

A RELAÇÃO DOS JUROS E INFLAÇÃO DA ECONOMIA BRASILEIRA NA PERSPECTIVA DO NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO

Paulo Ricardo Feistel¹

Alécio Romero Gonçalves²

Claíton Ataídes de Freitas³

Júlio Vicente Catéia⁴

Resumo

Este artigo busca trazer uma análise da política monetária brasileira no que tange a relação entre a taxa nominal de juros e inflação. Com o aporte da teoria do Novo Consenso Macroeconômico, estima-se um modelo por MQO e, posteriormente, por VAR. Para isso, foi analisada a relação da taxa nominal de juros e inflação na economia brasileira pós adoção do sistema de metas de inflação para o período que se estende de dezembro de 2001 a setembro de 2017. O ponto de partida consistiu em verificar se a política monetária brasileira responde a proposta do NCM. Posteriormente, verificou-se a reação da taxa nominal de juros a choques na inflação e, também, observar como reage a inflação frente a choques na taxa nominal de juros. Para alcançar os objetivos expostos, utilizou-se da econometria de séries temporais e estimou-se por Mínimos Quadrados Ordinários a equação que traz a relação entre taxa de juros e inflação, no intuito de identificar, no período analisado, se a política monetária brasileira se comporta como NCM propõe. Também foi estimado o modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR) com a intenção de verificar como as variáveis respondem a choques. Os principais resultados encontrados por MQO indicam que a política monetária brasileira se enquadra na teoria do NCM. Já os resultados do VAR, apurados pelos mecanismos da função impulso resposta, decomposição da variância e causalidade de Granger, indicam que a taxa de inflação não responde de forma eficiente a choques na taxa nominal de juros.

Palavras-chave: Inflação; Taxa Nominal de Juros; Novo Consenso Macroeconômico.

Abstract

This article seeks to bring an analysis of the Brazilian monetary policy regarding the relation between the nominal interest rate and inflation. With the contribution of the New Consensus Macroeconomic theory, a model is estimated by OLS and, later, by VAR. For this, the relationship between the nominal interest rate and inflation in the Brazilian economy was analyzed after the adoption of the inflation targeting system for the period from December 2001 to September 2017. The starting point was to verify if the policy monetary policy responds to the NCM proposal. Subsequently, the reaction of the nominal interest rate to shocks in inflation was verified, and to observe how inflation reacts against nominal interest rate shocks. To achieve the stated objectives, time series econometrics was used and the equation that brings the relation between interest rate and inflation was estimated by Ordinary Least Squares, in order to identify, in the analyzed period, if the Brazilian monetary policy as NCM proposes. It was also estimated the Self-Regressive Vectors (VAR) model with the intention of verifying how the variables respond to shocks. The main results found by MQO indicate that the Brazilian monetary policy fits the NCM theory. On the other hand, the VAR results, determined by the mechanisms of the impulse response, variance decomposition and Granger causality, indicate that the inflation rate does not respond efficiently to shocks in the nominal interest rate.

Key words: Inflation; Nominal Interest Rate; New Consensus Macroeconomic.

JEL E31, C01.

¹ Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento (PPGE&D/UFSM) e do Departamento de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Santa Maria. E-mail prfeistel@gmail.com

² Mestre em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento Universidade Federal de Santa Maria no período de 2016-2018. E-mail aleciromero@gmail.com

³ Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento (PPGE&D/UFSM) e do Departamento de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Santa Maria. E-mail lcv589@gmail.com

⁴ Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGDE-UFPR). E-mail: juliocateia@yahoo.com.br

1. Introdução

No Brasil, desde junho de 1999, adota-se como política monetária o regime de metas de inflação. Em que, o Banco Central do Brasil (BACEN), através do Conselho Monetário Nacional (CMN), estabelece uma meta para inflação. Para que o mercado e as famílias possam acompanhar o curso da inflação, o governo utiliza como referência para o nível de preços um índice amplamente conhecido. O CMN, através da Resolução nº 2.615, estabelece que o índice referência para as metas de inflação é o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) computado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. E para direcionar o nível de preços, o BACEN utiliza da manutenção da taxa nominal de juros – a qual é o Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC).

A política de metas de inflação surge no que atualmente é conhecido como Novo Consenso Macroeconômico (NCM). Por volta de 1990, começa a busca, por alguns teóricos, em um consenso entre a teoria tradicional⁵ e os bancos centrais. O NCM entende que a inflação é um fenômeno que precisa ter atenção dos *policymakers*. A proposta dessa teoria, seria estabelecer uma meta para a inflação e fazer com que o nível de preços convirja para o valor estabelecido. Isso, através da política monetária, seguindo uma função de reação através da manutenção da taxa nominal de juros.

A resposta da política monetária brasileira frente a oscilações no nível de preços tem sido conservadora. O cenário macroeconômico é caracterizado por alta taxa nominal de juros, a média anualizada da SELIC, desde 1999, apesar de declinante flutua entorno dos dois dígitos. Com base nos dados do Banco Central do Brasil é possível observar que a média anual da SELIC em 2003 foi de 23,37%, a mais alta do período, em 2013 apresenta o menor valor, uma média de 8,18% a.a.

Ainda pelos dados do BACEN, ao observar o IPCA, é possível destacar que, desde a implementação do regime de metas de inflação, na maior parte do período se manteve acima do centro da meta. Em 2006, contudo, o IPCA apresentou o menor valor do período, registrou 3,14% a.a., no ano anterior o mesmo índice registrava 5,69% a.a. A SELIC por sua vez, registrou uma redução, a média 2006 foi de 15,28% a.a e de 2007 o percentual de aproximadamente 12% a.a. O resultado disso foi uma das maiores taxas de juros real (12,14% a.a) desde adoção do regime de metas de inflação.

Em termos de juros reais, é possível observar o mesmo comportamento declinante observado na SELIC. Outro ponto que ilustra a posição conservadora do governo em relação a política monetária é observado nos anos de 2002 e 2015 em que foi percebido as maiores taxas de inflação do período.

No ano de 2002, as incertezas do mercado devido as eleições presidenciais, a inflação pelo IPCA registrou 12,53% a.a. Em 2015, devido ao cenário econômico-político conturbado, o IPCA marcou 10,67% a.a. A consequência foi um juro real abaixo da inflação, que vem a ser percebido após 2009. Ou seja, a inflação ao registrar valores acima do teto da meta, a resposta da SELIC foi com alta significativa. Pois a média anual SELIC em 2002 foi de 19,11% e em 2003 23,37%. Já em 2015 a média anual da SELIC foi de 13,37% e 2016 de 14,08%.

Atualmente, devido ao cenário conturbado da economia, tem-se a discussão da inflação retornando a pauta macroeconômica. Nos anos de 2015 e 2016 a inflação apresentou aceleração, que resultou em uma inflação acima do teto da meta em 2015, o que trouxe preocupação aos agentes econômicos. Para reduzir a inflação e acalmar os ânimos do mercado, o governo utiliza-se da manutenção da taxa de juros para ajustar o nível de preços ao centro da meta. Pois, segundo a teoria, que está por traz do regime de metas, a elevação dos juros reduz a demanda agregada, o que desaquece a economia e, conseqüentemente, reduz a inflação. Do mesmo modo, juros mais baixos estimulam a demanda agregada, que aquece a economia e traz pressões no nível de preços.

No entanto, durante esses quase vinte anos de metas de inflação, como mencionado a economia brasileira continua com altas taxas de juros em um cenário econômico que apresenta um aumento do desemprego – que passa dos 12% – e dois anos seguidos de queda do PIB.

Devido as altas taxas de juros contínuas no Brasil e inflação quase sempre acima do centro da meta, questiona-se aqui a eficácia, na economia brasileira, da taxa nominal de juros e mover a

⁵ O termo “tradicional” refere-se aqui as teorias Novo-Clássica, Novo-Keynesiana e Ciclo Real de Negócios, que segundo Fontana (2009), Heron (2003) e Teixeira e Missio (2011) são as principais teorias base para o NCM.

inflação. Dessa forma, busca verificar se ao elevar a taxa nominal de juros a inflação responde de forma negativa.

Assim, o objetivo do artigo é analisar a relação da taxa nominal de juros e inflação na economia brasileira pós adoção do sistema de metas de inflação para o período que se estende de dezembro de 2001 a setembro de 2017. Para isso, o ponto de partida consiste em verificar se a política monetária brasileira responde a proposta do NCM. Posteriormente, verificar a reação da taxa nominal de juros a choques na inflação e, também, observar como reage a inflação frente a choques na taxa nominal de juros.

Para alcançar os objetivos expostos, utilizou-se da econometria de séries temporais. Com base na teoria do NCM, estima-se por Mínimos Quadrados Ordinários a equação que traz a relação entre taxa de juros e inflação, no intuito de identificar, no período analisado, se a política monetária brasileira se comporta como NCM propõe. Posteriormente, estimou-se um modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR) com a intenção de verificar como as variáveis respondem a choques.

O presente estudo, busca contribuir tanto para discussão acerca da relação entre taxa de juros e inflação, como também oferece uma análise atual da conjuntura econômica brasileira no que tange a política monetária. Logo, o presente estudo também contribui para o avanço sobre o tema para economia brasileira.

Posto isso, o presente trabalho divide-se além da introdução e das considerações finais em quatro seções. A seção dois traz uma revisão conceitual da NCM; na seção três é realizada uma breve análise da relação inflação e taxas de juros no caso brasileiro; a seção quatro engloba a metodologia; e, por fim, na seção cinco é realizada a análise de resultados.

2. O Novo Consenso Macroeconômico

Na macroeconomia as flutuações econômicas têm sido sempre um ponto de debate dentre economistas. Revigorado com a revolução keynesiana de 1930, e debatida por diferentes escolas do pensamento econômico desde então. Contudo, mesmo não existindo hoje um consenso entre economistas, existe um *core of macroeconomic* em que bancos centrais e certas linhas de cientistas econômicos concordam. A política econômica que surge desse diálogo que vem a ser o Novo Consenso Macroeconômico (NCM).

Para Fontana (2009, p.4-5) o NCM surge com as críticas que os modelos macroeconômicos sofreram na década de 1990. Para o autor, o Novo Consenso Macroeconômico é um produto da crítica de Lucas, a qual destaca que os modelos formais da economia deveriam ser rigorosos quanto ao comportamento dos agentes, utilizando-se das expectativas racionais. Isso seria fundamental para substituição de modelos grandes, que eram característicos até então, por modelos pequenos.

The current NCM model is the latest and possibly the most successful version of these small formal macroeconomic models that have largely replaced large structural models in academia, as well as in policymaking. Interestingly, the NCM model shares an important feature of early formal models of the macro economy. Like the early 1960s models, the NCM model is the outcome of a joint effort of academics and policymakers (FONTANA, 2009, p.5).

Ou seja, o modelo do NCM seria uma junção de pequenos modelos macroeconômicos – o que facilitou a construção de versões altamente matemáticas e complexas – com um esforço de buscar um consenso entre acadêmicos e *policymakers*. Tem-se então Blinder (1997), Blanchard (1997) e Taylor (1997) apresentando na década de 1990 a existência de um *core of macroeconomic*. Nesse sentido, Taylor (1997; 2000) apresenta cinco características, que ele chama de princípios chave, desse núcleo macroeconômico. O primeiro princípio é a essência da teoria do crescimento neoclássica com tecnologia endógena acerca do produto real de longo prazo ou, também referenciado, produto potencial. Ou seja, no longo prazo, *labor productivity growth depends on the growth of capital per hour of work and on the growth of technology or, more precisely, on movements along as well as shifts of a production function, as Robert Solow pointed out many years ago* (Taylor, 1997, p.233).

O segundo ponto é a não relação de *trade-off* entre a taxa de inflação e a taxa de desemprego no longo prazo. Nesse caso, a ideia seria que a uma maior taxa de crescimento monetário resultaria

em mais inflação no longo prazo, no entanto sem mudança na taxa de desemprego, ou seja, a política monetária não teria efeito sobre variáveis reais no longo prazo. Nesse sentido, os bancos centrais deveriam escolher uma meta de longo prazo para taxa de inflação e segui-la.

O terceiro princípio trata do *trade-off* da inflação e desemprego no curto prazo. Nesse ponto, a política monetária deve ir no sentido de manter o crescimento estável da demanda agregada para evitar flutuações no produto real e inflação. Conforme Taylor (2000, p.90) “*there is a short run trade-off between inflation and unemployment with significant implications for economic fluctuations around the trend of potential GDP*”. E o trade-off deve-se principalmente por causa da rigidez dos preços e salários no curto prazo.

O quarto ponto destacado pelo autor seria a importância das expectativas para avaliar o impacto das políticas fiscal e monetária. Para o autor as expectativas de inflação e das decisões político-econômicas são endógenas e quantitativamente significativas. Dessa forma, Taylor (1997, p.234) destaca que de forma empírica o mais viável na modelagem seria o uso da abordagem das expectativas racionais. Nesse sentido, o autor ressalta nessa abordagem a importância da credibilidade, por exemplo, “*a disinflation will have lower short-run costs if policy is credible. Similarly, a plan to reduce the budget deficit will have a smaller short-run contractionary effect if it is credible*”.

Por fim, o último princípio, seria o modo que os *policymakers* coordenam a política econômica. Segundo Taylor (1997; 2000), as políticas monetária e fiscal devem ser conduzidas como uma série de mudanças ligas por um processo, ou uma regra de política e não como uma mudança isolada. Em geral, a manutenção da taxa de juros de curto prazo como instrumento de política deve ser utilizada em reação a eventos econômicos.

Para Blinder (1997, p.240) o novo *core of macroeconomic* não é perfeito, ainda deixa muitas questões sem resposta e está sujeito a importantes erros estocásticos. Contudo, o NCM seria útil para análises de política econômica, onde o contato com a realidade é uma necessidade. O autor destaca quatro características principais do novo *core*, que se assemelha com os supracitados:

First, prices and wages are largely predetermined in the short run and evolve according to Phillips- type equations. Second, output is demand- determined in the short run. Third, aggregate demand responds directly to fiscal policy and is interest-sensitive, and thus responsive to monetary policy, which sets short-term interest rates. Fourth, Okun's law links output growth to changes in the unemployment rate (BLINDER, 1997, p.241).

Assim, pode-se resumir o novo consenso, segundo Heron (2003, p.16-17), dessa forma: A política fiscal expansionista leva a maiores taxas de inflação e juros; A política monetária restritiva leva a uma taxa de inflação mais baixa sem nenhum efeito sobre o crescimento no longo prazo; ter um objetivo alvo para inflação, e assim um alvo para taxa de juros real; e para ter uma política monetária credível é necessário ter um banco central independente.

Nesse mesmo sentido, Arestis e Sawyer (2002a, p.3), ao tratar da política monetária nessa nova abordagem, ressaltam que a transparência e a credibilidade são elementos primordiais na política econômica para evitar problemas associados a inconsistência temporal. E para isso, a independência do banco central passa a ser um ponto institucional essencial.

Além disso, ainda sobre a política monetária, segundo os autores existe uma âncora nominal que determina o equilíbrio nominal na economia. E essa âncora é determinada e especificada em função de uma meta a ser alcançado, em que geralmente é uma meta de inflação. O que garante a convergência da inflação apresenta a sua meta estipulada, ou seja, a sua âncora seria o controle da taxa de juros nominal. Dessa forma, a dinâmica macroeconômica passa a ser: Uma elevação na taxa de juros diminui a demanda agregada o que, por sua vez, reduz a taxa de inflação.

No entanto, Arestis e Sawyer (2002a, p.3) assinalam que dessa forma a política monetária e a inflação estariam intimamente ligadas, o que resulta em uma política monetária vista como única política disponível para o controle da inflação e que, no longo prazo, a taxa de inflação seria a única variável afetada pela política monetária. Isso implica na rejeição de outras causas de inflação, como inflação de custos. No NCM, a política monetária passa a ser um instrumento poderoso para atingir a estabilidade econômica a médio prazo e a política fiscal não é mais vista como um instrumento

macroeconômico eficaz. Assim, o comportamento fiscal é, basicamente, buscar o equilíbrio orçamentário governamental e, com preferência a criar excedentes. Ou seja, a busca de superávit primário.

O modelo do novo consenso é caracterizado, conforme Fontana (2009), pela substituição dos modelos grandes por pequenos modelos. Arestis e Sawyer (2002a), McCallum (2001), Meyer (2001) e Arestis e Sawyer (2002b) apresentam o modelo com três equações: uma equação de demanda agregada (IS), uma curva de Phillips e uma regra de política monetária.

Meyer (2001, p.3) destaca a diferença entre o modelo IS-LM e a leitura que o NCM traz. Diferente do tradicional IS-LM – que assume o nível de preços ou o produto como fixo – o novo consenso permite tanto preços rígidos no curto prazo, quanto preços totalmente flexíveis no longo prazo, introduzido pela curva de Phillips. Desse modo, a curva de Phillips permite captar os movimentos de curto prazo no produto efetivo em relação ao potencial, além de fornecer mecanismo que garante a transição para o longo prazo de equilíbrio.

Outra diferença que o autor destaca é a substituição da equação da curva LM por uma regra de política monetária. Diferente da curva LM, em que se busca o equilíbrio no mercado monetário – no ponto em que se iguala à demanda e oferta por moeda –, a regra de política monetária especifica como os *policymakers* ajustam a taxa nominal de juros conforme o movimento da economia. O ponto positivo é *“has the advantage of more accurately capturing the prevailing operating procedure at central banks around the world, given that they, almost without exception, implement monetary policy by setting a target for some key interest rate”* (MEYER, 2001, p.3). Por fim, o autor destaca que o modelo incorpora elementos *forward-looking*⁶ no comportamento da política econômica e explica a importância das expectativas.

Dessa forma, o novo consenso teria, no curto prazo, movimentos na atividade econômica dominados por movimentos na demanda agregada. E no longo prazo, a economia teria tendência de retornar para o crescimento do estado estacionário (BLANCHARD, 1997, p.244). De acordo com Fontana (2009), Heron (2003) e Teixeira e Missio (2011) o NCM surge com base nas teorias Novo Clássica, Ciclo Real de Negócios e a Novo-Keynesiana, e com o aporte das expectativas racionais. De modo geral observa-se que a política monetária consegue afetar tanto variáveis nominais, como reais, no entanto, as variáveis reais poderiam ser afetadas somente no curto prazo. Dessa forma, a política monetária, no longo prazo, tem impacto principalmente no nível de preços. Isso indica que o efeito sobre a inflação é lento, com isso os bancos centrais estabelecem suas reações a pressão inflacionária de modo *forward-looking*.

3. A taxa de juros e a inflação na economia brasileira contemporânea

Desde 1999 a política de combate à inflação adotada no Brasil é a de metas de inflação. Nesse sistema o BACEN estabelece uma meta para a inflação para um determinado período, normalmente um ano. E, caso o nível de preços se distancie da meta proposta, o Banco Central intervém na economia no intuito de mover a inflação em direção a meta. Para isso, o principal mecanismo adotado é a manutenção da taxa de juros nominal. Nessas quase duas décadas de metas de inflação o resultado dessas duas variáveis foi uma taxa de juro nominal elevada durante todo período, e um nível de preços dentro da meta estipulada em quase todo período.

Na literatura, há muitos trabalhos que foram elaborados para analisar a efetividade da atual política monetária brasileira, como também sua relação com nível de produto e emprego. Neste capítulo aborda-se, em um primeiro momento, alguns trabalhos que analisam a política monetária através da Regra de Taylor, curva IS e da curva de Phillips.

⁶ *Forward-looking* indica que a política monetária é planejada “olhando para frente”, ou seja, deve-se observar o que se espera das taxas de inflação tendo em vista a meta inflacionária.

3.1 Regra de Taylor

Para o governo estipular se a taxa de juros deve subir, diminuir ou permanecer no patamar corrente, ele utiliza uma regra de política monetária. A função que tem sido mais usada pelos formuladores de política econômica, para determinar a taxa de juros de curto prazo, tem sido a regra de Taylor. Essa traz a relação entre a taxa nominal de juros, inflação, meta inflacionária e o hiato do produto. A estimação da regra de Taylor para o caso brasileiro pode ser encontrada nos trabalhos de Barbosa, Camêlo e João (2016), Lopes, Mollo e Colbano (2012), Modenesi (2011), Mendonça (2007) e Teles e Brundo (2006).

O trabalho de Barbosa, Camêlo e João (2016) busca estimar a taxa de juros natural e a regra de Taylor, a equação de Taylor utilizada por eles apresenta a taxa de câmbio como variável adicional. O método econométrico utilizado pelos autores, para os anos que se estende de 2003 a 2015, é o dos momentos generalizados GMM. O modelo é finalizado com uma *dummy* para o ano de 2003, pois segundo autores “acreditava-se que o Presidente Lula iria seguir a antiga cartilha do PT que não contemplava o uso da taxa de juros para combater a inflação e a taxa de inflação esperada aumentou ultrapassando os dois dígitos” (BARBOSA, CAMÊLO E JOÃO, 2016, p. 414).

A análise estatística indicou os valores: 0,08 para o Hiato de Juros, 0,1 para Hiato do Produto, 0,05 para variação do câmbio real e 0,17 para o que os autores chamaram de surpresa inflacionária. O cálculo da surpresa inflacionária seria a diferença entre a inflação esperada e o hiato da inflação (a diferença entre a inflação corrente e a meta). Os resultados sugerem que a regra de política monetária se ajusta bem a política monetária brasileira. E que, das variáveis analisadas, as mudanças na surpresa inflacionária têm maior impacto sobre a reação dos juros, seguidos do Hiato do Produto.

Lopes, Mollo e Colbano (2012) apresentam, por outro lado, uma crítica as metas de inflação e ao modelo da regra de Taylor. A crítica tem como base o pressuposto da neutralidade da moeda. Os autores defendem que a moeda não é neutra, e que a regra de Taylor, por sua vez, aceita a hipótese da neutralidade da moeda. Pois, como já tratado, a regra de taxa de juros para controle da inflação, representa uma política monetária de longo prazo, em que a mesma afeta apenas o nível de preços.

O método econométrico utilizado foi o dos Vetores Auto-Regressivos, com foco na função impulso resposta, decomposição da variância e causalidade de Granger. Para tal, foi utilizado dois modelos baseados na regra de Taylor. O primeiro VAR com as variáveis IPCA, SELIC e Hiato do Produto. No segundo, o Hiato do Produto foi substituído por duas variáveis, Produtos Potencial e Efetivo. A ideia é captar a possível influência da política monetária sobre o produto de longo prazo (Potencial), que indicaria a não neutralidade da moeda.

Os resultados sugerem que o aumento da taxa de juros afetaria tanto o Produto Potencial quanto o Efetivo, e reforçado com os resultados da causalidade de Granger, que não identifica causalidade no sentido de Granger no aumento da taxa de juros para reduzir o Hiato do Produto. Isso indicaria que o Hiato do Produto seria resistente a queda, nesse sentido novos aumentos na taxa de juros seriam sugeridos, o que levaria a um aumento na taxa de juros além do necessário. No entanto, as variáveis utilizadas pelos autores não apresentaram estacionariedade. Para contornar o problema de raiz unitária, Lopes, Mollo e Colbano (2012) optaram por diferenciar as variáveis, no entanto, em modelos VAR's, a inferência econômica se torna confusa. Logo, esses resultados devem ser vistos com cautela⁷.

Modenesi (2011) busca avaliar a condução da política monetária brasileira de 2000 a 2007, período em que o BCB utiliza o regime de metas de inflação. O autor estima uma regra de Taylor do tipo *backward-looking*⁸. Pois, argumenta que as expectativas fornecidas pelo BCB podem apresentar três falhas: “i) endogeneidade; ii) causalção reversa; e, principalmente, iii) comportamento oportunista — os agentes podem reportar expectativas incorretas com o objetivo de influenciar o comportamento do BCB” (MODENESI, 2011, p.423). Além disso, separa a inflação em IPCA livre e dos preços

⁷ Outros trabalhos descritos neste capítulo também optam pela diferenciação da série ao rodar o VAR. Para não se tornar repetitivo, apenas será mencionado desta vez, mas o mesmo é válido para os demais casos.

⁸ *Backward-looking* indica que a política monetária é planejada “olhando para trás”.

administrados, no intuito de identificar se a autoridade monetária reage de forma diferente a esses dois grupos.

O método econométrico utilizado foi de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). O modelo apresentou todas as variáveis estacionárias ao nível de 10% de significância. A análise estatística indicou elevado grau de inércia na taxa de juros. A soma dos coeficientes autorregressivos corresponde, aproximadamente, a 0,92, que implica “elevado grau de autocorrelação na taxa de juros” (Modenesi, 2011, p. 426). Além disso, IPCA livre e dos preços administrados correspondem, respectivamente, a 0,54 e 0,39, ou seja, o BCB reage mais intensamente a alterações na inflação livre.

O autor ainda destaca duas características observadas nos resultados estatísticos: primeiro, um alto peso de fatores auto-regressivos e, segundo, uma elevada taxa de juros de equilíbrio. Por fim, Modenesi (2011, p.428) destaca que “as autoridades monetárias são muito pouco sensíveis ao comportamento da inflação e ao nível de atividade”, pois, esse componente corresponde a 0,08, frente ao 0,92 do componente autorregressivo. Em síntese, os resultados sugerem que a eliminação da inflação crônica e estabilização dos preços foram alcançados, no entanto, não é mais suficiente controlar a inflação via alto juros. Nesse caso, o custo é alto desemprego e desaquecimento da economia (MODENESI, 2011, p.431). Segundo Modenesi (2011, p.416), mantendo-se a atual política monetária a “taxa de juros dificilmente seria reduzida de forma satisfatória pelo BCB. As simulações realizadas⁹ indicam que seria necessária uma deflação crônica e de grande magnitude para que a Selic caísse significativamente”.

O trabalho de Mendonça (2007) busca mostrar que a política monetária brasileira de 1999 a 2004 se mostra onerosa para sociedade. Segundo autor, o descumprimento da meta de inflação leva a uma rigidez a redução da taxa SELIC, o que resulta em sua manutenção em níveis elevados. Além disso, a rigidez para baixo da taxa de juros leva a queda do investimento e impactos sobre dívida pública, uma vez que a dívida brasileira tem como seu principal indexador a taxa SELIC.

O método consiste em estimar por MQO uma função tipo Taylor. A modelagem apresenta as seguintes variáveis: taxa nominal de juros, inflação dos preços livres e administrados, sem utilização de variáveis que representem o produto. Em relação a questão de raiz unitária, Mendonça (2007) identifica que todas as variáveis não são estacionárias, no entanto, apresentam estacionariedade em primeira diferença. Logo, as séries são integradas em primeira ordem. Além disso, o autor ainda identificou que as variáveis são co-integradas, nesse caso existe relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

A análise estatística apresentou alto grau de inércia na taxa de juros, o valor do parâmetro, aproximadamente, foi de 0,86. Com relação aos parâmetros das taxas de inflação, observou-se maior sensibilidade da taxa de juros aos preços livres, que corresponde a 0,81 frente a 0,38 dos preços administrados. Mendonça (2007, p.447) ressalta que, no período analisado, a inflação dos preços administrados se manteve superior ao IPCA, e nesse caso a inflação não estaria relacionada a um excesso de demanda. Nesse sentido, a taxa de juros não seria adequada para conter uma pressão no nível de preços. Por fim, observa que as expectativas de inflação se apresentam acima do centro da meta e isso “implica que qualquer choque sobre a economia leva a novas elevações na taxa de juros para conter o temor de um possível descontrole inflacionário” (MENDONÇA, 2007, p.448), que favorece a rigidez para baixo da taxa de juros.

Teles e Brundo (2006) objetivam estimar uma função de reação do BCB. Para tal, estima dois tipos de modelos, o primeiro com a variável SELIC e o segundo com variáveis discretas construídas pelos autores baseados nas atas do Comitê de Política Monetária (COPOM). Essas variáveis dividem-se em três: 1) considera todas as variações na SELIC advindas do controle da inflação; 2) considera somente as variações da SELIC advindas de um choque para combater uma variação inesperada na inflação; e 3) considera os choques causados por mudanças nas expectativas de inflação.

O método utilizado pelos autores é um modelo *probit* ordenado dinâmico com parâmetros variáveis. Segundo autores, esse modelo permite capturar possíveis quebras estruturais nos parâmetros devido a mudanças da política monetária. Os dados utilizados se estendem de janeiro de

⁹ Trata-se das simulações realizadas pelo autor em seu artigo.

1996 a março de 2006, para determinar como a política monetária reage a choques na inflação, inflação esperada e Hiato do Produto.

Os resultados com a variável SELIC sugerem que o modelo que considera a reação a inflação passada é próximo do requerido pela teoria para atingir a estabilidade no período de metas de inflação. Dessa forma a regra monetária seria coerente com a teoria econômica (TELES E BRUNDO, 2006, p.10). Já ao utilizar as variáveis discretas, Teles e Brundo (2006, p. 14) observam que os resultados com a inflação passada são controversos, pois são muito instáveis com mudanças frequentes de sinais. Contudo, os resultados que levam em conta o desvio da inflação em relação a sua meta são coerentes. Esses apontam “para uma política mais agressiva de combate à inflação tanto no curto como no longo prazo” (TELES E BRUNDO, 2006, p.14).

3.2 Curva IS e Curva de Phillips

Além de trabalhos que estimam a regra de Taylor para Brasil, encontra-se também na literatura modelos que incluem a curva IS e a curva de Phillips para estudos da política monetária brasileira. Os modelos seguem o aporte teórico Novo-Keynesiano e do Novo Consenso Macroeconômico. Os trabalhos revisados aqui dessa metodologia são desenvolvidos pelos autores Piza e Dias (2006), Balbino, Colla e Teles (2011), Sachsida (2013), Mandarino e Moreira (2013) e Arestis, Paula e Ferrari-Filho (2009).

Piza e Dias (2006) buscam verificar se a política monetária adotada pelo Brasil é capaz de influenciar as expectativas de inflação em direção as metas estabelecidas pelo BCB, para o período que se estende de junho de 1999 a outubro de 2005. Com base no Novo Consenso Macroeconômico, os autores especificam um modelo baseado na curva IS e na curva Phillips. Nesse sentido, a equação traz a relação entre o hiato do produto, inflação e taxa de juros, além de utilizar também as expectativas para as duas primeiras variáveis.

O método utilizado por Piza e Dias (2006) é o de Vetores Auto-Regressivos, mais especificamente utiliza as seguintes ferramentas: teste de causalidade de Granger, função impulso resposta e decomposição da variância. Com relação ao teste de raiz unitária, todas as variáveis se apresentaram estacionárias em nível. Desse modo, os autores não utilizaram nenhum artifício para correção de problemas relacionados com estacionariedade da série. No tocante aos resultados estatísticos, pode-se destacar a relação bilateral de causalidade, no sentido de Granger, entre as variáveis taxa de inflação e taxa de juros. Além disso, ressalta-se também, que a variável SELIC não causa no sentido de Granger a inflação esperada.

Com relação aos resultados apresentados pela função impulso resposta, é proveitoso destacar que: Um “choque na taxa de inflação tem o efeito de elevar imediatamente a taxa de juros” e, “um choque inesperado na taxa de juros, mantém a taxa de inflação acima do seu nível inicial por cerca de dois anos” (PIZA e DIAS, 2006, p.15). O primeiro resultado é o esperado devido a política monetária brasileira, em que a resposta a inflação é um aumento na taxa de juros. No entanto, espera-se pelo NCM que a elevação da taxa de juros reduza a inflação, o que não é percebido pelos autores, que justificam tal resultado pela “possibilidade de risco de *default*”, ou seja, a “probabilidade de que o governo não honre suas dívidas” (PIZA e DIAS, 2006, p.15).

O trabalho de Balbino, Colla e Teles (2011) tem por objetivo estimar a reação da política monetária brasileira frente a choques na inflação. Os autores utilizam um modelo de equilíbrio geral Novo-Keynesiano com expectativas racionais para o período de 1996 a 2009. Para os choques de política monetária é definido quatro cenários: a implementação do regime de metas no terceiro trimestre de 1999; crise cambial pré-eleitoral no quarto trimestre de 2002; último trimestre na diretoria do BCB do final de 2006; e análise do segundo trimestre da diretoria do BCB de 2009.

O método utilizado na pesquisa foi modelo de Vetores Auto-Regressivos com dados trimestrais. A equação utiliza apenas três variáveis: Inflação medida pelo IPCA, taxa de juros medida pela SELIC e o Hiato do Produto calculado pela diferença entre o PIB e produto potencial estimado através do filtro Hodrick-Prescott. Com relação aos resultados estatísticos, não apresentou diferenças estatisticamente significativas entre os quatro períodos analisados.

No entanto, Balbino, Colla e Teles (2011) identificam que, do período de 1999 a 2001, a política monetária manteve uma taxa de juros abaixo da necessária para estabilidade do nível de preços. Já do período que se estende de 2003 a 2009, a taxa de juros esteve acima das condições necessárias para a estabilidade. Observa-se que “o parâmetro que mensura a resposta da taxa de juros permaneceu estatisticamente maior do que um, apresentando um excesso de esforço para estabilizar os preços” (BALBINO, COLLA E TELES, 2011, p.125).

Sachsida (2013) traz uma revisão de literatura sobre a curva de Phillips no Brasil. Dessa forma, o estudo permite identificar a adequação da curva de Phillips em traçar o movimento inflacionário no Brasil com base nos estudos desenvolvidos na literatura brasileira. Para o autor, a gama de trabalhos com esse tema apresenta resultados muito diversos, desse modo se pode encontrar muitas conclusões distintas.

De modo geral, Sachsida (2013) conclui que existe indeterminação na adequação da curva de Phillips para o caso brasileiro, para o período que foi elaborada a revisão de literatura. Os trabalhos abordados abarcam estudos desde 1995 até 2011. Tais resultados são importantes, pois a inflação vista pelo aporte teórico da curva de Phillips é a hipótese que é moldada a política econômica (Sachsida, 2013, p.529).

Mandarino e Moreira (2013) objetivam entender como opera o regime de metas de inflação no Brasil. O estudo traz uma crítica ao modelo do Novo Consenso Macroeconômico, nesse sentido os autores ressaltam o que chamam de armadilha taxa de juros/taxa de câmbio. Nesse caso, “uma diminuição na taxa de juros brasileira leva a uma depreciação do real, que por sua vez eleva a inflação, antes mesmo do movimento dos juros ter causado qualquer efeito na demanda” (MANDARINO E MOREIRA, 2013, p.121), logo existe um temor por parte dos *policymakers* em reduzir os juros abaixo de certo ponto.

De acordo com Mandarino e Moreira (2013, p.129), os problemas de uma política monetária de elevada taxa de juros como principal mecanismo de combate à inflação ocorre por duas vias. Primeiro, atinge negativamente o crescimento devido apreciação da taxa de câmbio, isso ocorre porque reduz a competitividade dos produtos nacionais. E, em segundo lugar, uma alta taxa de juros reflete no tamanho da dívida pública e deprime o investimento, e devido a armadilha taxa de juros/taxa de câmbio, poderia gerar instabilidade.

Por fim, concluem que o principal propulsor da inflação brasileira está nos custos, ou seja, no lado da oferta e não na demanda. Além disso, os autores destacam que a inflação seria controlada por meio da taxa de câmbio, que parte de movimentos na taxa de juros.

Arestis, Paula e Ferrari-Filho (2009) abordam o regime de metas de inflação teórica e empiricamente para os países emergentes, mas com foco centrado no Brasil. Os autores utilizam para pesquisa o período de 1995 a 2005. Para tal, utilizam da análise comparativa entre o Brasil e países que adotam e países similares¹⁰ que não adotam o regime de metas de inflação. Dessa forma, dividem em dois grupos e em dois períodos, pré e com regime de metas.

As principais conclusões indicam que os países que adotaram o regime de metas de inflação conseguiram controlar o nível geral de preços. Contudo, os países que não adotaram o regime de metas também conseguiram a estabilidade dos preços, ou seja, o que pode indicar que, na década de 90 e início dos anos 2000, a queda na inflação foi um fenômeno em muitos países independentemente de utilizar ou não o regime de metas.

Para o Brasil, Arestis, Paula e Ferrari-Filho (2009, p.24) observam que a inflação média de 1999 a 2005, apesar de permanecer dentro da banda da meta em maior parte do período, era elevada apesar de declinante, e os juros elevados para conter a aceleração inflacionária teria contribuído para o baixo crescimento econômico e deterioração da dívida pública. Os autores, também ressaltam que choques externos que ocorreram na década de 90 afetaram a taxa de câmbio, que por sua vez pressionou o nível de preços que resultou em um aumento da taxa de juros em resposta. Esse efeito, seria mais intenso em países latino-americanos do que em países desenvolvidos.

¹⁰ O termo “similar” foi estabelecido pelos autores e indica países que se assemelham economicamente, a julgamento dos autores.

De modo geral, percebe-se que, na literatura nacional apresentada, o Novo Consenso Macroeconômico – mais especificamente o regime de metas – parece empiricamente percebido e coerente na economia brasileira. No entanto, muitos trabalhos questionam a eficiência do modelo. Pois, apesar da inflação se encontrar dentro da meta estabelecida, o custo da estabilidade é uma elevada taxa de juros em todo período, que impacta negativamente importantes variáveis macroeconômicas, como PIB e dívida pública. Isso ocorre devido à natureza da inflação, que não sendo impulsionada em sua maior parte pela demanda, a taxa de juros não seria a melhor ferramenta para seu controle.

4. Modelos e Equações Utilizados

O modelo estrutural do novo consenso macroeconômico apresentado aqui, e sua dinâmica baseia-se nos modelos de Clarida, Gali e Gertler (1999) e Meyer (2001). Os modelos propostos pelos autores são dinâmico de equilíbrio geral com rigidez temporária nos preços. No entanto, existe uma diferença entre os modelos. O primeiro de Clarida, Gali e Gertler (1999) leva em conta somente elementos *forward-looking*, enquanto Meyer (2001) aborda também elementos *backward-looking*¹¹. Em geral, nesses modelos, observa-se que a política monetária consegue afetar as variáveis reais no curto prazo. “*One important implication is that current economic behavior depends critically on expectations of the future course of monetary policy, as well as on current policy*” (CLARIDA, GALI E GERTLER, 1999, p.1664-1665).

O novo consenso macroeconômico, como citado por Taylor (1997; 2000), introduz o estreitamento entre a prática dos bancos centrais e a ciência econômica, que pode ser refletido em três equações macroeconômicas; uma curva de Phillips, Regra de Taylor e uma curva IS:

I. Curva de Phillips

$$\pi_t = \pi_t^e + \alpha x_t + u \quad (1)$$

II. Taylor

$$i_t = \beta_0 i_{t-1} + \beta_1 (\pi_t - \pi_t^*) + \beta_2 x_t \quad (2)$$

III. Curva IS

$$x_t = x_{t+1}^e - \varphi (i_t - \pi_t^e - r^*) + g \quad (3)$$

Onde, π_t representa taxa de inflação; x_t o hiato do produto; “u” choque de oferta; i_t taxa nominal de juros; π_t^* indica a meta inflacionária; r^* taxa real de juros de longo prazo; e “g” choque de demanda. Nas equações o sobrescrito “e” representa a expectativa das variáveis seguidas e os subscritos “t”, “t-1” e “t+1” representam a unidade de tempo das variáveis seguidas.

A curva IS, traz a relação inversa da produção (em termos de hiato do produto) com a taxa real de juros. Clarida, Gali e Gertler (1999, p.1666) explicam que o produto futuro esperado mais elevado aumentaria o produto presente. Isso porque, as famílias preferem suavizar o consumo, a expectativa de maior consumo no período subsequente os levaria a querer consumir mais no período presente, isso, portanto aumentaria a demanda presente. Já a taxa de juros real tem efeito negativo sobre a produção presente, que por sua vez, reflete a substituição intertemporal do consumo. Já a curva de Phillips traz a relação positiva entre inflação e hiato do produto, e a Regra de Taylor como função de reação, que estabelece a taxa nominal de juros em função do nível de preços, meta inflacionária e hiato do produto.

Para construção de uma equação que contemple a taxa de juros, inflação e expectativa de inflação, é possível deduzir das equações (1) e (2) uma nova equação, assim elimina-se as variáveis que não são alvo de análise, dessa forma se segue:

¹¹ *Backward-looking* indica que a política monetária é planejada “olhando para traz”, ou seja, deve-se observar o fator inercial da inflação, o quanto a inflação passada pode afetar a inflação futura.

Equação 4: Isola-se o hiato do produto em (1), posteriormente substitui em (2)

$$x_t = (\pi_t - \pi_t^e - u) \cdot 1/\alpha$$

$$i_t = \beta_0 i_{t-1} + \beta_1 (\pi_t - \pi_t^*) + \beta_2 \cdot \frac{1}{\alpha} (\pi_t - \pi_t^e) - i_t = \beta_0 i_{t-1} + \beta_1 (\pi_t - \pi_t^*) + \frac{\beta_2}{\alpha} (\pi_t - \pi_t^e) - \frac{\beta_2}{\alpha} \cdot u$$

$$i_t = \beta_0 i_{t-1} + \beta_1 (\pi_t - \pi_t^*) + \omega (\pi_t - \pi_t^e) + e \quad (4)$$

Para estimar a equação acima mencionada, busca-se o auxílio da econometria de séries temporais. Como o objetivo é verificar se a política monetária brasileira é coerente com o Novo Consenso Macroeconômico e identificar como ocorre a relação da taxa nominal de juros e inflação, inicialmente estima-se um Mínimos Quadrados Ordinários e, posteriormente um Vetores Auto-Regressivos. A estimação do VAR tem o intuito de verificar o curso das variáveis endógenas frente a choques estruturais. Nesse modelo, todas as variáveis são consideradas endógenas, com isso consegue-se observar o comportamento de todas as variáveis frente a choques em todas as outras variáveis. Esses choques estruturais são “independentes entre si porque as inter-relações entre um choque e outro são captadas indiretamente” (BUENO, 2011, pg.195). Desse modo, não existe perda de generalidade por perturbar individualmente cada uma das variáveis endógenas

As *proxies* utilizadas para as variáveis da equação (4) são, respectivamente: taxa de juros SELIC, e SELIC defasada; IPCA; centro da meta de inflação que o BACEN estipula; já a variável que representa a expectativa de inflação, é abordada tanto pela ótica das expectativas adaptativas, quanto pelas expectativas racionais. Nesse caso, para a adaptativa é utilizado como *proxy* o IPCA defasado em t-1. Para racional, existem muitas dificuldades em observar e estimar uma expectativa racional, pois engloba vários fatores como mencionados no capítulo 1, portanto, optou-se por utilizar a série de expectativas desenvolvidas pelo BCB como *proxy*.

Dessa forma, a série para expectativas racionais foi gerada pelo Sistema Gerenciador de Séries Temporais do BCB em expectativas do mercado. O índice de preços utilizado de referência foi o IPCA, e o cálculo partiu pela média. Após isso, o sistema do BCB apresenta uma série de expectativas que são calculadas por dia (apenas em dias úteis) para um período estipulado. Logo, como o índice de preços é dado no final do período, optou-se pela média das expectativas observadas em t-1 a t.

Ressalta-se que todos os dados foram extraídos do site do Banco Central do Brasil no Sistema Gerenciador de Dados, a periodicidade dos dados é mensal, mas foi preferível estimar em trimestre, logo, calculou-se pela média além de tratar todos os dados em logaritmo. O período se estende do segundo trimestre de 2000 ao terceiro trimestre de 2017. O período se inicia no segundo trimestre de 2000 pois o sistema para gerar as expectativas apresenta os primeiros dados para abril de 2000.

Dessa forma, a equação (4) pode ser reescrita:

$$\ln Selic = C_0 + \beta_0 \ln Selic_{t-1} + \beta_2 \ln Selic_{t-2} + \beta_3 \ln Selic_{t-3} + \beta_1 \ln GapMeta + \omega \ln GapExp + e \quad (5)$$

$$\ln Selic = C_0 + \beta_0 \ln Selic_{t-1} + \beta_2 \ln Selic_{t-2} + \beta_3 \ln Selic_{t-3} + \beta_1 \ln GapMeta + \omega \ln GapAdp + e \quad (6)$$

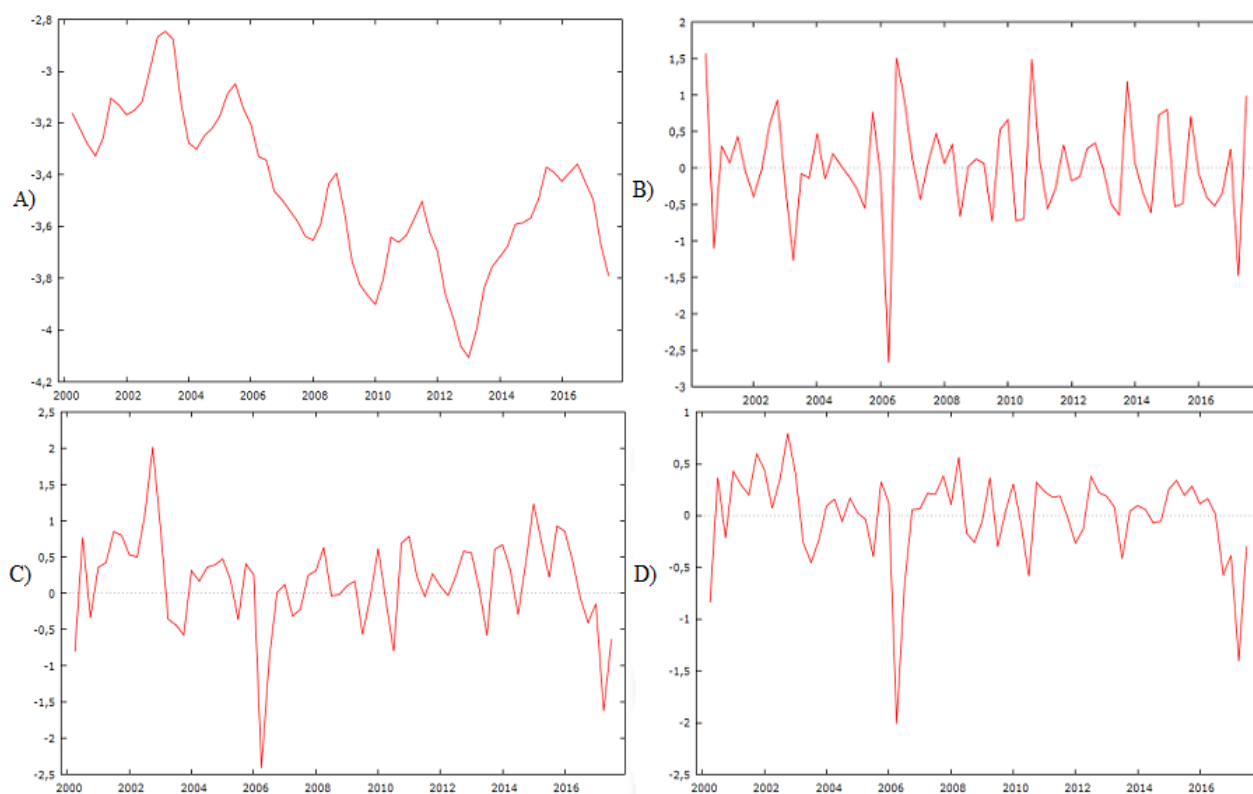
Em que, $\ln Selic$ como o logaritmo da SELIC trimestral; $\ln Selic_{t-1}$, $\ln Selic_{t-2}$ e $\ln Selic_{t-3}$ como logaritmo da SELIC defasado em até três períodos, que respondem ao componente autorregressivo da variável dependente – optou-se por aumentar o número de defasagens da taxa nominal de juros para obter um modelo mais parcimonioso; $\ln GapMeta$ representa o logaritmo da diferença entre o IPCA corrente e a meta inflacionária; $\ln GapAdp$ representa o logaritmo da diferença entre o $IPCA_t$ e $IPCA_{t-1}$; $\ln GapExp$ representa o logaritmo da diferença entre o IPCA corrente e a expectativa de inflação (expectativa adquirida pelo Sistema Gerenciador de Séries Temporais do BACEN).

5. Discussão e análise de resultados

O primeiro passo, em uma série temporal, é analisar a estacionariedade das séries. Para isso, recomenda-se, em análise prévia aos testes estatísticos, plotar as variáveis em relação ao tempo. A figura 1 apresenta como se comportam, no tempo, as variáveis $\ln\text{Selic}$, $\ln\text{GapMeta}$, $\ln\text{GapAdp}$ e $\ln\text{GapExp}$.

Pode-se observar na Figura 1 que as variáveis $\ln\text{GapAdp}$, $\ln\text{GapMeta}$ e $\ln\text{GapExp}$, possivelmente, são estacionárias. No entanto, é possível verificar que a variável $\ln\text{Selic}$ apresenta uma tendência de queda até 2013, logo após começa a subir. O que pode indicar uma série não estacionária. Além disso, pode-se perceber que as variáveis $\ln\text{GapAdp}$, $\ln\text{GapMeta}$ e $\ln\text{GapExp}$, no segundo e terceiro semestre de 2006, apresentam uma acentuada queda. Isso ocorre porque em 2006 foi o ano que apresentou a menor inflação do período analisado (acumulada em 12 meses), cerca de 3,14% pelo IPCA. Dessa forma, a diferença entre a inflação e o centro da meta foi bem significativa, assim como a sua diferença com a expectativa de inflação do período.

Figura 1 – Relação das variáveis ao tempo



Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: A) variável $\ln\text{Selic}$ em relação ao tempo; B) $\ln\text{GapAdp}$ em relação ao tempo; C) $\ln\text{GapMeta}$ em relação ao tempo; e D) $\ln\text{GapExp}$ em relação ao tempo.

No ano de 2002, é comum destacarem na literatura nacional, como em Barbosa, Camêlo e João (2016), Gadelha e Divino (2008) e Marques-Junior (2010), um aumento significativo do IPCA devido as eleições daquele ano. Ao se analisar o $\ln\text{GapMeta}$ é possível perceber uma diferença abrupta entre o centro da meta e o IPCA corrente. Contudo, no $\ln\text{GapExp}$ a diferença é menor, ou seja, o aumento da inflação já era esperado. Após essas observações, passa-se ao teste estatístico para estacionariedade. Porém, para realiza-lo é necessário escolher defasagens para as variáveis. Para escolha das defasagens se optou pelos critérios de informação AIC e BIC, conforme ilustrado na tabela 1.

Tabela 1 – Escolha de defasagens pelos critérios AIC e BIC

Nº Def	lnSelic		lnGapAdp		lnGapMeta		lnGapExp	
	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC
1	-1,870	-1,800	2,134	2,203	1,863	1,932*	1,085*	1,153*
2	-2,298	-2,193*	1,879	1,983*	1,846	1,949	1,097	1,200
3	-2,305*	-2,166	1,857*	1,995	1,816*	1,954	1,119	1,256
4	-2,292	-2,117	1,890	2,063	1,848	2,019	1,148	1,319
5	-2,259	-2,049	1,923	2,130	1,862	2,068	1,172	1,378

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: *Indica a defasagens escolhida

Pode ser observado na tabela 1 que os critérios nem sempre indicam o mesmo número de defasagens. Logo, na existência de divergência entre os critérios se opta pelo princípio da parcimônia, ou seja, escolhe-se a menor defasagens indicada entre os dois critérios. Escolhida as defasagens a serem utilizadas o próximo passo é rodar os testes Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e Kpss, ilustrado na tabela 2.

Tabela 2– Teste para raiz unitária

Variáveis	Nº de defasagens	Modelo	Dickey-Fuller Aumentado p-valor	KPSS p-valor
lnSelic	2	C,T	0,04738	< 1%
lnGapAdp	2	C	0,00	>10%
lnGapMeta	1	C	0,00001175	>10%
lnGapExp	1	C	0,0000009884	>10%

Fonte: elaborado pelos autores.

Nota: C significa constante; T significa tendência.

De acordo com a tabela 2, para lnGapAdp, lnGapMeta e lnGapExp não é possível aceitar a hipótese nula de presença de raiz unitária a 1% de significância pelo DFA. O teste KPSS tem por hipótese nula a série ser estacionária. Nesse sentido, as variáveis lnGapAdp, lnGapMeta e lnGapExp apresentam um p-valor acima de 10%, logo não é possível rejeitar a hipótese nula ao nível de significância de 10%. Dessa forma, trata-se as variáveis supracitadas como estacionárias.

Com relação a variável lnSelic, os testes divergem. No teste DFA, ao inserir uma tendência, a hipótese nula não pode ser aceita, ao nível de 5% de significância. Já no teste KPSS, mesmo ao inserir uma tendência o p-valor ficou abaixo de 1%, o que indica não ser possível aceitar a hipótese nula de estacionariedade. Na tentativa de resolver o problema, optou-se por retirar a tendência determinística da variável e refazer os testes. Os resultados são apresentados na tabela 3.

Tabela 3– Teste de raiz unitária para lnSelic sem tendência determinística

Defasagens	AIC	BIC	Variável	Nº de defasagens	DFA p-valor	KPSS p-valor
1	-1,879	-1,809				
2	-2,365*	-2,260*	lnSelic	2	0,009419	>10%
3	-2,348	-2,208				

Fonte: elaborado pelos autores.

Nota: *Indica a defasagens escolhida

Pela tabela 3, pode-se observar que a variável $\ln\text{Selic}$ sem tendência determinística pode ser tratada como estacionária tanto pelo teste DFA, quanto pelo teste KPSS. Aceita a hipótese, para todas as variáveis, de estacionariedade, o próximo passo é rodar o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários.

Assim, inicialmente apresenta-se os principais resultados do modelo (tabela 4). Esse modelo foi rodado de dois modos distintos. A primeira estimação utilizou para construção da variável $\ln\text{GapExp}$ a expectativa de inflação gerada pelo BCB, como já mencionado na seção anterior, essa seria tratada como expectativa racional. Já a segunda estimação, utilizou-se para construção da variável $\ln\text{GapAdp}$ a expectativa de inflação como sendo a defasagem do IPCA em $t-1$. Nesse caso, a expectativa seria vista como adaptativa.

Conforme a tabela 4, percebe-se que resultados são semelhantes com ambas expectativas de inflação. Contudo, a variável $\ln\text{GapExp}$ não apresenta significância estatística, nesse caso a taxa de juros não parece ter influência, estatisticamente, das expectativas que são estimadas pelo BCB. Por outro lado, $\ln\text{GapAdp}$, que é utilizada a defasagem do IPCA como expectativa, é altamente significativa estatisticamente, ou seja, a memória inflacionária tem efeito sobre taxa de juros. O sinal negativo de $\ln\text{GapAdp}$ indica que uma inflação presente mais baixa que a inflação do período anterior reduz a taxa de juros o que vai ao encontro da teoria.

Tabela 4– Resultados do modelo 1 por MQO

Equação 1 com Expectativas Racionais			Equação 1 com Expectativas Adaptativas		
Variáveis	Coefficientes	Razão-t	Variáveis	Coefficientes	Razão-t
Const.	-0,00696556	-0,7240	Const.	-0,00802152	-0,9325
$\ln\text{Selic}_{t-1}$	1,55119	12,51***	$\ln\text{Selic}_{t-1}$	1,52736	13,05***
$\ln\text{Selic}_{t-2}$	-0,880191	-4,234***	$\ln\text{Selic}_{t-2}$	-0,844381	-4,265***
$\ln\text{Selic}_{t-3}$	0,221753	1,704*	$\ln\text{Selic}_{t-3}$	0,214798	1,742*
$\ln\text{GapMeta}$	0,0530778	1,756*	$\ln\text{GapMeta}$	0,0538200	3,231***
$\ln\text{GapExp}$	-0,0437426	-0,9692	$\ln\text{GapAdp}$	-0,0421363	-2,766***
	$R^2 = 0,9097$			$R^2 = 0,9185$	

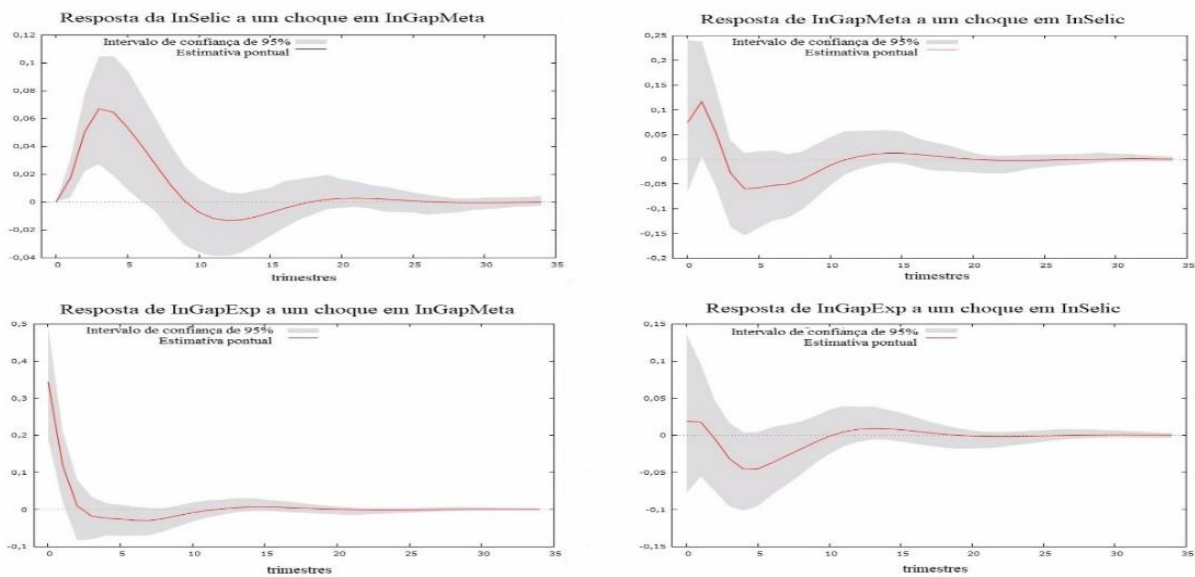
Fonte: elaborado pelos autores.

Nota: * estatisticamente significativo a 10%; *** estatisticamente significativo a 1%

Para variável $\ln\text{GapMeta}$, foi encontrado o valor de 0,053, aproximadamente, dessa forma o aumento de 1% no *gap*, entre IPCA e meta inflacionária, *ceteris paribus*, eleva em 0,053% a Selic. O que parece coerente com política monetária, uma vez que quanto mais o IPCA se afasta do centro da meta, mais a taxa de juros é elevada em resposta. A título de exemplo, se o IPCA se afasta do centro da meta em 2 pontos percentuais, atingindo assim o teto da meta, a Selic tende a se elevar em 0,33 pontos percentuais. O que está dentro das variações que BCB utiliza, a saber: 0,25 a 0,75 pontos percentuais. Com relação ao grau da rigidez da taxa de juros, foi encontrado 0,89, aproximadamente, valores semelhantes aos de Modenesi (2011) e Mendonça (2007), que foram, respectivamente, 0,92 e 0,86.

Por fim, roda-se um VAR para Equação 1 no intuito principal de verificar como a inflação reage a um choque na taxa nominal de juros. Para isso, utiliza-se a função impulso resposta, conforme exposto na figura 2. A escolha das defasagens do VAR foi através dos critérios de informação AIC e BIC que indicaram duas defasagens. Além disso, para auxiliar a análise, optou-se por utilizar também a decomposição da variância e o teste de causalidade de Granger.

Figura 2 – Funções impulso resposta



Fonte: Elaborado pelos autores.

Pelas funções impulso resposta da figura 2, percebe-se que o choque de um desvio padrão em InGapMeta, resulta em uma resposta positiva em InSelic. Que atinge o pico de 0,07, aproximadamente, no quarto trimestre. O que é coerente com a política monetária adotada pelo Brasil. Uma vez que a taxa nominal de juros é elevada em resposta ao distanciamento da inflação do centro da meta. Por outro lado, a resposta da InGapMeta a um choque de um desvio padrão na InSelic é também positiva até o terceiro trimestre – em que o valor é aproximadamente 0,05 –, e só passa a atingir valores negativos no quinto trimestre. Isso indica que, no curto prazo, a elevação da Selic em resposta a um aumento na inflação, possivelmente não reduziria de imediato a inflação.

Ainda na figura 2, pode-se destacar a resposta da InGapExp ao choque de um desvio padrão em InGapMeta. Observa-se uma resposta negativa da variável que contém as expectativas. Isso pode indicar que o aumento da inflação é percebido de forma superestimada pelos agentes econômicos, ou seja, a expectativa de inflação é mais elevada do que a inflação efetiva.

Por fim, a resposta da InGapExp ao choque de um desvio padrão em InSelic é positivo no primeiro trimestre, e passa a cair no segundo trimestre. Pode-se observar, que a magnitude nos dois primeiros trimestres comparado com InGapMeta é menor, que pode indicar que o impacto da Selic sobre as expectativas é menor. O que pode demonstrar descrença na política monetária.

Nas tabelas 5 e 6 temos a decomposição da variância das variáveis InSelic e InGapMeta, como também o teste de causalidade de Granger.

Tabela 5 – Decomposição da variância

Período	Decomposição variância InSelic			Decomposição da variância InGapMeta		
	InSelic	InGapMeta	InGapExp	InSelic	InGapMeta	InGapExp
1	100	0	0	1,79	98,2	0
5	71,8	27,13	1,06	6,71	91,01	2,26
10	66,14	32,9	0,94	9,14	88,55	2,29
20	65,99	33,05	0,94	9,28	88,41	2,29

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 5 – Teste de causalidade de Granger

Variável dependente	Variável em H0	chi2	prob>chi2
lnSelic	lnGapMeta	12,3640	0
lnSelic	lnGapExp	1,3190	0,251
lnSelic	todas	29,3380	0
lnGapMeta	lnSelic	1,2762	0,259
lnGapMeta	lnGapExp	0,4503	0,502
lnGapMeta	todas	2,4919	0,288
lnGapExp	lnSelic	4,3513	0,037
lnGapExp	lnGapMeta	0,0790	0,779
lnGapExp	todas	4,5222	0,104

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Ho representa que não há causalidade

Na tabela 5, pode-se observar que a decomposição da variância da lnSelic, no horizonte máximo de previsão apontado, tem 33,05% da variância dos erros de previsão explicados pela variância da lnGapMeta. Isso, vai ao encontro da política monetária, em que uma elevação da inflação resulta em um aumento da taxa nominal de juros. Além disso, o teste de causalidade, apresentado na tabela 6, indica que lnGapMeta causa no sentido de Granger a variável lnSelic, a 1% de significância.

Além disso, ao observar a decomposição da variância de lnGapMeta se tem um resultado interessante. Apesar da função impulso resposta indicar que, a partir do terceiro trimestre, o *gap* entre inflação e meta inflacionária se comporta de forma esperada, pela teoria do NCM, a decomposição da variância aponta que apenas 9,28% da variância do erro de previsão é explicado pela variância da lnSelic. Ademais, o teste de causalidade de Granger indicou que lnSelic não causa no sentido de Granger a variável lnGapMeta. Esses resultados trazem indícios que o IPCA não está respondendo como o esperado pela política monetária.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Por volta de 1990 Blinder (1997), Blanchard (1997) e Taylor (1997) começam a apresentar ensaios acerca de um *core of macroeconomic*. Esse núcleo macroeconômico veio a ser conhecido como Novo Consenso Macroeconômico. O NCM é tentativa de diálogo entre a academia e os bancos centrais. Para essa teoria, as políticas monetária e fiscal devem ser ligadas e conduzidas de forma conjunta, e não como ações isoladas. A política fiscal deve buscar o equilíbrio fiscal, nesse caso a busca do superávit primário. Já a política monetária, deve focar na estabilidade do nível de preços. Pois, como a política monetária afeta somente a inflação no longo prazo, é possível estabelecer uma meta para inflação e, através da manutenção da taxa nominal de juros, seria possível mover a inflação em direção a meta proposta, sem a preocupação de afetar variáveis reais.

Os trabalhos de Barbosa, Camêlo e João (2016) e Teles e Brundo (2006) indicam que a política monetária brasileira responde a função de reação do tipo Regra de Taylor, ou seja, coerente com a proposta do NCM. Contudo, trabalhos como de Lopes, Mollo e Colbano (2012), Modenesi (2011), Piza e Dias (2006) e Mandarinio e Moreira (2013) sugerem que as variáveis podem não reagir da forma prevista no NCM.

As principais relações assinalam que: i) a manutenção da taxa nominal de juros pode afetar variáveis reais, como produto, o que poderia gerar um hiato resistente a queda que provocaria aumentos na taxa nominal de juros além do necessário; ii) não seria mais suficiente controlar a inflação via taxa nominal de juros elevada, mantendo-se essa política o custo seria o alto desemprego

e desaquecimento da economia; iii) a elevação da inflação é correspondido com aumento da taxa nominal de juros, no entanto um choque nos juros nominais manteria a taxa de inflação acima do valor inicial no curto prazo; iv) e, o principal propulsor da inflação estaria nos custos, a manutenção da taxa nominal de juros em resposta a aceleração do nível de preços não seria eficaz.

Os resultados do presente trabalho, em relação ao teste da política monetária com base no NCM, vão ao encontro da literatura apresentada. A SELIC responde significativamente a movimentos na inflação. Com sinal positivo em $\ln\text{GapMeta}$, que indica que a inflação estando acima do centro da meta leva a um aumento na taxa nominal de juros, conforme propõe o NCM. No entanto, quando é analisado a reação da inflação a choques na taxa nominal de juros, e a causalidade, no sentido de Granger, entre as duas variáveis não é possível identificar o que se propõe pelo NCM. A reação da inflação frente a choques de um desvio padrão na taxa nominal de juros, no curto prazo, é positiva, e somente após o terceiro trimestre se comporta como esperado pelo NCM. Pela causalidade de Granger, não é possível identificar bicausalidade entre inflação e taxa nominal de juros. A $\ln\text{GapMeta}$ causa no sentido de Granger a $\ln\text{Selic}$, mas $\ln\text{Selic}$ não causa no sentido de Granger a $\ln\text{GapMeta}$.

Em síntese, os resultados indicaram que as variáveis macroeconômicas respondem bem a teoria que é base do regime de metas. Os resultados indicam que a resposta da taxa nominal de juros frente a choques na inflação é clara e coerente com a teoria. No entanto, choques na SELIC não tem uma resposta clara da inflação. Nos primeiros trimestres tem uma inflação que chega a subir, mas que logo depois se comporta como o esperado pela teoria. Quando se analisa a decomposição da variância, percebe-se que pouco da variância do $\ln\text{GapMeta}$ é relacionado com a variância da $\ln\text{SELIC}$. Além disso, o teste de causalidade de Granger não identifica bicausalidade no sentido de Granger entre inflação e taxa nominal de juros.

O presente estudo deixa espaço para questionamento: Se a política monetária brasileira é coerente com a do NCM, mas a inflação não responde de maneira efetiva a choques na taxa nominal de juros, então qual seria o principal propulsor do nível de preços para economia brasileira? Nesse caso, a hipótese que é proposta pela literatura nacional, em que a inflação é impulsionada, em sua maior parte, pelos custos poderia justificar os resultados encontrados?

7. REFERÊNCIAS

- ARESTIS, P.; PAULA, L. F. D.; FERRARI-FILHO, F. A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 18, p. 1-30, abr 2009.
- ARESTIS, P.; SAWYER, M. Can monetary policy affect the real economy? **The Levy Economics Institute - Working Paper Series n° 355**, New York, 2002a.
- ARESTIS, P.; SAWYER, M. Does the stock of money have any causal significance? **The Levy Economics Institute - Working Paper Series n° 363**, New York, 2002b.
- BALBINO, C. E.; COLLA, E.; TELES, V. K. A Política Monetária Brasileira sob o Regime de Metas de Inflação. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 65, p. 113-126, abr-jun 2011.
- BARBOSA, F. D. H.; CAMÊLO, F. D.; JOÃO, I. C. A taxa de Juros Natural e a Regra de Taylor no Brasil: 2003-2015. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 70, p. 399-417, Out-Dez 2016.
- BLANCHARD, O. Is There a Core of Usable Macroeconomics? **The American Economic Review**, v. 87, p. 244-246, maio 1997.
- BLINDER, A. S. Is There a Core of Practical Macroeconomics That We Should all Believe? **The American Economic Review**, v. 87, p. 240-243, maio 1997.
- BUENO, R. D. L. D. S. **Econometria de Séries Temporais**. 2ª. ed. São Paulo: CENGAGE Learning, 2011.
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The Science of Monetary Policy: a new keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, v. XXXVII, p. 1661-1707, dez 1999.
- FONTANA, G. Whither New Consensus Macroeconomics? The Role of Government and Fiscal Policy in Modern Macroeconomics. **Working Paper No. 563**, The Levy Economics Institute of Bard College, maio 2009.

- HERON, E. L. A New Consensus on Monetary Policy? **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 23, p. 3-27, out-dez 2003.
- LOPES, M. D. L. M.; MOLLO, M. D. L. R.; COLBANO, F. S. Metas de inflação, regra de Taylor e neutralidade da moeda: uma crítica pós-keynesiana. **Revista de Economia Política**, v. 32, p. 282-304, abr-jun 2012.
- MANDARINO, G. V.; MOREIRA, R. R. O regime de metas de inflação e a taxa de juros como ferramenta da política monetária. **Revista OIKOS**, Rio de Janeiro, v. 12, p. 112-132, 2013.
- MCCALLUM, B. T. Monetary policy analysis in models without money. **NBER Working Paper Series nº 8174**, mar. 2001.
- MENDONÇA, H. F. D. Metas para inflação e taxa de juros no Brasil: Uma análise do efeito dos preços livres e administrados. **Revista de Economia Política**, v. 27, p. 431-451, jul-set 2007.
- MEYER, L. H. Does Money Matter? **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, p. 1-15, set-out 2001.
- MODENESI, A. D. M. Conservadorismo e rigidez na política monetária: uma estimativa da função de reação do BCB (2000-2007). **Revista de Economia Política**, v. 31, p. 415-434, jul-set 2011.
- PIZA, E. C. D.; DIAS, J. NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL: UMA AVALIAÇÃO EMPÍRICA. In: **XXXIV Encontro Nacional de Economia ANPEC**, Salvador, 2006.
- SACHSIDA, A. Inflação, Desemprego e Choques Cambiais: Uma Revisão da Literatura Sobre a Curva de Phillips no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 67, out-dez 2013.
- TAYLOR, J. B. A Core of Practical Macroeconomics. **The American Economic Review**, v. 87, p. 233-235, maio 1997.
- TAYLOR, J. B. Teaching Modern Macroeconomics at the Principles Level. **The American Economic Review**, v. 90, p. 90-94, maio 2000.
- TEIXEIRA, A. M.; MISSIO, F. J. O "novo" consenso macroeconômico e alguns insights da crítica heterodoxa. **Economia e Sociedade**, v. 20, p. 273-297, ago. 2011.
- TELES, V. K.; BRUNDO, M. Medidas de Política Monetária e a Função de Reação do Banco Central no Brasil. In **XXXIV Encontro Nacional de Economia da ANPEC**, Salvador, dez 2006.