor de variáveis observáveis e F_t' o conjunto de fatores latentes, obtidos por meio da consideração das demais informações disponíveis.

Conforme enfatizado por Bernanke et al. (2005) o pressuposto mais adequado referente a estrutura dos dados do modelo, seria o de que tanto o Banco Central como os pesquisadores observam apenas o instrumento de política monetária (a taxa de juros nominal) e um conjunto grande de indicadores econômicos com imperfeições. Primeiro, devido ao procedimento de revisões pelo qual os dados macroeconômicos estão sujeitos, e segundo, pelo fato do conceito teórico das variáveis não condizerem precisamente com as séries de dados dos indicadores disponíveis. Dessa forma, a equação (6) seria representada por $Y_t = R_t$ e $F_t' = (y_{t-1}^n \ s_t \ \pi_t \ y_t)'$. Baseado nessa estrutura, a autoridade monetária utiliza as informações contidas em X_t , na formulação da política monetária, e os pesquisadores são capazes de descrever o comportamento do Banco Central por meio da aplicação do modelo FAVAR.

3.1 Modelo Econométrico e Empírico

O modelo de autorregressão vetorial (VAR) é um modelo multiequacional composto por uma equação para cada variável, onde cada equação é função de valores defasados daquela variável e de valores defasados das outras variáveis do sistema. O modelo VAR pode ser representado por:

$$W_t = \sum_{i=1}^k \varphi_i W_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Onde o erro $\varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \Omega)$, W_t é o vetor de variáveis endógenas do sistema e φ_i representa uma matriz de coeficientes (Lutkepohl, 2005).

A função de reação do Banco Central (5) estendida pela inclusão da meta de inflação, (conforme determinado no modelo de Rudebusch e Svensson (1999)), será estimada com a inclusão do preço das *commodities*, da expectativa inflacionária e da taxa de câmbio a vista, seguindo a estratégia metodológica adota por Mishkin et al. (2010), Clarida et al. (2001) e Chadha et al. (2003). Os vetores das variáveis endógenas (e a ordem utilizada na estimação da função impulso resposta ortogonalizada) dos sistemas a serem estimados seguem abaixo:

- 1) *Primeira relação*: $W_t = ((y_t - y_t^n), (\pi_t - \pi^*), SELIC_t)$
- 2) *Segunda relação*: $W_t = ((y_t - y_t^n), (\pi_t - \pi^*), PCOM_t, SELIC_t)$
- 3) *Terceira relação*: $W_t = ((y_t - y_t^n), (\pi_t - \pi^*), EIPCA_{t+12}, SELIC_t)$
- 4) *Quarta relação*: $W_t = ((y_t - y_t^n), (\pi_t - \pi^*), EIPCA_{t+12}, PCOM_t, SELIC_t)$
- 5) *Quinta relação*: $W_t = ((y_t - y_t^n), (\pi_t - \pi^*), SELIC_t, SPOT_t)$
- 6) *Sexta relação*: $W_t = ((y_t - y_t^n), (\pi_t - \pi^*), EIPCA_{t+12}, SELIC_t, SPOT_t)$
- 7) *Sétima relação*: $W_t = ((y_t - y_t^n), (\pi_t - \pi^*), PCOM_t, SELIC_t, SPOT_t)$

Em que, y_t denota o PIB real em moeda doméstica (janeiro de 2000 = 100) ajustado sazonalmente acumulado em 12 meses, π_t representa a taxa de inflação medida pelo IPCA acumulada em 12 meses, $SELIC_t$ é a taxa SELIC acumulada em 12 meses, π^* é a meta inflacionária anual definida pelo CMN (Conselho Monetário Nacional), $PCOM_t$ denota a taxa de variação dos preços internacionais das *commodities* acumulada em 12 meses, $EIPCA_{t+12}$ mensura a expectativa da inflação anual doze meses a frente e $SPOT_t$ é a taxa de câmbio a vista R\$/US\$ comercial compra de fim de período. Por fim, o produto real descontado por uma tendência linear, $(y_t - y_t^n)$, procura mensurar o hiato do produto⁷.

A ordenação das variáveis seguiu o critério de exogeneidade: as mais exógenas contemporaneamente representam o mercado de bens, as intermediárias são formadas pelos instrumentos de política monetária e as mais endógenas pelas variáveis pertencentes ao mercado financeiro, que sofrem

⁷ Será utilizado o filtro de Hodrick-Prescott na obtenção do hiato do produto com parâmetro de suavização de 129600, visto que os dados utilizados nas estimações serão mensais (Ravn e Uhlig (2002)). Goodhart et al. (2005), Chadha et al. (2003), Favero et al. (2005) utilizam esse filtro na obtenção do hiato do PIB em suas pesquisas.

os impactos das variáveis anteriores, no entanto, não as afeta contemporaneamente. Dessa maneira, o produto não responde contemporaneamente as demais variáveis, visto que as decisões de produção e seu efeito sobre o produto final ocorrem com alguma defasagem, que é superior à ordem mensal adotada nesse estudo. A inflação, a expectativa inflacionária e o preço das *commodities* são afetados contemporaneamente somente pelo nível do produto, considerando a rapidez de ajuste dos preços a alterações na oferta e demanda. A taxa SELIC responde contemporaneamente ao produto, ao preço das *commodities*, a inflação e a expectativa inflacionária. Visto tratar-se de um instrumento de política monetária é plausível considerar que o Banco Central contenha informações do comportamento das quatro variáveis e as incorpore em suas decisões. Por fim, a taxa de câmbio *spot* responde a todas as outras variáveis contemporaneamente, devido ao seu caráter dinâmico. O encadeamento das relações econômicas é semelhante a Minella (2003) e Christiano et al. (1999).

Com relação a seleção do modelo VAR considerou-se os estágios descritos abaixo⁸:

- I. Primeiramente, foi selecionado o número das defasagens a serem utilizadas nas estimações recorrendo-se aos critérios de informação⁹ e a estatística LR (*Likelihood Ratio*), considerando um número máximo inicial de 10 defasagens, por encerrar uma estrutura rica em informações.
- II. Em seguida os modelos VAR foram estimados e testados quanto à presença de autocorrelação serial e a condição de estabilidade¹⁰. Aqueles que apresentaram autocorrelação ou problema de estabilidade foram descartados e substituídos por outros com o número de defasagens selecionado pelos critérios de informação. Na ocorrência de resultados conflitantes entre as estatísticas e os critérios de informação aplicados na seleção do número de defasagens, utilizou-se como procedimento de decisão o teste de normalidade dos resíduos e o menor número de defasagens para a definição do modelo (critério da parcimônia).

3.2 *Factor Augmented VAR*

O modelo FAVAR é uma extensão do modelo VAR utilizado e será aplicado também na estimação da equação (19). De acordo com Bernanke et al. (2005), o modelo pode ser representado por:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (8)$$

Onde Y_t é um vetor $M \times 1$ de variáveis observáveis, F_t é um vetor $K \times 1$ de fatores não observáveis que sumarizam informações não capturados por Y_t , $\Phi(L)$ é um polinômio com defasagens finitas e v_t é um termo de erro com média zero e matriz de covariância Q . Na equação (8), o vetor Y_t contém somente a taxa SELIC, conforme estabelecido no modelo básico empregado por Bernanke et al. (2005).

A equação (8) é um VAR em (F'_t, Y'_t) , e não pode ser estimada diretamente devido a existência dos fatores não observáveis, F_t . A estimação do modelo é realizada por meio da utilização da técnica dos componentes principais (Stock e Watson, 1998). Os fatores são interpretados como variáveis latentes que representam uma característica marcante dos dados. Assim, considerando X_t um vetor $N \times 1$ de variáveis¹¹, onde $N \gg K + M$, relacionado tanto com Y_t quanto com F_t temos:

$$X_t = A'F_t + AY_t + e_t \quad (9)$$

Onde A' é uma matriz $N \times K$ de cargas fatoriais, A é uma matriz $N \times M$ e o vetor $N \times 1$ de termos de erro possui média zero, sendo permitido a existência de um pequeno grau de correlação cruzada que se extinguisse com o aumento de N (Stock e Watson, 2002).

O procedimento de estimação da equação de reação do Banco Central consistirá na utilização de dois estágios proposto por Bernanke et al. (2005), que é baseado em um método não paramétrico de obtenção do espaço abrangido pelos componentes comuns, $C_t = (F'_t, Y'_t)$.

⁸ A ordem das etapas seguida para escolha dos modelos determinada no item I segue a especificação de Lutkepohl (2005).

⁹ Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz Bayesian Criterion (SBIC), Hanna Quinn (HQIC).

¹⁰ Os testes de autocorrelação verificam a presença de correlação serial de segunda ordem nos resíduos a 5% de nível de significância. A condição de estabilidade foi avaliada por meio da análise da presença dos autovalores fora do círculo unitário.

¹¹ O conjunto compreende os indicadores potencialmente utilizados pelo Banco Central na definição da SELIC e é formado por 63 variáveis conforme apresentado na Tabela 1A, 1B e 1C do Anexo 1. Boivin e Ng (2006) identificaram que a extração de fatores comuns de um conjunto pequeno de variáveis (em torno de 40 séries temporais) apresentou resultados satisfatórios, e marginalmente melhores, quando comparado a um conjunto mais extenso (147 séries).

A função de reação do Banco Central (5), estendida pela inclusão da meta de inflação conforme determinado no modelo de Rudebusch e Svensson (1999), será estimada considerando um conjunto amplo de indicadores econômicos e a taxa SELIC como variável perfeitamente observável. A seleção do modelo *FAVAR* inicia-se com a extração dos fatores comuns por meio da técnica dos componentes principais, considerando o conjunto de 63 variáveis apresentadas nas tabelas 1A, 1B e 1C do Anexo 1. Com relação a ordenação das variáveis, seguiu-se a estratégia de identificação de Bernanke et al. (2005). O conjunto de variáveis foi dividido em dois grupos: 1) *Slow-moving*, que não respondem contemporaneamente aos choques não antecipados da política monetária (produção industrial, etc.); e 2) *Fast-moving*, que respondem contemporaneamente aos choques monetários (preços dos ativos, câmbio, etc.). Em seguida, o número de fatores comuns foi selecionado considerando o grau de explicação da variância dos dados e a adequabilidade dos constructos obtidos. Por fim, o número de dez defasagens foi escolhido na estimação do modelo (o mesmo número utilizado na seleção inicial do modelo VAR)¹².

3.3 Variáveis Seleccionadas, Fonte de Dados e Período de Estimação

O conjunto de variáveis seleccionadas nesse estudo procurou são englobados em esferas: 1) Produto Real, Emprego e Renda; 2) Taxa de Juros, Moeda, Câmbio e Ações e; 3) Nível de Preços. A estimação dos modelos foi realizada com dados mensais das 64 variáveis, considerando o período de 2003:M6 a 2016:M12¹³. O Anexo 1 (Tabelas 1A, 1B e 1C) apresenta os dados que foram obtidos junto as seguintes instituições: IBS (Instituto Brasileiro de Siderurgia), Fundação SEADE (Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados, Pesquisa e Desemprego), FUNCEX (Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior), ANBIMA (Associação Brasileira das Entidades do Mercado Financeiro e de Capitais), IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada) e FMI (Fundo Monetário Internacional).

4. Resultados e Discussão

A investigação econométrica será iniciada pelo teste de estacionariedade das variáveis, pela avaliação da autocorrelação, normalidade dos resíduos e estabilidade dos modelos.

4.1 Testes de Estacionariedade, Autocorrelação, Normalidade e Estabilidade

Inicialmente, efetuou-se os testes de raiz unitária para as séries em nível. Quatro testes foram utilizados nessa avaliação: Dickey Fuller aumentado (ADF), Phillip-Perron, KPSS (Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin) e o Dickey Fuller modificado (DFGLS). Considerou-se um nível de significância de 5% e o critério de informação de AIC e SBIC na definição do número de defasagens (limitado ao máximo de oito *lags*).¹⁴ Conforme apresentado nas Tabelas 1A, 1B e 1C do Anexo 1, as variáveis que confirmaram a presença de raiz unitária em nível foram transformadas objetivando induzi-las a estacionariedade.

A Tabela 2 abaixo apresenta os testes de autocorrelação (Multiplicador de Lagrange) e de normalidade dos resíduos (Jarque Bera). Quanto à normalidade dos resíduos, o excesso de curtose foi o principal motivo que determinou a ausência de normalidade em alguns modelos¹⁵. É importante mencionar que todos os modelos estimados passaram no teste de condição de estabilidade dos autovalores

Tabela 2 - Estatística dos Valores da Probabilidade (p-valor)

| Relação | Autocorrelação Teste (LM) | | Normalidade (Teste J-B) | Defasagens |
|------------------|---------------------------|---------|-------------------------|------------|
| | Ordem 1 | Ordem 2 | | |
| Relação 1 | 0,7168 | 0,5300 | 0,0000 | 9 |
| Relação 2 | 0,4239 | 0,1771 | 0,0277 | 8 |
| Relação 3 | 0,7516 | 0,2657 | 0,0006 | 9 |
| Relação 4 | 0,1103 | 0,0852 | 0,0189 | 7 |
| Relação 5 | 0,3224 | 0,2195 | 0,0002 | 8 |
| Relação 6 | 0,3859 | 0,0772 | 0,0000 | 8 |
| Relação 7 | 0,1551 | 0,0739 | 0,0526 | 7 |

Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

¹² Bernanke et al. (2005) utilizou treze defasagens, Shibamoto (2007) estima um modelo *FAVAR* com dez defasagens para o Japão com dados mensais de 1988:M11 a 2001:M2.

¹³ A seleção da data inicial de estimação deveu-se a ausência de dados para períodos anteriores.

¹⁴ As séries ETJ1, ETJ3, ETJ6, ETJ12, SWAP18 e SWAP36 foram estacionárias a um nível de significância de 10%.

¹⁵ De acordo com Juselius (2006) a ausência de normalidade residual não afeta seriamente os resultados nos modelos VAR/VEC, especialmente quando motivado pelo excesso de curtose.

4.2 Avaliação dos Fatores Comuns

O método de componentes principais foi aplicado ao conjunto de variáveis contidas nas Tabelas 1A, 1B e 1C do Anexo 1, excetuando-se a taxa SELIC que é o instrumento de política monetária. É importante mencionar que todas as séries incluídas nesse estudo apresentaram-se como $I(0)$ ou $I(1)$. A primeira etapa no processo de análise fatorial concentra-se em avaliar se o conjunto de variáveis possui distribuição normal. Nesse sentido, o teste de Henze-Zirkler e Doornik-Hansen rejeitou a hipótese de normalidade conjunta a um nível de significância de 10%. No entanto, considerando o tamanho da amostra deu-se continuidade ao estudo.

Com relação ao critério na escolha do número de fatores comuns, Stock e Watson (2002) salientam que essa determinação deve considerar como base a qualidade do ajuste do modelo.¹⁶ Nesse contexto, optou-se pela extração de seis fatores latentes que conjuntamente explicam aproximadamente 64% da variância total dos dados. É importante ressaltar que todos os autovalores foram superiores a 1 e a sua representação gráfica, (não apresentada nesse estudo) demonstra a existência de uma alteração na inclinação da curva após o sexto elemento, corroborando a escolha realizada. As cargas fatoriais, a comunalidade e o percentual de explicação da variância dos dados para cada fator (não apresentados nesse estudo) foram obtidos após a aplicação do processo de rotação ortogonal realizada por meio do método *Varimax*.¹⁷ A tabela 4 abaixo apresenta as dimensões latentes dos dados, representada pelos fatores extraídos, identificadas pela análise dos coeficientes que relacionam os fatores as variáveis.

Tabela 4 – Dimensões Latentes

| Dimensão | Descrição dos Indicadores |
|-------------------------------|---|
| Fator 1 - Taxa de Juros | CDI, Estrutura a Termo da Taxa de juros de 1, 3, 6 e 12 meses, Taxa de Swap DI X PRÉ de 30, 60, 90 180 e 360 dias, Investimento em Carteira de Estrangeiros e Transações Correntes |
| Fator 2 – Inflação | Expectativa do IGPD e do IPADI, Taxa de Inflação Acumulada em 12 meses do IGPD, IGPOG, INCC, INPC, IPAEP, IPC, IPCA Preços Livres, IPCA Preços Livres Comercializáveis, IPCA Núcleo e Taxa de Desemprego. |
| Fator 3 – Nível de Atividade | Expectativa do PIB, Capacidade Instalada, Contratação de Pessoas, Faturamento da Indústria, Horas Trabalhadas na Indústria, Índice de Atividade Econômica do Banco Central, Importações, Exportações, Produção Industrial Geral, Bens de Capital, Bens de Consumo, Bens Intermediários, Vendas Reais, Vendas Reais no Varejo e Vendas de Móveis e Eletrodomésticos. |
| Fator 4 – Demanda por Moeda | Salário Real da Indústria, Ibovespa, Folha de Pagamento da Indústria, Agregado Monetário M0, M1, M2, M3 e M4. |
| Fator 5 – Insumos de Produção | Expectativa do IPCA, PIB Real, Produção de Aço, Preço Internacional das <i>Commodities</i> , Preço das Exportações e Importações. |
| Fator 6 – Mercado Externo | Cotação do Dólar a Vista, Câmbio Real, Embi+, Expectativa do Câmbio, Vendas Reais do Varejo de Veículos, Paridade do Poder de Compra, Cotação do Euro a Vista. |

Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

Com o objetivo de investigar a qualidade de ajustamento do modelo, a matriz anti-imagem, de correlações entre as variáveis e dos resíduos foram estimados e apresentaram-se conforme o esperado. O teste de esfericidade de Bartlett rejeitou a hipótese de que a matriz de correlações fosse uma matriz identidade, considerando-se um nível de significância de 1%. Com relação ao *KMO* (*Kaiser-Meyer-Olkin*), o conjunto de variáveis apresentou-se satisfatoriamente com um índice de 0,77. O *MSA* (*Measure of Sampling Adequacy*) identificou um índice entre 0,45 e 0,60 para as variáveis: Expectativa do PIB, Hiato do PIB, Produção de Aço, Salário Real, Taxa de Desemprego, Vendas Reais no Varejo, Vendas Reais de Veículos, Vendas Reais do Varejo Ampliado e Paridade do Poder de Compra. No entanto, todas as variáveis foram mantidas na construção dos fatores, devido a importância desses indicadores no processo de tomada de decisão do Banco Central. Ademais, os valores obtidos para o índice *Alpha de*

¹⁶ Bai e NG (2002) desenvolvem uma metodologia para determinação do número ótimo de fatores, considerando que N e $T \rightarrow \infty$, o que não seria aplicável, considerando o conjunto de dados dessa pesquisa. Bernanke et al. (2005) reforçam que o critério sugerido por Bai e NG (2002) não aborda necessariamente a escolha do número de fatores a ser incluído no modelo VAR. Nesse contexto, torna-se frequente o procedimento de escolha *ad hoc* como Bernanke et al. (2005) que utilizam 1, 3 e 5 fatores, Lagana e Mountford (2005) entre 5 e 7 fatores, Blaes (2009) que opta por oito fatores, Favero et al. (2005) entre 3 e 12 e Shibamoto (2007) que determina a estimação do seu modelo com 6 fatores.

¹⁷ Esse método permite que os coeficientes de correlação entre as variáveis e os fatores comuns sejam definidos o mais próximo possível de 0 e 1, em valor absoluto, produzindo resultados que facilitam a interpretação dos fatores (Mingoti, 2005).

Cronbach indicaram alta confiabilidade da escala formada pelas variáveis, constatando que os indicadores formaram um constructo coerente, corroborando a consistência da análise fatorial realizada¹⁸.

4.3 Análise dos Choques de Política Monetária e dos Canais de Transmissão (VAR)

A presença do *price puzzle* e a eficácia do instrumento de política monetária serão abordados por meio da interpretação da Funções Impulso Resposta (FIR), considerando um choque exógeno temporário de um desvio padrão na SELIC. Será plotada a FIR ortogonalizada (linha contínua) dentro de um intervalo de confiança de dois desvios padrão (linha tracejada). O método de Choleski é utilizado na decomposição da matriz de variâncias e covariâncias do modelo, garantindo a ortogonalidade dos erros.

No Anexo 2 são apresentadas as respostas das variáveis SELIC, IPCA, hiato do PIB, expectativa do IPCA e taxa de câmbio a vista, a um impulso na SELIC, respectivamente para as relações de 1 a 7 mencionadas anteriormente. As estimações foram realizadas em primeira diferença nas relações de 3 a 7 devido à presença de séries não estacionárias. Observa-se que a resposta da SELIC a um impulso na própria SELIC atinge um efeito máximo positivo transitório em torno do décimo mês, e cessa, ou mantém-se marginalmente diferente de zero, em torno do quinquagésimo mês em todas as especificações do modelo.

Nota-se também uma reação positiva do hiato do PIB a uma política monetária contracionista que sustenta-se por dez meses, o que contradiz o efeito esperado com base na teoria econômica. A resposta do hiato do PIB contraria os resultados obtidos por outros estudos que consideram a economia brasileira. Fernandes e Toro (2005) investigam o período de 1994 a 2001 e identificam um efeito negativo que cessa após oito trimestres. Em Céspedes et al (2008) é avaliado a política monetária em dois períodos distintos, de 1996 a 1998 e de 1999 a 2004, através de um *SVAR (Structural VAR)*. São utilizados diversos critérios de identificação, e o efeito de um impulso na SELIC sobre a produção industrial (utilizado como *proxy* para o nível de atividade) foi negativo na maioria das especificações utilizada. Por outro lado, Bezerra et al. (2014) estimam um VAR e identificam uma redução do PIB industrial e do PIB real para o período de 1995 a 2010. Por fim, Tomazzia e Meurer (2009) e Araújo et al. (2015) também identificam uma reação declinante do nível de atividade a um choque contracionista da política monetária.

Adicionalmente, Smets et al. (2001) investigam o mecanismo de transmissão monetária para a Zona do Euro e os EUA por meio de um VAR aplicando diversos esquemas de identificação, compreendendo o período de 1980 a 1988. De uma forma geral, os autores identificam uma redução temporária do produto como resultado de um choque positivo na taxa de juros. No entanto, em algumas especificações estimadas, foi identificada uma elevação inicial do produto que ocasionalmente assume uma trajetória declinante. Bjorland et al. (2010) investigam o efeito dos preços imobiliários sobre o mecanismo de transmissão monetária na Noruega, Suécia e no Reino Unido entre 1983 e 2006. Nesse estudo, o efeito imediato de um choque monetário contracionista é a redução do PIB nas três economias. No entanto, no Reino Unido o impacto cessa após o trigésimo trimestre, enquanto nos demais países o efeito final negativo é permanente. Em Franta et al. (2009) são avaliados os efeitos da política monetária na República Checa para o período de 1998 a 2006, por meio das metodologias *SVAR*, *BVAR* e *FAVAR*. A redução do PIB como consequência de uma política monetária contracionista foi identificado nos três modelos. Mishkin et al. (2010) estimam inicialmente, a equação de Taylor (1993, 1995) por meio dos modelos VAR e FAVAR, e posteriormente por um *DSGE*, para a economia dos EUA para dois períodos distintos: de 1962:Q1 a 1973:Q3 e de 1984:Q1 a 2008:Q4. Os autores confirmam a resposta negativa do PIB a um choque positivo na taxa de juros nos dois períodos, considerando todas as estimações.

A reação do Dólar *spot* a um impulso na SELIC, obtida com base nas estimações das equações (5) e (6), é traduzida por meio de uma apreciação inicial, seguida por um movimento oscilatório e uma estabilização próxima de um efeito nulo no longo prazo. Essa reação é consistente com a teoria econômica e confirma os resultados encontrados por Céspedes et al. (2008) para a economia brasileira. Bloor e Matheson (2010) investigam a dinâmica do mecanismo de transmissão da política monetária na

¹⁸ O *Alpha de Cronbach* é um índice compreendido entre 0 e 1 que procura mensurar a consistência interna de um conjunto de variáveis, (quanto mais próximo da unidade, mais elevado a fidedignidade do constructo). Hair Jr. et al. (2005) sugerem um valor mínimo de 0,60 (pesquisas exploratórias) e de 0,70 (pesquisas aplicadas) para o índice. O valor para o conjunto de dados atingiu 0,90, e o valor para cada fator foi respectivamente de: 0,98, 0,95, 0,84, 0,85, 0,68 e 0,81 (variáveis padronizadas).

Nova Zelândia entre 2000:Q1 e 2007:Q4. Os autores estimam um *BVAR* e destacam o comportamento da taxa de câmbio real, como resultado de uma elevação da taxa de juros: após uma apreciação inicial, o câmbio assume uma trajetória de depreciação retornando ao patamar inicial após três anos.

Com relação ao IPCA¹⁹, identifica-se que um impulso na taxa SELIC resulta em uma elevação do índice, que atinge seu patamar máximo em torno do décimo mês (aumento de aproximadamente 0,25 p.p), assume uma trajetória declinante e eventualmente retorna a estabilidade no longo prazo, onde o efeito cessa. O impacto sobre a expectativa do IPCA é semelhante qualitativamente ao comportamento do índice de inflação. É importante salientar que em todas as equações estimadas o comportamento do IPCA foi similar, evidenciando a presença do *price puzzle* na economia brasileira.²⁰ A inclusão dos preços das *commodities*, das expectativas inflacionárias e da taxa de câmbio nominal á vista não alterou qualitativamente os gráficos obtidos. Esse resultado corrobora o estudo de Minella (2003) e Araújo et al. (2015) que também identificam o *price puzzle* para a economia brasileira, diferentemente do encontrado por Tomazzia e Meurer (2009) e Fernandes e Toro (2005). Céspedes et al. (2008) obtém resultados múltiplos dependendo do modelo estimado.

O fenômeno do *price puzzle* pode ser explicado por meio da avaliação dos determinantes inflacionários. Em especial, uma elevação da SELIC pode afetar o nível de preços por meio de diversos canais: 1) a redução das expectativas inflacionárias; 2) a redução da inflação de demanda (contração do investimento e consumo); 3) o *ERPT* sobre o nível geral de preços; e 4) a ampliação dos custos de produção devido ao aumento do custo de capital. Dependendo de qual desses efeitos for dominante, o impacto final de uma elevação na taxa de juros de curto prazo sobre o nível geral de preços poderá ser negativo ou positivo (Barth e Ramey (2000) e Juselius (2001)).

Por outro lado, a ocorrência do *price puzzle* também é interpretada na literatura como uma consequência de um modelo *VAR* incompleto, que omitiria o conjunto de informações abrangente considerado pelo Banco Central na implementação da política monetária (Sims (1992), Christiano et al. (1999), Favero et al. (2005) e Bernanke et al. (2005)).²¹ Nesse cenário, a implementação de uma política monetária contracionista com o objetivo de antecipação a uma elevação esperada da inflação, seria incorretamente entendida pelos pesquisadores, que interpretariam a elevação do nível dos preços como consequência do aumento da taxa de juros. O resultado seria a obtenção de uma correlação espúria obtida nos modelos *VAR*, que seria solucionado pela inclusão de variáveis capazes de captar a expectativa da inflação futura, como o preço das *commodities* ou as expectativas inflacionárias (Sims (1992) e Castelnuovo e Surico (2010)), ou alternativamente pelo uso do modelo *FAVAR* (Bernanke et al. (2005)).

Juselius (p. 354, 2001) encontra evidência de um efeito positivo de longo prazo da taxa de juros de sobre a inflação para a Itália, utilizando o modelo *VEC* para o período entre 1974 e 1994. Chowdhury et al. (2006) investigam o G-7 objetivando verificar a influência do canal do custo de capital no mecanismo de transmissão monetária durante o período de 1980 a 1997. Os autores constataam a presença do *price puzzle* e encontram evidência do repasse da elevação do custo de capital das empresas para os preços dos bens. Por fim, Chowdhury et al. (2006) reforçam que o canal do custo é mais pronunciado no Reino Unido e nos EUA, do que nos países da Europa Continental e no Japão, devido a diferenças existentes na estrutura dos mercados financeiros. Esse resultado corrobora os estudos de Peersman et al. (2001), Bean et al. (2002) e Dedola et al. (2003) para a França, Itália, Reino Unido e os Estados Unidos.

Em Bjorland (2010) é constatado a presença do *price puzzle* para as economias da Noruega e Reino Unido e não para a Suécia. Eventualmente, o choque monetário cessa seu efeito sobre os preços no Reino Unido e reduz a inflação marginalmente na Suécia no longo prazo. Castelnuovo e Surico (2010)

¹⁹ A variável apresentada nas funções Impulso Resposta com a denominação IPCA representa o desvio do índice com relação á meta estabelecida ($\pi_t - \pi^*$), conforme as especificações das equações de (1) a (7).

²⁰ Adicionalmente, as relações (2), (4) e (7) foram estimadas seguindo a especificação de Peersman e Smets (2003) e Blaes (2009) pela inclusão do índice de preços internacional das *commodities* como variável exógena no modelo *VAR*. Os resultados encontrados foram qualitativamente similares aos obtidos considerando o conjunto total de variáveis como endógenas.

²¹ Veja Schabert et al. (2004) para uma discussão abrangente sobre a inclusão do canal do custo dentro de modelos *DSGE* com o objetivo simular a ocorrência do *price puzzle* para a Itália e o Reino Unido. Henzel et al. (2009) avaliam a relação entre o canal de crédito e o *price puzzle* por meio de um *DSGE* para a Zona do Euro. Os autores salientam que, o canal do custo de capital é capaz de explicar um percentual da elevação da inflação que segue a uma contração monetária.

investigam os EUA entre 1966 e 1979 e 1979 e 2006, por meio de um *SVAR*. Os autores identificam a ocorrência do *price puzzle* somente no primeiro termo onde a política monetária caracterizou-se como passiva²², estando em linha com os resultados encontrados por Boivin e Giannoni (2006) considerando um período semelhante para os EUA. Adicionalmente, os autores investigam o mecanismo de transmissão monetária por meio da calibração de um modelo *DSGE* que é utilizado na geração de dados simulados. Esses dados foram utilizados na reestimação do *SVAR* e o resultado obtido foi similar ao anterior. No entanto, o efeito positivo da taxa de juros sobre o nível de preços não foi encontrado quando adicionou-se a expectativa inflacionária e impôs-se um conjunto de restrições de sinais. Por fim, Mishkin et al. (2010) identificam a ocorrência do *price puzzle* para a economia dos EUA mesmo com a inclusão do preço das *commodities*. No entanto, a extensão do modelo com a incorporação das expectativas de inflação, resolve o problema do *price puzzle* e induz os autores a conclusão de que a esse fenômeno esteja relacionado a omissão de variáveis relevantes no modelo estimado.

4.4 Análise dos Choques de Política Monetária e dos Canais de Transmissão (FAVAR)

No Anexo 4 são apresentadas as respostas de um conjunto de variáveis a um impulso de um desvio padrão na SELIC, considerando a especificação mais adequada baseado nos critérios de seleção para o modelo *FAVAR*. A SELIC atinge um ponto máximo em torno do décimo mês, quando assume uma trajetória declinante, eventualmente retornando ao ponto inicial. O Hiato do PIB responde negativamente a uma política monetária contracionista, o que está em acordo com o preconizado pela teoria econômica. Esse resultado é uma evidência de que o aumento do hiato do PIB, encontrado no modelo *VAR*, foi uma consequência de omissão de variáveis relevantes ao modelo. Ademais, o resultado reforça o entendimento de que a utilização da taxa de juros como instrumento de política monetária é eficaz no que tange as alterações no nível do produto. Observa-se que a reação da Capacidade Instalada, da Produção Industrial, do Faturamento da Indústria e da Taxa de desemprego contribui na confirmação do efeito negativo de uma contração monetária sobre o nível de atividade.

Lagana e Mountford (2005) estimam um *FAVAR* para o Reino Unido compreendendo o período de 1992:M10 a 2003:M1. Os autores utilizam múltiplas especificações e encontram resultados semelhantes para as variáveis selecionadas, quando o modelo é estimado considerando especificações próximas ao aplicado nesse estudo. Bernanke et al. (2005) obtém resultados semelhantes na estimação do *FAVAR* com 3 e 5 componentes comuns, a exceção do grau de utilização da capacidade instalada, que apresenta uma resposta inicial positiva a elevação da taxa de juros. No entanto, essa trajetória reverte-se rapidamente a partir do terceiro mês.

É importante observar que o comportamento das taxas de juros do Swap DI X PRÉ e da Estrutura a Termo assemelha-se a dinâmica seguida pela própria SELIC. Esse resultado ilustra a importância da estrutura a termo da taxa de juros, onde os movimentos na taxa SELIC são traduzidos simultaneamente na taxa de juros de longo prazo, possibilitando um impacto direto sobre o investimento e o consumo. No entanto, nota-se que o efeito sobre as taxas de prazo mais longo (as taxas do Swap DI X PRÉ e ETTJ de 360 dias) foi menos expressivo, quando comparado às taxas de curto prazo (em especial as taxas de 30 dias). Goodfriend (1998) encontra um resultado oposto para a economia dos EUA 1994/1995. Com relação aos agregados monetários, constata-se uma reação marginal negativa para todas as medidas de estoque de moeda, confirmando a inexistência do *liquidity puzzle* para a economia brasileira. Blaes (2009) encontra uma resposta negativa do M1 e positiva do M2 e M3 a um impulso na taxa de juros, no seu modelo *FAVAR*. No entanto, o M2 e M3 assumem uma trajetória declinante a partir do sétimo mês, e o resultado final é negativo no longo prazo. O autor associa esse comportamento ao ajuste de portfólio que se segue as alterações na taxa de juros.

O investimento estrangeiro em carteira apresentou um comportamento consistente com o preconizado pela teoria de portfólio internacional.²³ Em especial, uma elevação da taxa de juros doméstica atrai capitais estrangeiros de curto prazo. No entanto, o resultado de uma depreciação do

²² A política monetária é definida como ativa (passiva) quando as alterações na taxa de juros nominal ocorrem de forma mais (menos) do que proporcional como resposta aos movimentos da inflação.

²³ Veja Branson e Henderson (1984) para a relação entre a taxa de juros doméstica, o fluxo de capitais internacionais e o ajustamento dos portfólios dos agentes.

câmbio *Spot*, logo após uma contração monetária, evidencia a presença do *exchange rate puzzle* que será abordada com maior profundidade na próxima seção. Shibamoto (2007) constata por meio do *FAVAR*, que uma elevação da taxa de juros ocasiona uma depreciação cambial no Japão. Por outro lado, em Lagana e Mountford (2005) é identificado uma apreciação da Libra Esterlina para o Reino Unido.

Não obstante a eficácia obtida pela utilização da taxa SELIC no controle do nível do produto, não se pode concluir o mesmo com relação ao controle inflacionário. O efeito do choque na SELIC sobre o IPCA evidencia o fato da presença do *price puzzle* ser um fenômeno persistente na economia brasileira. A elevação da taxa de juros de curto prazo reflete-se em um aumento do IPCA, que atinge um pico em torno do décimo quinto mês e assume uma trajetória declinante a partir desse momento. É importante salientar que o IGPDI, o IPADI e o IPCA para os preços livres (não administrados) apresentam trajetória semelhante, apesar de uma pequena redução inicial. Por outro lado, o núcleo do IPCA assume uma trajetória ascendente imediatamente após o choque contracionista.

Diferente da evidência encontrada nesse estudo, Mishikin et al (2010) e Bernanke et al. (2005) concluem que o *price puzzle* encontra-se associado a uma especificação incompleta do modelo estimado. Nesse sentido, esses autores identificam uma forte redução no *price puzzle* por meio da estimação do *FAVAR* para a economia dos EUA. Forni e Gambetti (2010) estimam um modelo de fatores estruturais consistindo de 112 séries mensais da economia norte americana para o período de 1973 a 2007. Inicialmente, os autores utilizam um modelo VAR e identificam o *price puzzle* que é resolvido pela inclusão dos fatores estruturais. De forma semelhante, Shibamoto (2007) identifica uma redução drástica do *price puzzle* quando a estimação é realizada pelo *FAVAR*, em comparação ao VAR. No caso do *FAVAR* o *price puzzle* é somente marginalmente diferente de zero. Gupta et al. (2009, 2010) encontram evidência de que o *price puzzle* sobre os preços residenciais decorre da especificação incorreta dos modelos VAR. Os autores utilizam o *FAVAR* e resolvem o *price puzzle* para as economias da África do Sul (1980:M01 a 2006:M04) e EUA (1976:M02 a 2005:M02). Favero et al. (2005) estimam o *FAVAR* para os EUA, a Alemanha, a França, a Itália e a Espanha para o período de 1959 a 1998 (EUA) e de 1982 a 1997 (para os demais). Os autores estimam os fatores comuns de forma dinâmica e estática e encontram resultados semelhantes para ambos. Para os EUA o *price puzzle* encontrado na estimativa pelo VAR desaparece completamente pela utilização do *FAVAR*. Os resultados encontrados são similares para os países europeus. Por fim, Lagana e Mountford (2005) encontram resultados distintos, dependendo da especificação do modelo *FAVAR* representado.

Foram realizadas estimativas considerando-se também 1, 3, 5, 7 e 9 fatores comuns, considerando-se entre 6 e 10 defasagens. Os resultados obtidos foram qualitativamente similares ao apresentado anteriormente para o caso com 6 fatores. A exceção foi a trajetória seguida pelo M0, M3 e a taxa de câmbio, quando estimados com 1 e 3 fatores comuns. No entanto, reforça-se que o percentual de explicação da variância do conjunto dos dados explicada por 1 e 3 fatores é de 20% e 39% respectivamente, não representando de forma abrangente o conjunto de indicadores considerado.

Uma descoberta adicional encontrada nesse estudo refere-se ao funcionamento do canal das expectativas no mecanismo de transmissão monetário. Em especial, a autoridade monetária operacionaliza suas ações no sentido de direcionar as expectativas dos agentes com relação ao nível do produto e da inflação futuros. Nesse sentido, os resultados apresentados nos Anexos 4 e 5, referentes ao efeito de um choque monetário contracionista sobre a expectativa do IPCA, do IGPDI e do IPADI são distintos. A expectativa do IPCA assume trajetória declinante, enquanto a expectativa do IGPDI e do IPADI, inicialmente sofrem uma elevação, para em seguida reverterem sua trajetória, a partir do décimo quinto mês. Nesse sentido, o Banco Central é eficaz no direcionamento das expectativas do índice de preços utilizado no regime de metas de inflação. Por outro lado, encontra-se um efeito oposto para os índices associados a inflação no atacado.²⁴

4.5 Avaliação da Robustez dos Resultados

Com o objetivo de avaliar a consistência dos resultados obtidos e o possível impacto da crise econômica global de 2008 sobre o mecanismo de transmissão monetária da economia brasileira, os

²⁴ O IGPDI é constituído pelo IPADI, IPCDI e INCCDI, respectivamente com os pesos de 60%, 30% e 10%, sendo influenciado majoritariamente pela inflação no atacado.

modelos VAR e FAVAR foram reestimados com um número alternativo de defasagens, de especificações e de períodos (de 2003:M06 a 2008:M06 e de 2008:M07 a 2016:M12), conforme sumarizado abaixo:

- I. O modelo VAR estimado para o primeiro período gerou resultados similares ao modelo original, à exceção do hiato do PIB, que apresentou comportamento diferente nas estimações das relações (1), (3), (4), (6) e (7). Nesses casos, observou-se a inexistência da elevação do hiato do PIB após o choque monetário (a trajetória inicial é declinante). É importante mencionar que de maneira geral o grau do *price puzzle* encontrado foi peresistente, no entanto, menor em todas as relações;
- II. O modelo VAR correspondente ao segundo período obteve resultados qualitativamente similares ao modelo original para todas as variáveis, (considerando as sete relações estimadas). No entanto, é importante ressaltar que o *price puzzle* apresentou-se ligeiramente superior ao modelo original, que engloba o período completo;
- III. O modelo FAVAR aplicado ao primeiro período foi estimado com a inclusão de 1 a 6 fatores comuns e com até 10 defasagens. Devido ao número menor de observações a especificação com 4 defasagens e 6 fatores comuns apresentou-se como a mais apropriado (as demais especificações apresentaram instabilidade nas etimações). De um modo geral, os resultados corroboraram as descobertas do modelo original, conforme apresentado no Anexo 5. A exceção concentrou-se na redução da magnitude do *price puzzle* e no efeito da SELIC sobre a própria SELIC. Ademais, observa-se a inexistência do *exchange rate puzzle* e um efeito marginalmente positivo sobre a demanda por moeda, caracterizando o *liquidity puzzle*;
- IV. A estimação do FAVAR para o segundo período considerou a inclusão de 1 a 9 fatores comuns com até 10 defasagens. No Anexo 5 são apresentados os resultados com 6 fatores comuns e 10 defasagens, que foi a especificação adotada também no modelo original. Os resultados encontrados também foram qualitativamente similares ao obtido para o modelo original, com a presença persistente do *price* e do *exchange rate puzzle*. A exceção ficou reservada a estimação realizada com 1 fator (20% de explicação da variância), onde identificou-se que o câmbio *spot* sofre uma depreciação e a quantidade de M2, M3 e M4 eleva-se, como resultado de um choque positivo na SELIC (*liquidity puzzle*);
- V. Adicionalmente, o FAVAR foi estimado para o modelo original, englobando o período completo do estudo, considerando-se 9, 8 e 7 defasagens, mantendo-se os demais parâmetros inalterados. Os resultados encontrados foram similares ao modelo estimado com dez defasagens e seis fatores, reforçando a existência do *price* e do *exchange rate puzzle*²⁵;
- VI. Por fim, estimou-se o modelo FAVAR considerando-se como variáveis observáveis não somente a SELIC, mas também o hiato do PIB e o diferencial entre o IPCA e a meta anual de inflação, além dos fatores comuns.²⁶ As estimações foram realizadas englobando a amostra total e também as subamostras correspondentes aos dois períodos mencionados anteriormente. A especificação do número de defasagens e de fatores comuns seguiu o que foi estabelecido previamente para o modelo original e para as subamostras. De maneira geral, os resultados estimados apresentaram-se em linha com o modelo original. Destaca-se, no entanto, os seguintes efeitos do choque monetário contracionista: 1) a ocorrência do *price puzzle* em um patamar menor e uma resposta inicial positiva do hiato do PIB, no primeiro período de estimação e; 2) observa-se uma presença mais acentuada do *price puzzle* e uma resposta negativa persistente do hiato do PIB, no segundo período considerado.

5. Considerações Finais

Este trabalho estima a equação de reação do Banco Central para a economia brasileira para o período de julho de 2003 a dezembro de 2016, por meio dos modelos VAR e FAVAR. A utilização da taxa de juros SELIC como instrumento de controle inflacionário mostrou-se inconsistente, devido a evidência encontrada de que o *price puzzle* faz parte de uma característica da economia brasileira. Porém, como a relação entre a taxa SELIC, o Hiato do produto e as expectativas do IPCA apresentou-se conforme o esperado em todos os períodos do estudo, é plausível inferir que uma política monetária restritiva estaria associada a uma redução do nível do produto, que atuaria no sentido de reduzir a inflação no médio e

²⁵ Alternativamente, o modelo principal foi estimado considerando o intervalo de confiança de 70% para as bandas, seguindo Blaes (2009) e Boivin e Giannoni (2008). Os resultados encontrados são demonstrados no Anexo 3.

²⁶ Segue-se a estratégia metodológica adotada por Bernanke et al. (2005) e Favero et al. (2005).

longo prazo. A utilização da taxa de juros de curto prazo atuaria no sentido de direcionar a inflação na direção da meta estabelecida.

As estimativas realizadas nesse estudo limitaram-se a utilização de indicadores macroeconômicos na avaliação do mecanismo de transmissão da política monetária e da presença do *price puzzle*. Para trabalhos futuros, sugere-se a utilização de dados econômicos desagregados dos diversos setores da economia com o objetivo de compreender melhor o mecanismo de transmissão dos canais do custo de capital e da redução da demanda agregada. O enriquecimento oriundo dessa pesquisa desagregada permitiria uma melhor compreensão dos efeitos da SELIC como instrumento de política monetária.

Referencial Bibliográfico

- ARAUJO, E. C.; OREIRO, J. L. C.; FONSECA, M. R. R. **Não-linearidade da política monetária brasileira no período de metas de inflação: uma análise com base em um modelo MS-VAR**. UFRJ Instituto de Economia, Texto para Discussão nº 02, 2015
- BAI, J.; NG, S. **Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models**. *Econometrica*, v. 70, p. 191-221.
- BERNANKE, B. S.; BOIVIN, J.; ELIASZ, P. **Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach**. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 120, n. 1, p. 387-422, 2005.
- BEZERRA, F. J.; SILVA M. E. I.; LIMA, C. R.. **Os efeitos da política monetária sobre o produto no Brasil: evidência empírica usando restrição de sinais**. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 18, n. 2, p. 296-316, 2014.
- BLAES, B. **Money and monetary policy transmission in the euro area: evidence from FAVAR and VAR approaches**. Deutsche Bundesbank Discussion Paper, nº 18, 2009.
- BOIVIN, J.; GIANNONI, P. M. **DSGE Models in a Data-Rich Environment**. NBER Working Paper, nº 12772, 2006.
- BOIVIN, J.; GIANNONI, P. M. **Global Forces and Monetary Policy Effectiveness**. NBER Working Paper, nº 13736, 2008.
- BOIVIN, J. e NG, S. **Are more data Always better for factor analysis ?** *Journal of Econometrics*, v. 132, p. 169-194, 2006.
- BRANSON, W. H.; HENDERSON, D. W. **The specification and influence of asset markets**. NBER Working Paper Series, nº 1283, 1984.
- CASTELNUOVO, E.; SURICO, P. **Monetary policy, inflation expectations and the price puzzle**. *The Economic Journal*, v. 120, nº 549, p. 1262-1283, 2010.
- CATAO, L. PAGAN, A. **The credit channel and monetary transmission in Brazil and Chile: a structured VAR approach**. Documentos de Trabajo Banco Cenral de Chile, nº 579, 2010.
- CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKKA, A. **Monetary Policy, Inflation and Level of Economic Activity in Brazil After the Real Plan: Stylized Facts from SVAR Models**. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, nº 2, p. 123-160, 2008.
- CHADHA, J.; SARNO, L.; VALENTE, G. **Monetary policy rules, asset prices and exchange rates**. CEPR Discussion Paper, n. 4114, 2003.
- CHOWDHURY, I.; HOFFMANN, M.; SCHABERT, A. **Inflation Dynamics and the Cost Channel of Monetary Transmission**. *European Economic Review*, nº50, p. 995-1016, 2006.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M. e EVANS, C.. **Monetary policy shocks: what have we learned and to what end ?**, in “Handbook of Macroeconomics”, Elsevier Science, North Holland, 1999.
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M.. **Optimal Monetary Policy in Open versus Closed Economies: an integrated approach**. *The American Economic Review*, v. 91, n. 2, p. 248-252, 2001.
- CUKIERMAN, A.. **Monetary policy and institutions before, during and after the global financial crisis**. *Journal of Financial Stability*, 230, 2013.
- FAVERO, C. A.; MARCELLINO, M.; NEGLIA, F. **Principal Components at Work: The Empirical Analysis of Monetary Policy with Large Data Sets**. *Journal of Applied Econometrics*, v. 20, nº 6, 2005.
- FEENSTRA, C. R.; TAYLOR, M. A. **International Economics**. 2. Ed. NY: Worth Publishers, 2012.

FERNANDES, M.; TORO J. **O Mecanismo de Transmissão Monetária na Economia Brasileira Pós-Plano Real**. Revista Brasileira de Economia, 59(1), p. 5-32, jan/mar 2005.

FRANTA, M.; R. HORVATH; BORYS M. M. **The effects of monetary policy in the Czech Republic: an empirical study**. Empirica, v. 36, p. 419-443, 2009.

GIANNONE, D.; REICHLIN, L.; SALA, L. **Monetary Policy in Real Time**, NBER Macroeconomics Annual, v. 19, 2005.

GOODFRIEND, M. **Using the Term Structure of Interest Rates for Monetary Policy**. Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly, v. 84, n. 3, 1998.

GOODHART, C.;HOFFMANN, B. **The Phillips Curve, the IS Curve and Monetary Transmission: Evidence for the US and the Euro Area**. CESifo Economic Studies, v. 51, p. 757-775, 2005.

GRAUWE, P. D.; GRIMALDI, M. **Exchange rate puzzles: A tale of switching attractors**. Sveriges Riskbank Working Paper Series, n. 163, 2004.

HAIR Jr., J.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. **Análise multivariada de dados**. 5º ed. Porto Alegre: Bookman, 2005.

JANNSEN, N.; POTJAGAILO, G.; WOLTERS, M. H.. **Monetary policy during financial crises: is the transmission mechanism impaired?** Economics Working Paper, Christian-Albrechts-Universitat Kiel, Department of Economics, n. 4, 2015.

JUSELIUS, K. **European Integration and Monetary Transmission Mechanisms: The Case of Italy**. Journal of Applied Econometrics, v. 16, n. 3, p.341-358, may/jun 2001.

JUSELIUS, K. **The cointegrated VAR model-Methodology Applications**. Oxford University Press, 2006.

LAGANA; G.; MOUNTFORD, A. **Measuring monetary policy in the UK: a factor-augmented vector autoregression model approach**. The Manchester School Supplement, v. 1463, p. 77-98, 2005.

LUTKEPOHL, H.. **Structural Vector Autoregressive Analysis for Cointegrated Variables**, EUI Working Paper ECO, n. 2005/2, 2005.

MINGOTI, S. A. **Análise de Dados Através de Métodos de Estatística Multivariada – Uma Abordagem Aplicada**. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2005.

MISHKIN, F. S; ESTRELLA A. **The term structure of interest rates and its role in monetary policy for the European Central Bank**. Federal Reserve of New York Research Paper, n. 9526, 1995.

MISCHKIN, S. F.; KILEY, M. T.; BOIVIN, J. **How has the monetary transmission mechanism evolved over time ?** NBER Working Paper, nº 15879, 2010.

MODENESI, A. M. **Convenção e rigidez na política monetária: uma estimativa da função de reação do BCB – 2000-2007**. IPEA – Texto para Discussão, nº 1351, 2008.

PIRES, M. C. C.; ANDRADE, J. P. **Uma análise da Transmissão da Política Monetária e o canal da dívida pública com aplicação dos dados Brasileiros**. Economia Aplicada, v. 13, nº 4, p. 439-462, 2009.

RAVN, M.; UHLIG, H. **On adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the frequency of observations**. The Review of Economics and Statistics, v. 84, nº 2, pp. 371-375.

RUDEBUSCH, G.; SVENSSON, L. E. O. **Policy Rules for Inflation Targeting**, In John B. Taylor, ed., Monetary Policy Rules. Chicago, IL: University of Chicago Press, 1999.

SCHABERT, A.; HOFFMANN, M.; CHOWDHURY, I. **Inflation Dynamics and the Cost Channel of Monetary Transmission**. CFR Working Paper, n.04-01, 2004.

SHIBAMOTO, M. **An Analysis of Monetary Policy Shocks in Japan: A Factor Augmented Vector Autoregressive Approach**. Japanese Economic Review, v. 58, nº4, p. 484-503, 2007.

SMETS, F.; PEERSMAN, G. **The monetary transmission mechanism in the Euro Area: more evidence from VAR analysis**. European Central Bank, Working Paper Series, nº 91, 2001.

STOCK, J.; WATSON, M. **Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes**. Journal of Business Economics and Statistics, Vol. 22, p. 146-162, 2002.

STOCK, J.; WATSON, M. **Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis**. NBER Working Paper, nº 11467, 2005.

SVENSSON, L. E. O. **Open-Economy Inflation Targeting**. Journal of International Economics, v. 50(1), p. 155-183, 1998.

SWANSON, E. T.; MARK M. S.; FERNALD, J.G. Monetary policy effectiveness in China: Evidence from a FAVAR model. Journal of International Money and Finance, v. 49, p. 83-103, 2014.

TAYLOR, B. J. **The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework**. Journal of Economic Perspectives, v. 9, n. 4, p. 11-26, fall 1995.

TAYLOR, B. J.. **The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules**. The American Economic Review, v. 91, n. 2, p. 263-267, 2001.

TOMAZZIA C. E.; MEURER, R.. **O Mecanismo de Transmissão da Política Monetária no Brasil: uma Análise em VAR por Setor Industrial**. Economia Aplicada, v. 13, n.4, pp. 371-398, 2009.

Anexos

Anexo 1: O conjunto de dados é composto por 64 séries temporais compreendendo o período de 2003:M7 a 2016:M12. Os códigos de transformação são: 1 - Sem transformação; 2 – Primeira diferença; 3 – Logaritmo; e 4 – Primeira diferença do logaritmo. A coluna “S/F” demonstra se a variável é considerada slow-moving (Slow - S) ou fast-moving (Fast - F).

Tabela 1A - Produto Real, Emprego e Renda

| Nº | Código | S/F | Transf. | Descrição | Fonte |
|----|--------|-----|---------|---|---------------------------------|
| 1 | PIBR | S | 1 | PIB Real Anualizado (janeiro de 2000=100) em (R\$) | Banco Central do Brasil |
| 2 | EPIBR | S | 2 | Expectativa de Crescimento do PIB Real para o próximo ano (%) | Banco Central do Brasil |
| 3 | CAPIN | S | 4 | Utilização da Capacidade Instalada da Indústria Dessaz. (%) | CNI |
| 4 | PIND | S | 4 | Produção Industrial Geral Índice Dessaz. (média 2012=100) | IBGE |
| 5 | PINBI | S | 4 | Produção Industrial Bens Intermediários Índice Dessaz. (média 2012=100) | IBGE |
| 6 | PINBC | S | 4 | Produção Industrial Bens de Consumo Índice Dessaz. (média 2012=100) | IBGE |
| 7 | PINBK | S | 4 | Produção Industrial Bens de Capital Índice Dessaz. (média 2012=100) | IBGE |
| 8 | PINCD | S | 4 | Produção Industrial Bens de Consumo Duráveis Dessaz. (média 2012=100) | IBGE |
| 9 | PACO | S | 3 | Produção Aço Bruto (tonelada) | IBS |
| 10 | FATIN | S | 4 | Faturamento Real Indústria Índice Dessaz. (média 2006=100) | CNI |
| 11 | VRVJO | S | 4 | Vendas Reais Varejo Índice Dessaz. (média 2014=100) | IBGE |
| 12 | VRMEL | S | 4 | Vendas Reais Varejo Móveis Eletrodomésticos Índice Dessaz. (média 2014=100) | IBGE |
| 13 | VENR | S | 4 | Vendas Reais Varejo Ampliado Índice Dessaz. (média 2014=100) | IBGE |
| 14 | VRVEI | S | 4 | Vendas Reais Varejo Veículos e Partes Índice Dessaz. (média 2014=100) | IBGE |
| 15 | HTIND | S | 4 | Horas Trabalhadas Indústria Índice Dessaz. (média 2006=100) | CNI |
| 16 | CONRH | S | 3 | Contratação Líquida de Empregados (saldo mensal)* | Ministério do Trabalho |
| 17 | TDESP | S | 4 | Taxa de Desemprego Aberto RM São Paulo (%)* | Fundação SEADE/PED |
| 18 | SRSP | S | 4 | Salário Real Indústria Índice (média 2006=100) | FIESP |
| 19 | FPGSP | S | 4 | Folha de Pagamento Mensal Média da Indústria de São Paulo Índice (média 2006=100) | FIESP |
| 20 | IATEC | S | 4 | Índice de Atividade Econômica do Banco Central Dessaz. (2002=100) | Banco Central do Brasil |
| 21 | EXP | S | 4 | Exportações FOB (US\$)* | Secretaria de Comércio Exterior |
| 22 | IMP | S | 4 | Importações FOB (US\$)* | Secretaria de Comércio Exterior |
| 23 | TCORR | S | 3 | Saldo das Transações Correntes Acumulado de 12 Meses (US\$) | Banco Central do Brasil |

Tabela 1 B - Taxa de Juros, Moeda, Câmbio e Ações

| Nº | Código | S/F | Transf. | Descrição | Fonte |
|----|--------|-----|---------|---|-------------------------|
| 24 | SELIC | F | 1 | Taxa de Juros Selic Acumulada Anualizada base 252 dias (% a.a) | Banco Central do Brasil |
| 25 | ETJ1 | F | 1 | Taxa de Juros Pré Fixada – Estrutura a Termo LTN 1 Mês (% a.a) | ANBIMA |
| 26 | SWAP3 | F | 1 | Taxa Referencial de Swap DI X Pré-fixada 30 dias fim de período (% a.a) | Banco Central do Brasil |
| 27 | SWAP6 | F | 1 | Taxa Referencial de Swap DI X Pré-fixada 60 dias fim de período (% a.a) | Banco Central do Brasil |
| 28 | ETJ3 | F | 1 | Taxa de Juros Pré Fixada – Estrutura a Termo LTN 3 Meses (% a.a) | ANBIMA |
| 29 | SWAP9 | F | 1 | Taxa Referencial de Swap DI X Pré-fixada 90 dias fim de período (% a.a) | Banco Central do Brasil |
| 30 | SWAP12 | F | 1 | Taxa Referencial de Swap DI X Pré-fixada 120 dias fim de período (% a.a) | Banco Central do Brasil |
| 31 | ETJ6 | F | 1 | Taxa de Juros Pré Fixada – Estrutura a Termo LTN 6 Meses (% a.a) | ANBIMA |
| 32 | SWAP18 | F | 1 | Taxa Referencial de Swap DI X Pré-fixada 180 dias fim de período (% a.a) | Banco Central do Brasil |
| 33 | ETJ12 | F | 1 | Taxa de Juros Pré Fixada – Estrutura a Termo LTN 12 Meses (% a.a) | ANBIMA |
| 34 | SWAP36 | F | 1 | Taxa Referencial de Swap DI X Pré-fixada 360 dias fim de período (% a.a) | Banco Central do Brasil |
| 35 | CDI | F | 1 | Taxa de Juros CDI Acumulada no mês anualizada base 252 dias (% a.a) | Banco Central do Brasil |
| 36 | IBOV | F | 4 | Índice de Ações Ibovespa Real Fechamento Mensal (janeiro de 2000=100) | ANBIMA |
| 37 | M0 | F | 4 | Base Monetária M0 fim de período (R\$) | Banco Central do Brasil |
| 38 | M1 | F | 4 | Base Monetária M1 fim de período (R\$) | Banco Central do Brasil |
| 39 | M2 | F | 4 | Base Monetária M2 fim de período (R\$) | Banco Central do Brasil |
| 40 | M3 | F | 4 | Base Monetária M3 fim de período (R\$) | Banco Central do Brasil |
| 41 | M4 | F | 4 | Base Monetária M4 fim de período (R\$) | Banco Central do Brasil |
| 42 | SPOT | F | 4 | Taxa de Câmbio a vista R\$/US\$ comercial compra fim de período (R\$) | Banco Central do Brasil |
| 43 | EURO | F | 4 | Taxa de Câmbio a vista R\$/Euro comercial compra fim de período (R\$) | Banco Central do Brasil |
| 44 | CREAL | F | 4 | Taxa de Câmbio Real R\$/US\$ fim de período (R\$) | IPEA |
| 45 | ICART | F | 4 | Investimento Estrangeiro em Carteira líquido Mensal (US\$) | Banco Central do Brasil |
| 46 | EMBI | F | 4 | Índice EMBI + Risco Brasil | JP Morgan |
| 47 | ECAM | F | 4 | Expectativa do Câmbio Para o Fechamento do Próximo Ano Boletim Focus (R\$/US\$) | Banco Central do Brasil |
| 48 | PIMP | F | 1 | Preços das Importações Índice (média 2006=100) | FUNCEX |
| 49 | PEXP | F | 1 | Preço das Exportações Índice (média 2006=100) | FUNCEX |

Tabela 1C - Nível de Preços

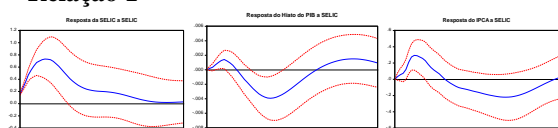
| Nº | Código | S/F | Transf. | Descrição | Fonte |
|----|--------|-----|---------|---|-------------------------|
| 50 | IPAEP | S | 1 | IPA-EP Geral Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a) | Fundação Getúlio Vargas |
| 51 | IGPOG | S | 1 | IGP-OG Geral Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a) | Fundação Getúlio Vargas |
| 52 | IGPDI | S | 1 | IGP-DI Geral Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a) | Fundação Getúlio Vargas |
| 53 | INCC | S | 1 | INCC Geral Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a) | Fundação Getúlio Vargas |
| 54 | IPCA | S | 1 | IPCA Geral Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a) | IBGE |
| 55 | IPCAL | S | 1 | IPCA Preços Livres Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a) | IBGE |
| 56 | IPCALC | S | 1 | IPCA Preços Livres Comercializáveis Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a) | IBGE |
| 57 | IPCNN | S | 1 | IPCA Núcleo Médias Aparadas com suavização Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a) | IBGE |
| 58 | IPC | S | 1 | IPC Geral Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a) | Fundação Getúlio Vargas |
| 59 | INPC | S | 1 | INPC Geral Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a) | IBGE |
| 60 | PPC | S | 4 | Taxa de Paridade do Poder de Compra consumo das famílias | IPEA |
| 61 | EIPCA | S | 5 | Expectativa do IPCA para os próximos 12 meses (% a.a) | Banco Central do Brasil |
| 62 | EIGPDI | S | 1 | Expectativa do IGPI para os próximos 12 meses (% a.a) | Banco Central do Brasil |
| 63 | EIPADI | S | 1 | Expectativa do IPADI para os próximos 12 meses (% a.a) | Banco Central do Brasil |
| 64 | PCOM | S | 1 | Preço Internacional das Commodities Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a) | FMI |

Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

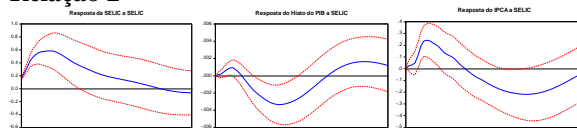
* Ajustado Sazonalmente por meio da metodologia *Census X-13 Arima* desenvolvido pelo *Census Bureau* dos EUA.

Anexo 2

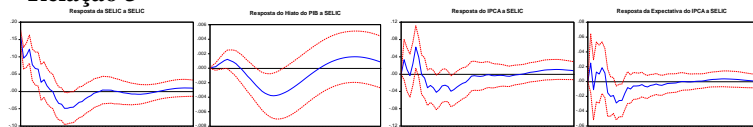
Relação 1



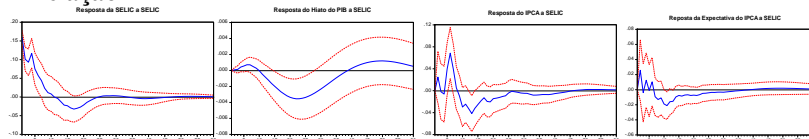
Relação 2



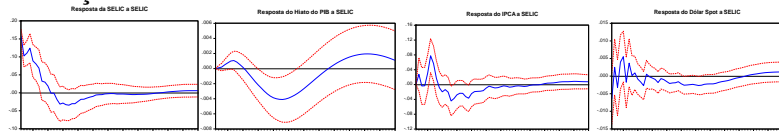
Relação 3



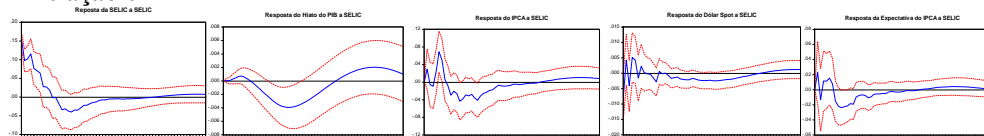
Relação 4



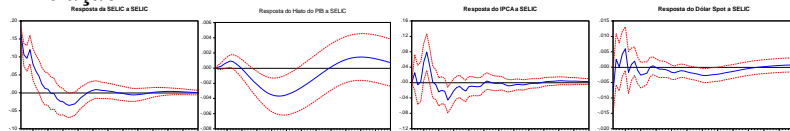
Relação 5



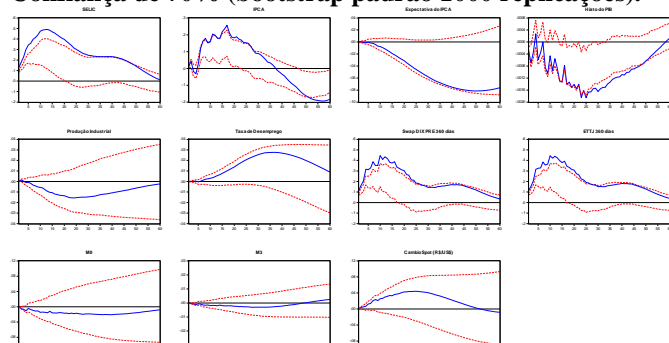
Relação 6



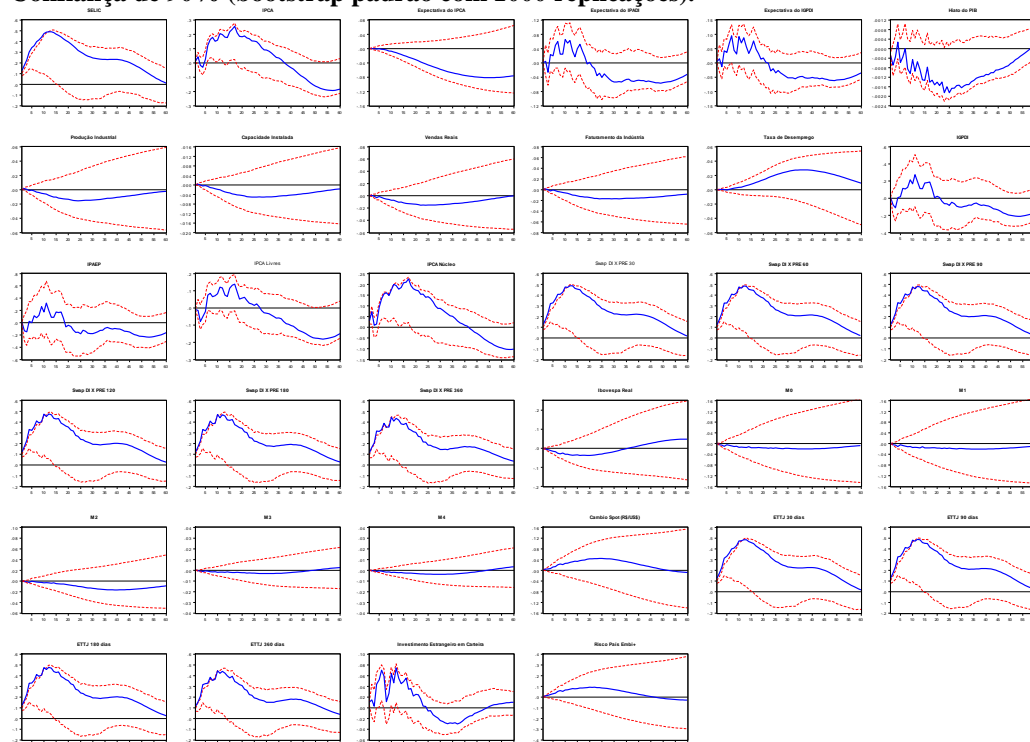
Relação 7



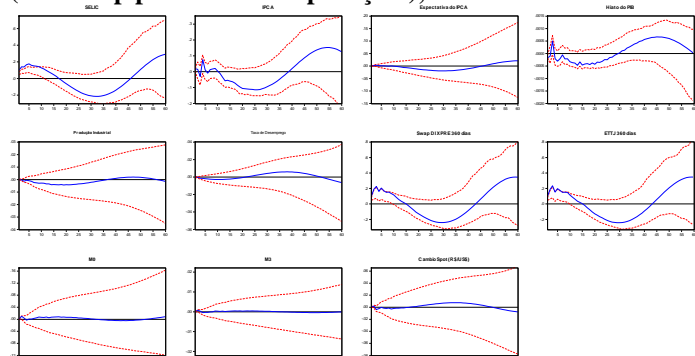
Anexo 3: FIR: Impulso de um Desvio Padrão na SELIC, considerando 6 Fatores Comuns, 10 Defasagens e um Intervalo de Confiança de 70% (bootstrap padrão 1000 replicações).



Anexo 4: FIR: Impulso de um Desvio Padrão na SELIC, com 6 Fatores Comuns, 10 Defasagens e um Intervalo de Confiança de 90% (bootstrap padrão com 1000 replicações).



Anexo 5: FIR: Impulso de um Desvio Padrão na SELIC, 6 Fatores, 4 Defasagens e um Intervalo de Confiança de 90% (bootstrap padrão 1000 replicações), Período: 2003:M07 a 2008:m06



FIR: Impulso de um Desvio Padrão na SELIC, 6 Fatores Comuns, 10 Defasagens e um Intervalo de Confiança de 90% (bootstrap padrão 1000 replicações), Período: 2008:M07 a 2016:m12

