

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA  
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E HUMANAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA E  
DESENVOLVIMENTO**

**JUROS E INFLAÇÃO DA ECONOMIA BRASILEIRA  
NA PERSPECTIVA DO NOVO CONSENSO  
MACROECONÔMICO E TEORIA FISCAL DE  
PREÇOS**

**Alécio Romero Gonçalves**

**Santa Maria, RS, Brasil  
2018**

**Alécio Romero Gonçalves**

**JUROS E INFLAÇÃO DA ECONOMIA BRASILEIRA NA PERSPECTIVA DO  
NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO E TEORIA FISCAL DE PREÇOS**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), com requisito parcial para obtenção do título de **Mestre em Economia e Desenvolvimento**.

**Orientador: Prof. Dr. Paulo Ricardo Feistel**

**Coorientador: Prof. Dr. Clailton Ataídes de Freitas**

**Santa Maria, RS  
2018**

Ficha catalográfica elaborada através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Central da UFSM, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

Romero , Alécio  
JUROS E INFLAÇÃO DA ECONOMIA BRASILEIRA NA  
PERSPECTIVA DO NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO E TEORIA  
FISCAL DE PREÇOS / Alécio Romero .- 2018.  
77 p.; 30 cm

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa  
Maria, Centro de Ciências Sociais e Humanas, Programa de  
Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento, RS, 2018

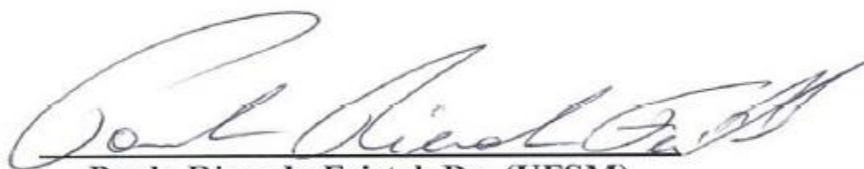
1. Inflação 2. Novo Consenso Macroeconômico 3. Teoria  
Fiscal do Nível de Preços I. Título.

**Alécio Romero Gonçalves**


**JUROS E INFLAÇÃO DA ECONOMIA BRASILEIRA NA PERSPECTIVA DO  
NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO E TEORIA FISCAL DE PREÇOS**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), com requisito parcial para obtenção do título de **Mestre em Economia e Desenvolvimento**.

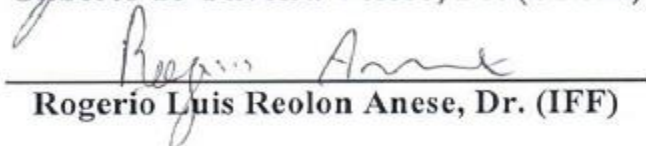
**Aprovado em 17 de janeiro de 2018**



**Paulo Ricardo Feistel, Dr. (UFSM)**  
(Presidente/Orientador)



**Gilberto de Oliveira Veloso, Dr. (UFSM)**



**Rogério Luis Reolon Anese, Dr. (IFF)**

**Santa Maria, RS  
2018**

## RESUMO

### **JUROS E INFLAÇÃO DA ECONOMIA BRASILEIRA NA PERSPECTIVA DO NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO E TEORIA FISCAL DE PREÇOS**

AUTOR: Alécio Romero Gonçalves  
ORIENTADOR: Dr. Paulo Ricardo Feistel  
COORIENTADOR: Dr. Clailton Ataídes de Freitas

O presente estudo busca 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, investiga-se se a política monetária responde a proposta do Novo Consenso Macroeconômico (NCM), além disso, também se propõe examinar a reação da taxa nominal de juros a choques na inflação, como também, a reação da inflação frente a choques na taxa nominal de juros. Por fim, testou-se a Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP), no intuito de verificar se a inflação pode estar vinculada a questões fiscais. Para a análise, utiliza-se da econometria de séries temporais, o método dos Mínimos Quadrados Ordinários para verificar o NCM. E, para verificar a reação da taxa nominal de juros e inflação, como também testar a TFNP, utiliza-se o método de Vetores Auto-Regressivos. Constatou-se que a política monetária brasileira se adequa ao NCM, porém a inflação não reage da forma que a teoria espera. Para TFNP, não foi possível identifica-la para o caso brasileiro. Os resultados podem indicar que inflação brasileira não é impulsionada, em sua maior parte, pela demanda e, tanto pouco, por questões fiscais.

**Palavras-chave:** Inflação. Novo Consenso Macroeconômico. Teoria Fiscal do Nível de Preços.

## **ABSTRACT**

### **INTEREST AND INFLATION OF THE BRAZILIAN ECONOMY IN THE PERSPECTIVE OF THE NEW MACROECONOMIC CONSENSUS AND THE FISCAL PRICE THEORY**

AUTHOR: Alécio Romero Gonçalves  
ADVISOR: Doc. Paulo Ricardo Feistel  
CO-ADVISOR: Doc. Clailton Ataídes de Freitas

The present study seeks to analyze the relationship of the nominal interest rate and inflation in the Brazilian economy after the adoption of the inflation targeting system for the period from December 2001 to September 2017. To this end, it is investigated whether monetary policy responds to the proposal of the New Macroeconomic Consensus (NMC), in addition, it is also proposed to examine the reaction of the nominal interest rate to shocks in inflation, as well as the reaction of inflation to shocks in the nominal interest rate. Finally, the Fiscal Theory of the Price Level (FTPL) was tested in order to verify if inflation could be linked to fiscal issues. For the analysis, the time series econometrics, the Ordinary Least Squares method is used to verify the NMC. And, to verify the reaction of the nominal interest rate and inflation, as well as to test the FTPL, the method of Self-Regressive Vectors is used. It was verified that the Brazilian monetary policy conforms to the NMC, but inflation does not react in the way the theory expects. For FTPL, it was not possible to identify it for the Brazilian case. The results may indicate that Brazilian inflation is not driven, for the most part, by demand and, not so much, by fiscal matters.

**Keywords:** Inflation. New Macroeconomic Consensus. The Fiscal Theory Of The Price Level.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 2.1 – Curva de oferta agregada no curto prazo .....	15
Figura 2. 2 – Desemprego sem equilíbrio de mercado.....	18
Figura 5.1 – Relação das variáveis ao tempo .....	52
Figura 5.2 – Funções impulso resposta.....	57
Figura 5.3 – Relação das variáveis dívida e superávit no tempo.....	60
Figura 5.4 – Função impulso resposta modelo VAR (p+dmax).....	62
Figura 5.5 – Função impulso resposta com variáveis em primeira diferença .....	63
Figura 5.6 – Função impulso resposta para VAR (p+dmax) com fator de desconto .....	65

## LISTA DE TABELAS

Tabela 5.1 – Escolha de defasagens pelos critérios AIC e BIC .....	53
Tabela 5.2 – Teste para raiz unitária.....	54
Tabela 5.3 – Teste de raiz unitária para lnSelic sem tendência determinística .....	55
Tabela 5.4 – Resultados do modelo 1 por MQO .....	55
Tabela 5.5 – Decomposição da variância .....	58
Tabela 5.6 – Teste de causalidade de Granger .....	58
Tabela 5.7 – Critérios de informação Akaike (AIC) e Schwarz (BIC) .....	60
Tabela 5.8 – Testes de estacionariedade para variáveis em nível e primeira diferença .....	61
Tabela 5.9 – Função de autocorrelação para sup.....	63
Tabela 5.10 – Função de autocorrelação para d_sup.....	64



## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	8
<b>2 A “MODERNA” MACROECONOMIA</b> .....	12
2.1 KEYNES E OS NOVOS KEYNESIANOS .....	12
2.2 O NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO .....	19
2.3 A TEORIA FISCAL DO NÍVEL DE PREÇOS .....	22
<b>3 A TAXA DE JUROS E A INFLAÇÃO NA ECONOMIA BRASILEIRA COMTEMPORANEA UMA BREVE REVISÃO DE LITERATURA</b> .....	27
3.1 A INFLAÇÃO VISTA PELO LADO DA DEMANDA .....	27
<b>3.1.1 Regra de Taylor</b> .....	27
<b>3.1.2 Curva IS e Curva de Phillips</b> .....	31
3.2 A DOMINÂNCIA FISCAL NO BRASIL.....	34
<b>4 METODOLOGIA</b> .....	40
4.1 MODELOS E EQUAÇÕES .....	40
4.2 MÉTODO ESTATÍSTICO .....	44
<b>4.2.1 Mínimos Quadrados Ordinários e Vetores Auto-Regressivos</b> .....	45
<b>4.2.2 Dados Utilizados e o Modelo</b> .....	49
<b>5 DISCUSSÃO E ANÁLISE DE RESULTADOS</b> .....	52
5.1 A POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA E O NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO.....	52
5.2 O NÍVEL DE PREÇOS E A TEORIA FISCAL NO BRASIL .....	59
5.3 A RECENTE POLITICA FISCAL VERSUS POLITICA MONETÁRIA SUA RELAÇÃO COM O NÍVEL DE PREÇOS NO BRASIL .....	66
<b>6 CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....	69
<b>REFERÊNCIAS</b> .....	70
<b>APÊNDICE A – MQO PARA EQUAÇÕES 1A, 1B E 1C</b> .....	74
<b>APÊNDICE B – TESTE WHITE PARA HETEROCEDASTICIDADES</b> .....	75
<b>APÊNDICE C – TESTE BREUSCH-PAGAN PARA HETEROCEDASTICIDADES</b> ...76	
<b>APÊNDICE D – TESTE LJUNG-BOX PARA AUTOCORRELAÇÃO</b> .....	76
<b>APÊNDICE E – TESTE JAQUE-BERA PARA NORMALIDADE</b> .....	76
<b>APÊNDICE F – ESCOLHA DAS DEFASAGENS DO VAR PARA EQUAÇÃO 1A</b> .....	77
<b>APÊNDICE G – ESCOLHA DAS DEFASAGENS DO VAR PARA EQUAÇÃO 2</b> .....	77
<b>APÊNDICE H – TESTES DE AUTOCORRELAÇÃO E NORMALIDADE PARA EQUAÇÃO 2</b> .....	77

## 1 INTRODUÇÃO

Os efeitos de uma alta generalizada nos preços, inflação, ou uma queda generalizada, deflação, pode ter impactos negativos tanto na questão social, quanto no sistema produtivo. A inflação é um fenômeno econômico e político que preocupa governos e teóricos. Um exemplo disso, pode-se destacar nos anos de 1914 a 1920, segundo Keynes (1978) muitos países vivenciaram uma expansão na oferta de moeda, que resultou em inflação. Alguns desses países, contraíram tanto a oferta monetária, em resposta a inflação, que acabaram gerando deflação.

Keynes (1978) destaca os grandes danos que ocorreram devido ao fenômeno inflacionário e deflacionário. Segundo o autor, o aumento generalizado no nível de preço teve um impacto maior sobre a distribuição da riqueza entre as diferentes classes. Já a deflação, foi mais grave em retardar a produção da riqueza (Keynes, 1978, p.5).

A teoria Novo-Keynesiana entende que a inflação seria um fenômeno puramente monetário. Ou seja, aumentar a oferta de moeda não afetaria variáveis reais, como emprego e renda, apenas elevaria o nível de preços. A teoria entende que isso ocorre no longo prazo, onde os preços e salários são flexíveis. Mas no curto prazo, devido a imperfeições do mercado, a política monetária, temporariamente, pode afetar variáveis reais.

Por volta de 1990, começa-se a surgir um consenso entre a teoria tradicional<sup>1</sup> e os bancos centrais. Atualmente conhecido como Novo Consenso Macroeconômico (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.

No entanto, a questão acerca da neutralidade da moeda ainda divide muitos economistas. Ou seja, a política monetária poderia não apenas afetar o nível de preços, mas também o emprego e a renda. Nesse sentido, a inflação não seria um fenômeno puramente monetário. Alguns pesquisadores, como Woodford (1996), Sims (1994, 1997) e Cochrane (1998) sugerem que o aumento generalizado dos preços pode ocorrer devido a questões fiscais. Nesse caso, em um cenário de altas taxas de juros e elevado endividamento do governo, um aumento na taxa de juros, no intuito de responder a uma pressão nos preços, poderia reduzir a inflação no curto prazo, mas no longo prazo, a inflação acabaria subindo. Essa abordagem é conhecida como a Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP).

---

<sup>1</sup> 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.

No Brasil, desde junho de 1999, adota-se como política monetária o regime de metas de inflação. Conforme propõe o NCM, o Banco Central, através do Comitê de Política Monetária, estabelece uma meta para inflação, através de um índice de preços amplamente conhecido – o qual é o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). E busca alcançá-lo, através da manutenção da taxa nominal de juros – a qual é o Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC).

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%.

Em relação as variáveis reais como produto e emprego, o Brasil apresenta um Produto Interno Bruto (PIB) com uma variação média de 2,58% a.a de 2000 a 2016. Contudo, é possível observar um PIB com características de *stop and go*, que chegou a registrar uma taxa de variação de 7,53% em 2010, como também uma variação negativa de 3,55% em 2015. Já a taxa média de desemprego, desde 2012 apresenta tendência de alta, que apresentou uma taxa média

de 7,32%, e em 2016 a média foi de 11,27%. Em 2017, a média até setembro é de 13,02%. Em síntese, pelos dados expostos o Brasil apresenta um cenário macroeconômico com alta taxa de juros, inflação persistente, PIB oscilante e uma taxa de desemprego crescente.

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.

Desse modo, devido as altas taxas de juros contínuas no Brasil e inflação quase sempre acima do centro da meta, questiona-se aqui se existe, na economia brasileira, a tradicional relação, que a teoria econômica apresenta, entre a taxa nominal de juros e a inflação. Dessa forma, busca verificar se ao elevar a taxa nominal de juros a inflação responde de forma negativa.

Assim, o objetivo desse trabalho 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. O segundo, foi 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. Por fim, foi testado a TFNP para economia brasileira, no intuito de verificar se a inflação pode estar vinculada a questões fiscais. Esse método assemelha-se ao utilizado por Cochrane (2016).

Para alcançar os objetivos expostos, utiliza-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, estima-se um modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR) com a intenção de verificar como as variáveis respondem a choques.

O objetivo que engloba a TFNP é utilizado, conforme em Rocha e Silva (2004), o método VAR. Dessa forma, ao verificar as funções impulso resposta seria possível identificar se ocorre no Brasil uma inflação pressionada por fatores fiscais.

O presente estudo, busca contribuir para discussão acerca da relação da taxa de juros e inflação, tendo em vista a possibilidade de uma dominância fiscal. Além disso, não foi encontrado nenhum trabalho empírico para o caso brasileiro que aborde conjuntamente tanto a Teoria Fiscal do Nível de Preços, quanto a abordagem do NCM. 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: Capítulo 2 “moderna” macroeconomia, em que se apresenta o NCM e a TFDP; no capítulo 3, encontra-se a revisão de literatura nacional; no capítulo 4 a metodologia. Por fim, no capítulo 5 traz a análise e discussão dos resultados.

## 2 A “MODERNA” MACROECONOMIA

Neste capítulo é apresentado o aporte teórico que está dividido em três partes. A primeira apresenta uma introdução de Keynes e uma breve exposição da teoria Novo Keynesiana, que é uma das bases do NCM, como também a base das equações utilizadas nesta dissertação. A segunda parte apresenta o Novo Consenso Macroeconômico. E por fim, uma breve apresentação da Teoria Fiscal do Nível de Preços.

### 2.1 KEYNES E OS NOVOS KEYNESIANOS

A publicação do livro “A teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda”, em 1936 pelo economista britânico John Maynard Keynes, representou o marco da revolução Keynesiana. De modo geral, a teoria proposta por essa vertente defende que as políticas monetária e fiscal devem ser utilizadas para regular o nível da demanda agregada. A teoria de Keynes surge durante a Grande Depressão de 1930, onde os EUA, de 1929 a 1933, teve sua taxa de desemprego de 3% passando a 25%, aproximadamente, como também, a queda de 30%, aproximadamente, de seu produto nacional bruto.

A teoria proposta por Keynes sustenta que a política econômica deveria ser planejada visando estimular a demanda agregada, pois o alto desemprego era resultado da insuficiência da mesma. Ou seja, durante esse período de depressão o economista britânico defendeu o uso das políticas monetárias e fiscais para regular o nível de demanda agregada. Então, partindo desse “princípio da demanda efetiva” o incentivo à política fiscal do governo em tempos de crise teria efeito pleno, mas desde que esse gasto do governo gere renda – ainda que para financiar esses gastos seja necessário gerar déficits. Como traz a conhecida passagem de Keynes (1988, p.96): “Se o Tesouro se dispusesse a encher garrafas usadas com papel-moeda, as enterrasse [...] logo fosse cobertas com o lixo da cidade e deixassem à iniciativa privada [...] a tarefa de desenterrar novamente as notas[...] o desemprego poderia desaparecer [...]”.

A defesa do gasto do governo para estimular a demanda agregada se dá, por uma outra importante contribuição de Keynes, pela importância do papel das expectativas na economia. As expectativas dos indivíduos para futuro são incertas e em momentos de crise a incerteza aumenta. Os agentes econômicos podem procurar manter em mãos o seu poder aquisitivo o que causaria queda no consumo e no investimento, o que por sua vez traria queda no ritmo da atividade econômica.

Assim, são as variáveis por parte da demanda que regulariam a atividade econômica. E o volume de investimento, que é uma das variáveis chave da teoria Keynesiana, seria afetado, em certo grau, pelas expectativas. Keynes demonstra que a relação entre a taxa de juros e a curva da eficiência marginal do capital resulta no volume de investimento<sup>2</sup>. E é na eficiência marginal do capital que se tem o impacto das expectativas, pois essa depende da relação dos preços de ofertas dos ativos de capital e a suas rendas esperadas.

Segundo Keynes (1988, p.108) as expectativas das rendas esperadas são tanto por parte de fatos existentes que se tenha conhecimento, que podem ser também mais ou menos conhecidos. Como também, pela previsão de eventos futuros que possam ser previstos com menor ou maior grau de confiança (Keynes, 1988, p.108). Em que, a forma com que se gera as expectativas de longo prazo no “[...] nosso método habitual consiste em considerar a situação atual e depois projetá-la no futuro, modificando-a apenas à medida que tenhamos razões mais ou menos definidas para esperarmos uma mudança” (KEYNES, 1988, p.109).

Desse modo, a discussão sobre as expectativas passa a ganhar mais espaço. O primeiro conceito a ser utilizado diz que o valor esperado será em função dos seus valores passados, que veio a ser denominado de expectativas adaptativas. Apesar do conceito já ser utilizado por Fisher (1911) – em que a defasagem distribuída de valores passados seria a definição da inflação esperada –, ganhou mais destaque com Cagan em *The Monetary Dynamics of Hyperinflation* de 1956 que introduz o conceito das expectativas adaptativas como uma estrutura de defasagem exponencialmente declinante (CAMARGOS, 2004, p.20).

Nas expectativas adaptativas os indivíduos formam suas expectativas quanto ao futuro, com base no que ocorre ou ocorreu no passado. Supor, por exemplo, que as expectativas de inflação são formadas com base na observação da inflação presente e/ou passado é aceitável. Pois, a inflação inercial – uma das diversas possíveis causas na aceleração no nível de preços – funciona de forma retroalimentativa. Ou seja, os agentes econômicos ao observarem a inflação elevada, antecipam-se e elevam os preços com base nessa inflação observada. Isso é feito período após período, porque o que se espera da inflação presente é que ela se propague no futuro.

A principal crítica à teoria das expectativas adaptativas, do ponto de vista teórico, ocorre em dois pontos: i) não seria razoável aceitar que os agentes econômicos cometam os mesmos erros de forma sistemática; ii) e tão pouco, ao formarem suas expectativas ignorarem informações importantes (CAMARGOS, 2004, p.20). As primeiras críticas apareceram com

---

<sup>2</sup> Em Keynes (1988) no capítulo 11 encontra-se mais detalhadamente a discussão sobre a eficiência marginal do capital proposta pelo autor.

John F. Muth. Em seu artigo intitulado *Rational Expectations and the Theory of Price Movements*, Muth introduz a hipótese da expectativa racional.

[...]that expectations of firms (or, more generally, the subjective probability distribution of outcomes) tend to be distributed, for the same information set, about the prediction of the theory (or the “objective” probability distributions of outcomes) (MUTH, 1961, p.316).

Ou seja, Muth (1961, p.316) apresenta a expectativa racional sendo as previsões informadas de eventos futuros que são essencialmente as mesmas que as previsões da teoria econômica. Dessa forma, as expectativas estariam sujeitas as informações disponíveis e a estrutura do próprio sistema. Ou seja, a forma com que as expectativas são formadas depende especificamente da estrutura do sistema que descreve a economia, e como a informação é escassa, e o sistema econômico geralmente não a desperdiça.

Para ilustrar melhor a ideia das expectativas racionais, apresenta-se cinco observações que seriam a base dessa teoria, segundo Simonsen (1980, p.456/457): i) os agentes econômicos, frequentemente, agem com base em previsões quanto ao futuro; ii) todas essas previsões são sujeitas ao erro (de modo estatístico isso representa uma variável aleatória); iii) as pessoas não gostam de realizar previsões erradas; iv) formar expectativas com base em modelos geralmente são mais adequados do que palpites; v) e por fim, os modelos para previsão necessitam de muita informação, logo a precisão das previsões dependem fortemente do conjunto de informações disponíveis.

Uma das vertentes keynesianas que abarcam em seu modelo a teoria das expectativas racionais, é a escola Novo-Keynesiana. O termo Novo-Keynesiano, segundo Gordon (1990), foi utilizado primeiramente por Michael Parkin (1982), e posteriormente o “modelo Novo-Keynesiano” foi título de um capítulo de um livro seu escrito em 1986. Segundo Gordon (1990) os primeiros autores a utilizarem como tema a economia Novo-Keynesiana em artigos acadêmicos foram: Laurence Ball, N. Gregory Mankiw e David Romer (1988).

A teoria Novo-Keynesiana surge como uma crítica a teoria Novo-Clássica. A teoria Novo-Clássica, de modo geral, defende que economia tende a convergir para equilíbrio tanto no curto, como no longo prazo. Existindo assim, um “leiloeiro walrasiano<sup>3</sup>” que garantiria o equilíbrio e a transparência em um mercado de concorrência perfeita. Isso resulta em uma curva

---

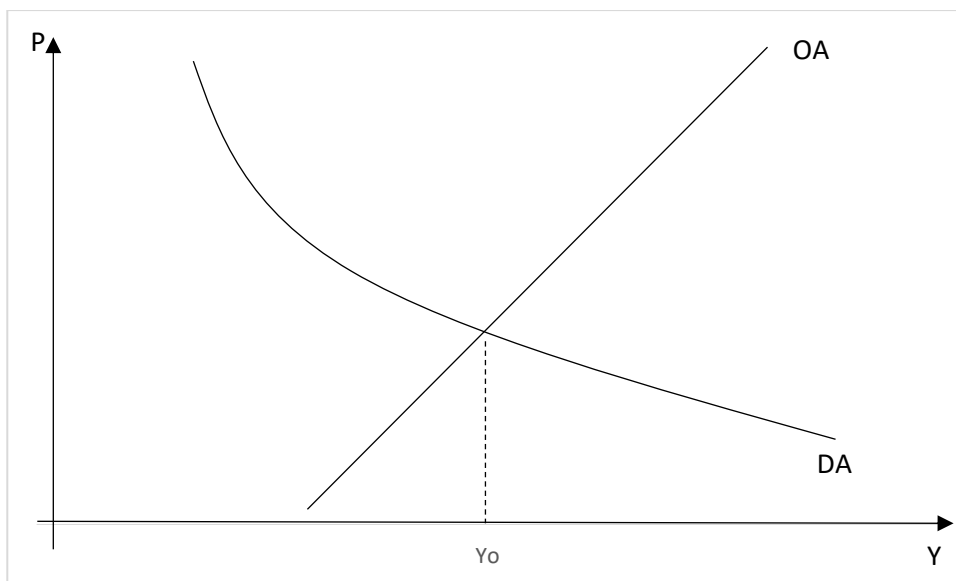
<sup>3</sup> O leiloeiro walrasiano seria um agente fictício que controla o sistema de trocas entre os indivíduos. E também, tem o papel de ajustar os preços ótimos atendendo as necessidades do processo.



de oferta agregada vertical, em que variações na demanda agregada não afetariam a produção e o emprego, nem no curto e, nem no longo prazo.

Já a vertente Novo-Keynesiana apresenta uma curva de oferta ascendente, no curto prazo. Nesse sentido, variações na demanda agregada poderiam afetar tanto a produção, quanto o emprego. Desse modo, não somente ocorreria efeito sobre os preços, mas também implicar efeitos reais sobre a economia.

Figura 2.1 Curva de oferta agregada no curto prazo



Fonte: Elaborado pelo autor.

A figura 2.1 apresenta a curva de oferta (OA) agregada ascendente em um ponto de equilíbrio  $Y_0$ , em que  $Y$  seria a renda e  $P$  os preços. Pode-se observar que ao deslocar a curva de demanda agregada (DA), o novo ponto de equilíbrio em que  $OA = DA$  seria em um nível de renda e preços diferente do inicial  $Y_0$ . Pois, a teoria Novo-Keynesiana não aceita a existência do “leiloeiro walrasiano” que garante o equilíbrio pleno, Conforme Greenwald e Stiglitz (1993, p.42) destacam:

they agree that the Walrasian auctioneer does not really exist, and that "as if" stories about the auctioneer are a fiction that has too long misled the profession. Instead, firms set prices and wages in an uncoordinated fashion, facing considerable uncertainties about the consequences of their actions. As a result, it will often be true that wages, prices, and interest rates are not at market clearing levels, so that large parts of the economy will not be in equilibrium.

Conforme a passagem, os salários e os preços podem ser estabelecidos de forma descoordenada devido as incertezas. Dessa forma, é possível que os preços, salários e inclusive a taxa de juros, não se regulem ao nível de equilíbrio do mercado. Isso ocorre porque entende-se que os salários e preços são rígidos no curto prazo, e é essa rigidez que gera desemprego e as flutuações no produto. Nesse caso, choques na demanda agregada nominal têm efeitos sobre o produto e emprego. Pois, a *“reason that nominal shocks matter is that nominal wages and prices are not fully flexible”* (BALL; MANKIW & ROMER, 1988, p.4).

Para explicar a rigidez dos salários e preços a teoria Novo-Keynesiana buscou um novo embasamento microeconômico que a justificasse. Destaca-se aqui dois importantes microfundamentos. O primeiro é a importância do custo de menu, e o segundo o conceito de salário eficiência. Mankiw (1985, p.529) destaca os custos de menu como importantes para a rigidez dos preços mesmo que alguns considerem esses custos não significativos.

The act of altering a posted price is certainly costly. These costs include such items as printing new catalogs and informing salesmen of the new price. Yet these "menu" costs are small and, therefore, generally perceived as providing only a weak foundation for these fixed-price models. However, this inference is flawed. Small menu costs can cause large welfare losses. The claim that price adjustment costs are small does not rebut the claim that they are central to understanding economic fluctuations (MANKIW, 1985, p.529).

Conforme a passagem, existe um custo ao alterar o preço já estabelecido. E esse custo do ajuste pode causar perdas de bem-estar, além de ser fundamental para entender as flutuações econômicas. Em síntese, o custo de menu é *“o custo que a firma depara quando deseja alterar o preço de uma determinada mercadoria que produz”* (SICSÚ, 1999, p.86-87). Dessa forma, o custo de menu seria uma barreira que impediria a redução de preços, que teria capacidade de reduzir o bem-estar social frente a queda da demanda nominal. Isso porque muitas firmas poderiam decidir manter os preços, e não os reduzir, ao julgar ser mais vantajoso. (SICSÚ, 1999, p.87).

Os autores Ball, Mankiw & Romer (1988, p.18) apresentam uma visão mais ampla do custo de menu, para eles o próprio termo pode levar a um mal entendimento. Pois, o custo físico de imprimir novos catálogos para os preços pode não representar uma barreira importante para o movimento dos preços. Porém, o importante seria a comodidade da empresa em fixar os preços em termos reais. Nesse sentido, os autores destacam o custo de aprender a pensar em termos reais e estimar as transações do preço real para seu correspondente nominal. Dessa forma, *“Firms take the convenient shortcut of infrequently reviewing and changing prices. The resulting profit loss is small, so firms have little incentive to eliminate the shortcut, but*

*externalities make the macroeconomic effects large*” (BALL; MANKIW & ROMER, 1988, p.18).

Assim, os custos de menu explicariam os desequilíbrios no mercado de bens, ou seja, as flutuações no produto. O segundo microfundamento busca explicar os desequilíbrios no mercado de trabalho, ou seja, o desemprego. Os Novos-Keynesianos abordam a questão do desemprego pela ideia que os salários reais não são suscetíveis a se mover. Nesse sentido, as mudanças na demanda por trabalho podem gerar um cenário em que as pessoas estão dispostas a trabalhar pelo salário vigente, mas não conseguem encontrar empregos, ou seja, existe um desemprego involuntário (GREENWALD E STIGLITZ, 1993, p.33).

Nessa perspectiva, o salário eficiência seria um salário acima do de equilíbrio do mercado de trabalho. Ou seja, quando existe excesso de oferta de trabalho os salários reais tendem a se reduzir para abarcar toda a oferta de mão-de-obra. No entanto, as firmas não reduzem os salários reais para absorver o excesso de mão-de-obra. E isso ocorreria por algumas razões, como: o salário real mais baixo leva a trabalhadores menos leais a firma; como também a perda dos mais hábeis; e, não sendo perfeito o monitoramento sobre os trabalhadores, a redução dos salários reais induziria a irresponsabilidade no cumprimento das tarefas (SICSÚ, 1999, p.89).

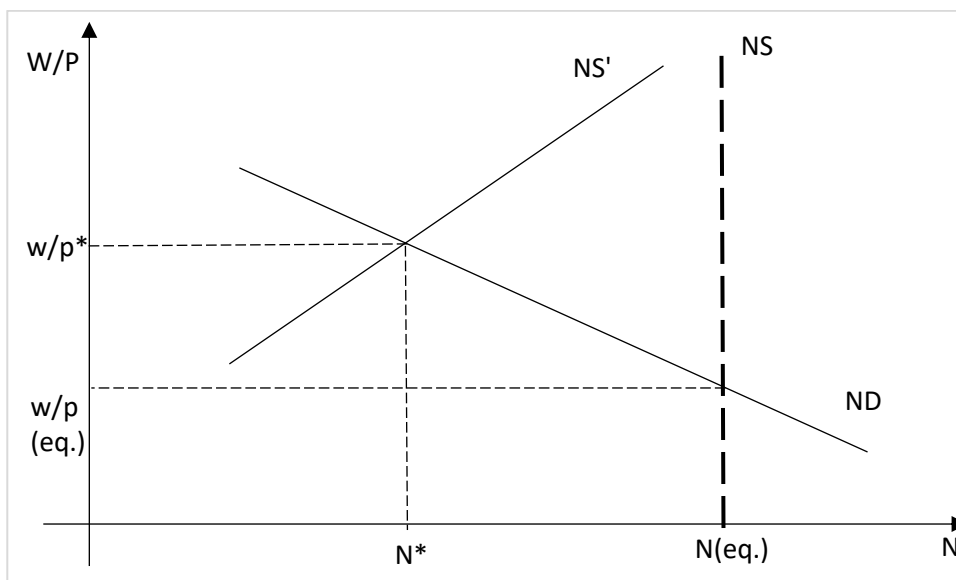
Gordon (1990, p.1139) destaca a importância de se ter claro dois pontos centrais nessa teoria. O primeiro ponto é a distinção entre como os preços são fixados no mercado de bens e como são determinados os salários no mercado de trabalho. O segundo, é a distinção entre a rigidez nominal e a rigidez real. A rigidez nominal dos preços é a condição necessária para o não equilíbrio de mercado. Já a rigidez real, seria a rigidez de um salário em relação a outro, rigidez de um salário em relação a um preço, ou da rigidez de um preço em relação a outro (GORDON, 1990, p.1139).

Porém, a rigidez real não é explicada apenas pelo salário eficiência. Greenwald e Stiglitz (1993), Gordon (1990) e Ball, Mankiw & Romer (1988) ressaltam ainda a teoria do *insider-outsider*, mercado com competição imperfeita e contratos implícitos. A teoria *insider-outsider* explica que o custo de demitir um funcionário para contratar outro – que desejaria o mesmo emprego por um salário menor – seria elevado, e assim causaria rigidez real nos salários.

Nessa teoria, o *insider* seria os trabalhadores que estão trabalhando, os que possuem experiência e os seus salários estão protegidos pelos sindicatos. Já os *outsiders* são as pessoas que estão sem emprego e desejam trabalhar, mesmo por um salário menor que o vigente. “Nesse modelo, a rigidez imposta pelos *insiders* se sobrepõe à flexibilização desejada pelos *outsiders*” (SICSÚ, 1999, p.89).

Outra causa da rigidez seria os contratos implícitos. Nesse ponto, as firmas aceitam manter os salários reais fixados por contratos, de maneira formal ou implícita. Dessa forma, devido aos contratos a manutenção dos salários se tornaria mais lenta o que causa a rigidez. Já quando existe a concorrência imperfeita nos mercados de trabalho e de bens, as empresas passam de tomadoras de preços, para formadoras de preços. Ou seja, são elas que estabelecem os preços, salários e empregos. Conforme Greenwald e Stiglitz (1993, p.34), devido à natureza avessa ao risco da empresa, e com os efeitos conjuntos do salário eficiência e da teoria *insider-outsider*, a firma que estaria considerando salários mais baixos teria a incerteza sobre os possíveis efeitos dessa redução salarial sobre o esforço e qualidade da sua força de trabalho.

Figura 2. 2 – Desemprego sem equilíbrio de mercado



Fonte: Elaborado com base em Lindbeck (1992, p.215).

O Gráfico 2.2 ilustra o que ocorre com emprego quando existe a rigidez real dos salários. Nesse gráfico assumimos:  $w/p$  como salário real;  $N$  a força de trabalho;  $NS$  é a curva de oferta de força de trabalho; e  $ND$  a demanda por força de trabalho. O asterisco representa o equilíbrio fora do equilíbrio de mercado, já o termo “(eq.)” representa o equilíbrio de mercado com pleno emprego<sup>4</sup>. Lindbeck (1992, p.216) considera a curva de oferta de força de trabalho vertical, no entanto ressalta que interpretação seria a mesma para uma curva inclinada.

<sup>4</sup> Pleno emprego seria o ponto onde não existe desemprego involuntário.

O ponto de equilíbrio sem rigidez dos salários encontra-se quando a curva de demanda por força de trabalho cruza a curva de oferta de força de trabalho ( $ND=NS$ ). No entanto, devido ao salário eficiência, contratos implícitos e *insider-outsider* a curva de oferta de força de trabalho passa a ser  $NS'$ , em um ponto mais recuado com salário real mais elevado ( $w/p^*$ ) e menor número de força de trabalho empregada ( $N^*$ ) do que no ponto de *Market Clearing*. Por fim, o desemprego involuntário seria a diferença entre o ponto  $N(eq.)$  com  $N^*$ .

## 2.2 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*<sup>5</sup> 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*.

### 2.3 A TEORIA FISCAL DO NÍVEL DE PREÇOS

As teorias até aqui apresentadas, basicamente, consideram a oferta de moeda como principal determinante da inflação, uma vez que essa seria um fenômeno puramente monetário.

---

<sup>5</sup> *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.



No entanto, alguns autores acreditam que a moeda não é suficiente para explicar a trajetória dos preços, como para Woodford (1996), Sims (1994, 1997) e Cochrane (1998), que o nível geral dos preços pode ser explicado por questões fiscais. E, segundo Woodford (1996, p.2) argumenta, as variações nas despesas governamentais podem ser uma importante fonte de instabilidade macroeconômica. Além disso, para o autor, caso o banco central siga uma regra de política monetária que não responda completamente ao tamanho da dívida pública a instabilidade não é eliminada.

Para Woodford (1996, p.1), os modelos macroeconômicos convencionais oferecem poucas razões para supor que a dívida pública seria um determinante importante para inflação e destaca três motivos para não supor essa relação: primeiro, que a política monetária é o único, ou principal, determinante do nível de preços. Essa premissa monetarista indica que o controle da política fiscal é desnecessário para alcançar a estabilidade dos preços. Ainda que se reconheça que problemas fiscais possam ser muitas vezes a principal causa de inflação elevada, isso ocorreria, na visão monetarista, devido as receitas de senhoriagem, ou seja, pela emissão de moeda.

O segundo motivo seria a pouca importância que os déficits governamentais teriam sobre a demanda agregada. Isso ocorreria devido a “*equivalência ricardiana*”, que segundo Woodford (1996, p.1) ocorre quando a população assimila corretamente as consequências futuras que uma mudança nas despesas do governo gera. Dessa forma, os indivíduos ajustam suas preferências de modo a compensar exatamente qualquer mudança no nível da poupança nacional, assim não ocorre mudança na demanda agregada, nos preços e nos juros.

Por fim, uma política monetária adequada deve ser suficiente para garantir a estabilidade dos preços. Mesmo que admita que a despesa do governo afete a demanda agregada, isso seria compensado pela política monetária. Para isso, “*the central bank need simply adjust the level of nominal interest rates so as to coincide at all times with the point on the “IS curve” corresponding to potential output*” (WOODFORD 1996, p.2). Para o autor, essas análises subestimam o obstáculo imposto à estabilidade dos preços por não controlar o curso da dívida pública. Logo, a política fiscal teria uma função importante para se ter estabilidade nos preços, e é com base nesse pensamento que surge a teoria nomeada por Woodford de *The Fiscal Theory Of The Price Level*, ou Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP).

De modo geral, a TFNP se diferencia na interpretação orçamentária intertemporal do governo. Essa nova interpretação passou a ser conhecida como regime “*não ricardiano*”. Para entender a diferença entre o regime *ricardiano* e *não ricardiano*, apresenta-se a equação (2.1)

$$b = S^f + S^m \quad (2.1)$$

A equação (2.1) apresenta a relação do principal e juros incidentes sobre o estoque da dívida ( $b$ ), com os recursos captados por impostos ( $S^f$ ) e receita por emissão de moeda ( $S^m$ ). Nesse caso, para o regime ricardiano, a equação (2.1) é tratada como uma restrição do comportamento do governo. Ou seja, uma redução na arrecadação do governo, ou seja, em  $S^f$ , seria compensado por aumento na emissão de moeda, que por sua vez teria um provável aumento na inflação (MENDONÇA, 2003, p.310). Dessa forma, garantiria a restrição orçamentária para qualquer nível de preços.

Pelo regime *não ricardiano*, a restrição orçamentária é vista como uma condição de equilíbrio. Para isso, substitui-se  $b$  por  $B$ , que seria a dívida nominal, logo a equação pode ser reescrita como:

$$B = P(S^f + S^m) \quad (2.2)$$

É possível observar que os impostos e a receita por emissão de moeda são ponderados pelo nível de preços. Ou seja,  $P$  passa ser uma variável endógena. Nesse caso, se a política fiscal reduzir  $S^f$ , nesse caso não existe uma aritmética que obrigue a política monetária aumentar  $S^m$ . Ou seja, caso se mantenha  $S^m$  enquanto reduz  $S^f$ , a equação para manter a condição de equilíbrio  $P$  teria que aumentar (CHRISTIANO E FITZGERALD, 2000, p.11).

A hipótese *não ricardiana* é o que define a Teoria Fiscal do Nível de Preços, ou seja, a política fiscal e monetárias são consideradas *não ricardianas* quando  $s \equiv S^f + S^m$  seja “escolhido de forma que não seja garantido o cumprimento da restrição orçamentária intertemporal para todos os níveis de preços” (MENDONÇA, 2003, p.311).

Segundo Christiano e Fitzgerald (2000, p.11) existem duas interpretações possíveis para a TFNP. A primeira, os autores explicam que o governo não se preocuparia com a equação intertemporal quando escolhe “ $s$ ”. Logo, os *policymakers* não estariam cientes de sua existência, ou não se importariam. Christiano e Fitzgerald (2000, p.11) explicam:

If the government were completely unconcerned with intertemporal budget balance, then it is impossible to understand why we have any taxes. Absent concerns that stem from the existence of the intrtemporal budget equation, borrowing is always a more appealing option than raising taxes because the latter produce deadweight losses. But, if governments didn't raise taxes,  $S$  would be negative and there would be no positive  $P$  that satisfies the intertemporal budget equation.

Para os autores, ao adotar essa interpretação do regime *não ricardiano*, a aparente existência de equilíbrio seria um enigma. Logo, destacam que essa interpretação não merece ser considerada. A segunda interpretação, parte da ideia que o governo se preocupa com o equilíbrio intertemporal mesmo com “*s*” sendo definido exogenamente, isso imaginando que o governo se comprometa com “*s*” antes que “*P*” seja determinado (CHRISTIANO E FITZGERALD, 2000, p.12).

Essa dinâmica pode ser ilustrada de duas formas. A primeira, é baseada na ideia do “leiloeiro walrasiano”. Ou seja, o governo anuncia o superávit antes que o “leiloeiro walrasiano” conduza ao nível de preços de equilíbrio. Nesse caso, ao escolher *s*, o governo entende que a demanda das famílias por títulos é zero em equilíbrio. E devido à vantagem de se mover primeiro, o governo sabe que pode forçar o “leiloeiro walrasiano” a definir o nível de preços de modo a garantir  $P = B/s$  (CHRISTIANO E FITZGERALD, 2000, p.12).

A segunda forma, explica que poderia ocorrer, a princípio, um nível de preços que colocaria o governo em uma situação fiscal explosiva, em que oferece dívidas que o mercado não absorveria, nesse caso receita proveniente da emissão de novos títulos é positiva. No entanto, se o mercado estiver convencido que o governo se move primeiro em estabelecer *s*, antes que os preços sejam estabelecidos, o mercado geraria um nível de preços que garantiria que a dívida não fosse excessiva (CHRISTIANO E FITZGERALD, 2000, p.12). Em síntese, o superávit não é ajustado a restrição intertemporal do governo para todos os preços na política fiscal *não ricardiana*.

Sims (1997, p.6) apresenta um modelo com viés fiscal – dado o pressuposto que na presença de uma dívida pública nominal em que os indivíduos a percebem como lhes dando uma opção de mudança de consumo ao longo do tempo. Os principais resultados indicam que uma política de comprometimento com superávit primário fixo e uma taxa de juros nominal também fixa garantem um nível de preços fortemente determinado. No entanto, uma política de aumentar a taxa de juros nominal em resposta à inflação e aumentar o superávit primário em resposta a um aumento na dívida, não forneceria um nível de preços determinado.

Cochrane (1998, p.17-18) a apresenta, pelo olhar dos Vetores Auto-Regressivos, a dinâmica entre o superávit e a dívida pública. Nesse sentido, se um choque positivo no superávit levar a um menor valor real da dívida, isso representaria um regime ricardiano, ou dominância monetária. No entanto, se elevar o valor da dívida o regime seria considerado não ricardiano, ou de dominância fiscal.

Por fim, mais recentemente Cochrane (2016) observa em seu estudo que a inflação parece ser estável a choques nos juros. Pela hipótese que a TFNP traz, em que a elevação da

taxa nominal de juros em resposta a inflação, pode levar a uma reação positiva no nível de preços, o autor destaca que é uma possibilidade que deve levada a sério.

### **3 A TAXA DE JUROS E A INFLAÇÃO NA ECONOMIA BRASILEIRA COMTEMPORANEA UMA BREVE REVISÃO DE LITERATURA**

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. Posteriormente, é tratado a inflação sobre uma outra perspectiva, em uma visão fiscal. Para isso, os trabalhos abordados trazem a aplicação da Teoria Fiscal do Nível de Preços para o caso brasileiro.

#### **3.1 A INFLAÇÃO VISTA PELO LADO DA DEMANDA**

Conforme exposto no capítulo de introdução, o método de abordagem utilizado não foi encontrado em trabalhos nacionais, dessa forma optou-se por separar em partes a revisão de literatura. Esta primeira parte se divide em dois subitens. No primeiro, discute-se trabalhos que abordaram a Regra de Taylor como equação de política monetária. No segundo subitem que discutem taxa de juros e inflação pela análise de Curvas IS e de Phillips.

##### **3.1.1 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 cautela<sup>6</sup>.

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*<sup>7</sup>. 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 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 realizadas<sup>8</sup> indicam que seria

---

<sup>6</sup> 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.

<sup>7</sup> *Backward-looking* indica que a política monetária é planejada “olhando para trás”.

<sup>8</sup> Trata-se das simulações realizadas pelo autor em seu artigo.

necessária um a 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 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). (FAZER UM SUB ITEM)

### **3.1.2 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 similares<sup>9</sup> 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

---

<sup>9</sup> O termo “similar “ foi estabelecido pelos autores e indica países que se assemelham economicamente, a julgamento dos autores.

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.

Arestis, Paula e Ferrari-Filho (2009, p.25) 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, segundo os autores, seria mais intenso em países latino-americanos do que em países desenvolvidos. Isso ocorre devido ao grau de abertura econômica ser maior, os bancos centrais possuem baixa credibilidade e ao próprio histórico inflacionário dos países latinos.

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 essa não sendo impulsionada em sua maior parte pela demanda, a taxa de juros não seria a melhor ferramenta para seu controle.

### 3.2 A DOMINÂNCIA FISCAL NO BRASIL

Para Teoria Fiscal do Nível de preços, como já visto, a moeda não seria suficiente para explicar a trajetória da inflação. Nesse sentido, questões fiscais poderiam ser as causas para um aumento no nível de preços, mesmo após uma elevação na taxa nominal de juros. O Brasil, por sua vez, tem o histórico de elevada taxa de juros e uma inflação resistente a queda, como também uma dívida pública de tamanho considerável. O que torna o cenário macroeconômico brasileiro propício a um regime *não ricardiano*. No entanto, existem poucas literaturas empíricas que abordam o tema, mas podemos destacar os trabalhos de Rocha e Silva (2004), Fialho e Portugal (2005), Gadelha e Divino (2008), Marques-Junior (2010) e Palma e Althaus (2015).

Dos autores tratados neste capítulo, Rocha e Silva (2004) são as únicas que testam empiricamente a TFNP para o período anterior ao regime de metas de inflação. Contudo, o

intervalo de tempo utilizado, que se estende de 1966 a 2000 – abrange apenas um ano e meio de metas de inflação –, torna-se interessante para fins de comparação. Pois, a partir de junho de 1999 que o BCB passa a utilizar como principal ferramenta em resposta a inflação, à taxa de juros. Posto isto, Rocha e Silva (2004) objetivam identificar se o regime fiscal brasileiro pode ser caracterizado como um regime *não ricardiano*.

O método utilizado pelas autoras se baseia em Canzoneri, Cumby e Diba (2001)<sup>10</sup>. Nesse sentido, foi utilizado os Vetores Auto-Regressivos, mais especificamente a ferramenta de impulso resposta. Nesse método se busca identificar como a dívida pública em proporção do PIB responde a um choque no superávit, também em proporção do PIB. Logo, para se verificar um regime *não ricardiano*, o choque no superávit deve levar a um aumento da dívida em  $t+1$ , ou não se perceber reação da mesma. Pois, em um regime *ricardiano*, o aumento do superávit primário deve reduzir a dívida futura, para garantir o equilíbrio da restrição intertemporal do governo.

Dessa forma, para considerar o regime *ricardiano*, um choque no superávit deve reduzir a dívida em  $t+1$ . No entanto, Rocha e Silva (2004, p.423) destacam que isso também pode ocorrer em um regime *não ricardiano*, o que torna o resultado indeterminado. Mas, isso só ocorre se a resposta de um choque do superávit, em si, for negativamente correlacionada para os próximos períodos. Ou ainda, se ocorrer o mesmo na resposta da variável “fator de desconto”<sup>11</sup> frente a um choque no superávit.

Os resultados estatísticos encontrados Rocha e Silva (2004, p.428), após os testes de raiz unitária – que apresentaram dados estacionários –, foram: i) Um choque no superávit apresentou uma resposta negativa e significativa na dívida, para os dois períodos subsequentes; ii) o choque no superávit primário mostrou uma resposta negativa em si, no período  $t+1$ , e para os demais períodos não apresentou significância estatística; iii) o choque no superávit registrou uma resposta negativa no fator de desconto. Portanto, os resultados indicaram que, de 1966 a 2000, não seria possível identificar regime *não ricardiano* na economia brasileira.

Fialho e Portugal (2005) buscam verificar qual regime de dominância, fiscal ou monetária, ocorreu no Brasil pós Plano Real. Para isso, os autores dividem em duas partes o trabalho. Em um primeiro momento, com base na Teoria Fiscal do Nível de Preços, estimam um VAR para restrição orçamentária intertemporal do governo, no intuito de testar a possível relação entre dívida pública/PIB, superávit primário/PIB e taxa de juros – via ferramental da

<sup>10</sup> A referência utilizada por Rocha e Silva (2004): CANZONERI, M., CUMBY, R., DIBA, B. Is the price level determined by the needs of fiscal solvency? *American Economic Review*, v. 91, n. 5, p. 1.221-1.238, 2001.

<sup>11</sup> Essa variável é representada por “alfa” na equação (2) abordada no capítulo 4.

função impulso resposta. Na segunda parte, buscam estimar um Vetor Auto-Regressivo com Markov *Switch* (MS-VAR). Com esse método objetivam identificar como as políticas monetárias e fiscais são conduzidas, para identificar em qual dominância está o Brasil.

No caso de dominância monetária, o superávit primário deve responder ao nível da dívida de modo a garantir a solvência fiscal do governo, dessa forma o estoque de dinheiro e o nível de preços podem ser determinados pela oferta e demanda de moeda. Já na dominância fiscal, os excedentes primários são determinados independentemente do nível da dívida de forma que a oferta monetária e o nível de preços atinjam as obrigações fiscais do governo (FIALHO E PORTUGAL, 2005, p.659-660).

Os dados utilizados por Fialho e Portugal (2005) correspondem ao período de janeiro de 1995 a setembro de 2003, com periodicidade mensal. A série de dados não apresentaram estacionariedade, logo os autores optaram por diferenciar a série, para então rodar o VAR. Exposto isso, os resultados da função impulso resposta indicam que um choque no superávit primário leva a uma queda na dívida em  $t+1$ . Somado a resposta positiva do superávit primário a um choque em si, conclui-se que não é observado o regime *não ricardiano*.

Os resultados estatísticos do MS-VAR apontam para uma política monetária contracionista com altas taxas de juros e uma política fiscal com uma tendência expansionista, que é caracterizada por reduções no superávit, para o período anterior a 1999. Já para o período pós regime de metas, o cenário se altera. A política monetária passa a ser expansionista, com taxas de juros mais baixas com relação ao período anterior, e uma política fiscal cada vez mais contracionista (FIALHO E PORTUGAL, 2005, p.678). Em síntese, a política monetária desempenha um papel ativo, enquanto a política fiscal possui um comportamento passivo. Nesse sentido, os resultados do VAR e do MS-VAR, indicam a favor da dominância monetária.

Gadelha e Divino (2008) buscam identificar se a economia brasileira se encontra em dominância fiscal ou dominância monetária. Em caso de dominância fiscal, seria possível identificar um regime *não ricardiano*, mas identificado como dominância monetária o regime seria *ricardiano*. Nesse sentido, os autores optam por estimar um modelo VAR para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005. O modelo engloba as variáveis dívida/PIB (dívida líquida do setor público), SELIC *over* (para a taxa de juros), superávit primário/PIB, taxa real de câmbio e uma variável que representa o risco país.

A análise estatísticas de presença de raiz unitária para as variáveis apontou não estacionariedade. Contudo, todas as variáveis apresentaram ser estacionárias em primeira diferença, como também a existência de co-integração. Nesse caso, a literatura utilizada por Gadelha e Divino (2008) sugere a utilização do modelo Vetorial Auto-Regressivo de Correção

de Erros (VEC). Como o objetivo é testar a causalidade entre as variáveis, os autores optam por testar a causalidade multivariada, e também a causalidade bivariada por meio do modelo Auto-Regressivo de Defasagens Distribuídas (ADL). Dessa forma, utilizam o teste de causalidade de Granger, em que caso identificado causalidade unidirecional, no sentido de Granger, das variáveis: superávit para dívida e SELIC para dívida, infere-se que a dominância é monetária.

Os resultados dos testes de causalidade de Granger, tanto para causalidade multivariada, quanto para bivariada, apontaram que o superávit primário causa unidirecionalmente no sentido Granger a relação dívida/PIB. Nesse caso, entende-se que os “superávits primários têm conseguido controlar a dinâmica da dívida pública. Esse resultado indica ganhos de credibilidade da política fiscal e caracteriza um regime de dominância monetária” (GADELHA E DIVINO, 2008, p.669). Além disso, ambos os testes também identificaram que a SELIC causa unidirecionalmente no sentido de Granger a relação dívida/PIB. Isso demonstra “que a dinâmica da dívida pública não interfere na postura assumida pela política monetária, demonstrando ganhos de credibilidade da política monetária” (GADELHA E DIVINO, 2008, p.669). Dessa forma, conforme evidências empíricas apresentadas, os autores concluem que a economia brasileira apresenta dominância monetária no período analisado.

O trabalho desenvolvido por Marques-Junior (2010) busca identificar a hipótese de existência de dominância fiscal para o Brasil nos anos que se estendem de 2003 a 2008. O autor destaca a importância da identificação dessa hipótese, uma vez que o uso da taxa de juros não seria eficaz nesse sentido. Pelo contrário, poderia, em um cenário bem específico, levar a um aumento da inflação devido a depreciação cambial (MARQUES-JUNIOR, 2010, p.64). Nesse sentido, o Brasil se enquadraria nessa possibilidade.

O cenário propício a essa teoria é apresentado desta forma: A dívida pública do governo, além de elevada, é também caracterizada por ter parcela indexada ao câmbio; e o ambiente macroeconômico é delineado por elevada aversão a risco. Dessa forma, ao elevar a taxa de juros os encargos da dívida pública também aumentam. E esse aumento, pode ser percebido pelos investidores como aumento do risco de *default*, logo, o resultado é a fuga de capitais (MARQUES-JUNIOR, 2010, p.64-65)

O método estatístico utilizado pelo autor se baseia em Blanchard (2004)<sup>12</sup>, que consiste em estimar um modelo Auto-Regressivo (AR) pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Ao utilizar dados mensais de março de 2003 a dezembro de 2008, os resultados

---

<sup>12</sup> Referência utilizada por Marques-Junior (2010): BLANCHARD, O. Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil. Cambridge, MA: MIT Press, 2004. (Working Paper 10389).

estimados foram: i) Para o efeito direto de um aumento na taxa de juros sobre a taxa de câmbio foi de 15,2 pontos percentuais negativo; ii) Para o efeito indireto, aumento do juros que eleva a dívida pública e que, por sua vez, leva a uma depreciação cambial, foi uma valorização de 23,87 pontos base (MARQUES-JUNIOR, 2010, p.77-78).

Logo, no total, o aumento da taxa de juros em 1% levaria a uma desvalorização cambial de 0,4%. Nesse caso, o autor identificou dominância fiscal para o período em análise. No entanto, Marques-Junior (2010, p.78) ressalta que não se pode afirmar que o cenário macroeconômico brasileiro é identificado pela dominância fiscal com base em seus resultados. Em suas palavras: “o trabalho empírico parece sugerir que se trata de uma situação conjuntural, provavelmente gerada pela análise de risco que os investidores internacionais obtêm ao considerar a possibilidade de se investir em títulos públicos brasileiros”.

Por fim, Palma e Althaus (2015) objetivam analisar se ocorre na economia brasileira a Teoria Fiscal do Nível de Preços para o período pós metas de inflação. Desse modo, os autores desenvolvem o modelo baseado na teoria Novo-Keynesiana, logo agregam a restrição orçamentária do governo as seguintes equações: demanda agregada, oferta agregada, demanda por moeda, regra de política monetária, regra de tributação, equilíbrio no mercado de bens e um processo AR(1) para o consumo do governo.

Para identificar se existe evidência de um regime *ricardiano* ou *não ricardiano*, analisa-se a resposta da inflação e do produto frente a choques de oferta e demanda agregada. No regime *ricardiano*, o aumento da inflação provocado por choques na oferta e demanda desaparecem com o tempo. Já no regime *não ricardiano*, o aumento da inflação nesse mesmo sentido, e acima do estado estacionário, é acompanhado por uma queda abaixo desse valor, chama-se reversão de inflação (PALMA E ALTHAUS, 2015, p.40).

O método econométrico utilizado é dos Vetores Auto-Regressivos Estrutural (SVAR) bivariado. O ferramental fica a cargo das funções impulso resposta. O objetivo é verificar se existe ou não reversão da inflação frente a choques de demanda e oferta agregada. Em caso afirmativo, há evidências de um regime *não ricardiano*. Diante disso, os resultados estatísticos – de dados mensais de janeiro de 2000 a dezembro de 2013, com séries estacionárias – não apresentam reversão da inflação frente a choques na demanda e oferta agregada. Nesse caso, os resultados sugerem que não há um regime *não ricardiano*, ou seja, a inflação no Brasil, para o período em questão, não pode ser explicada pela TFDP (PALMA E ALTHAUS, 2015, p.54).

De modo geral, percebe-se que, na literatura nacional apresentada, não há evidências empíricas que registrem uma dominância fiscal e, nem a afirmativa da Teoria Fiscal do Nível de Preços, para o caso Brasileiro. Além disso, os resultados da literatura desta seção do capítulo



não entram em contradição com os apresentados na seção anterior. Em síntese, a revisão de literatura indica que a inflação brasileira não é impulsionada, em sua maior parte, pela demanda, e tão pouco, por questões fiscais – o que pode levar a indícios de problemas no lado da oferta.

O presente trabalho busca, em linhas gerais, contribuir acerca da discussão sobre política monetária brasileira. Procura-se, pela análise empírica, avaliar a inflação tanto pela abordagem do NCM, que em tese é a base teórica da política monetária utilizada no Brasil. Como também, pelo olhar alternativo que a TFNP oferece.

Como pode ser percebido na revisão de literatura, os trabalhos focam em avaliar apenas por uma abordagem, logo este trabalho fornece uma interpretação pelas duas óticas. Dessa forma, é possível trazer uma análise comparativa entre as duas teorias. Assim, o presente trabalho oferece tanto uma análise mais recente para economia brasileira, como também aborda, em parte, a discussão das causas da inflação – vista pela demanda, ou por questões fiscais.

## 4 METODOLOGIA

Neste capítulo é apresentada a metodologia empregada organizada em duas partes. Na primeira, é mostrado o modelo utilizado - deduzido das equações para análise da política monetária e da equação para o teste da Teoria Fiscal do Nível de Preços. Na segunda parte, é exposto o método estatístico empregado, assim como os testes de especificação dos modelos e a origem dos dados utilizados no estudo.

### 4.1 MODELOS E EQUAÇÕES

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*<sup>13</sup>. Em geral, nesses modelos, observa-se que a política monetária consegue afetar as variáveis reais no curto prazo, mas em uma perspectiva de evolução nas equações comportamentais agregadas pela otimização das famílias e empresas. “*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 modelo utilizado nesse trabalho segue essa forma, onde: tem-se  $y_t$  e  $z_t$  como, respectivamente, componentes estocásticos do produto e produto natural (produto potencial). Sendo, esse último, o nível de produção adquirido em um cenário de salários e preços perfeitamente flexíveis. A diferença entre as variáveis resulta no hiato do produto, definido por  $x_t$ :

$$x_t \equiv y_t - z_t \quad (4.1)$$

Tem-se a taxa de inflação e taxa nominal de juros para o período  $t$  como, respectivamente,  $\pi_t$  e  $i_t$ . A partir disso, pode-se definir o modelo por duas equações, uma curva

---

<sup>13</sup> *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.

IS e uma curva de Phillips. Em que, a primeira equação, traz a relação inversa da produção (em termos de hiato do produto) com a taxa real de juros. E a segunda equação, traz a relação positiva entre inflação e hiato do produto:

$$x_t = \alpha x_{t-1} - \varphi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + E_t x_{t+1} + g_t \quad (4.2)$$

$$\pi_t = \lambda x_t + \beta E_t \pi_{t+1} + \delta \pi_{t-1} + u_t \quad (4.3)$$

Em que,  $E_t$  representa a expectativa das variáveis seguidas, formada no período  $t$  para esperança de  $t+1$ . As variáveis  $g_t$  e  $u_t$  são choques de demanda e oferta, respectivamente. Observa-se que na equação (4.2) o hiato do produto depende tanto do hiato do produto futuro esperado, quanto da taxa 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. Ainda na equação (4.2), tem-se o parâmetro  $\varphi$ , esse representa a elasticidade da taxa de juros, corresponde à elasticidade intertemporal de substituição. Por fim, o hiato defasado capta a rigidez nominal dos preços e dos salários frente a choques na demanda agregada.

Com relação a curva de Phillips, equação (4.3), tem-se que as decisões para estabelecer os preços das empresas individuais são derivadas de um problema explícito de otimização. A equação (4.3) difere da tradicional curva de Phillips na questão das expectativas. Tem-se na primeira a expectativa no período  $t$  da inflação no período  $t+1$ , enquanto a última, traz a expectativa no período  $t-1$  da inflação em  $t$ . Ou seja, a inflação depende, na equação (4.3) da expectativa do cenário econômico corrente e futuro, além ainda do fator defasado, que representa a inércia da inflação. Nesse caso, como os preços são rígidos, a tomada de decisões no passado próximo mantém-se para os períodos subsequentes próximos, de modo que os níveis de preços passados possam influenciar o nível de preços no próximo período.

O novo consenso macroeconômico, como citado por Taylor (1997; 2000), introduz o estreitamento entre a prática dos bancos centrais e a ciência econômica. Nesse sentido, por fim, para completar o modelo a ser utilizado, apresenta-se uma função de reação para política econômica do tipo Taylor. Seguindo o modelo apresentado por McCallum (2001), tem-se:

$$i_t = \beta_0 + E_t \pi_{t+1} + \beta_1 (E_t \pi_{t+1} - \pi_t^*) + \beta_2 x_t + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

A equação (4.4) apresenta a relação da taxa nominal de juros com hiato do produto, expectativa de inflação e com o *gap* da inflação – o *gap* seria a diferença entre a expectativa de inflação e a meta estipulada pelo banco central, definida como  $\pi_t^*$ . Ou seja, ajusta-se a taxa de juros quando a inflação atual ou esperada excede seu valor alvo e/ou a diferença de produção é positiva.

Para averiguar a relação entre a taxa de juros e a inflação, parte-se das equações supracitadas e compartilhando da mesma ideia de Cochrane (2016), em que afirma que simplificação das equações não traz prejuízos para a análise, se emprega quatro equações macroeconômicas mais simples. Dessa forma, acrescentando a equação de Fisher, tem-se a seguintes equações:

I. Fisher

$$i_t = r_t + \pi_t^e \quad (4.5)$$

II. Curva de Phillips

$$\pi_t = \pi_t^e + \alpha x_t + u \quad (4.6)$$

III. Taylor

$$i_t = \beta i_{t-1} + \beta_1 (\pi_t - \pi_t^*) + \beta_2 x_t \quad (4.7)$$

IV. Curva IS

$$x_t = x_{t+1}^e - \varphi (i_t - \pi_t^e - r^*) + g \quad (4.8)$$

Onde,  $i_t$  é a taxa nominal de juros;  $\pi_t$ ,  $\pi_t^*$  e  $\pi_t^e$  são, respectivamente, inflação no período  $t$ , a meta de inflação no período  $t$ , e a inflação esperada no período  $t$ ;  $r_t$  e  $r^*$  são as taxas de juros real e real de longo prazo, respectivamente;  $x_t$  e  $x_t^e$  são os hiatos do produto no período  $t$  e a expectativa do hiato do produto no período  $t+1$ , respectivamente. Por fim,  $u$  e  $g$ , são respectivamente, um choque de oferta e um choque de demanda. Para construção de equações que contemplem a taxa de juros e a inflação, se deduz de (4.6), (4.7) e (4.8) três novas equações eliminando as variáveis que não são alvo de análise, dessa forma se segue:

Equação 1 A: Isola-se o hiato do produto em (4.6), posteriormente se substitui em (4.7)

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

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

$$\begin{aligned}
i_t &= \beta i_{t-1} + \beta_1(\pi_t - \pi_t^*) + \frac{\beta_2}{\alpha}(\pi_t - \pi_t^e) - \frac{\beta_2}{\alpha} \cdot u \\
i_t &= \beta i_{t-1} + \beta_1(\pi_t - \pi_t^*) + \omega(\pi_t - \pi_t^e) + U \quad (\text{Equação 1A})
\end{aligned}$$

Equação 1 B: Isola-se o hiato do produto em (4.6), posteriormente se substitui em (4.8)

$$\begin{aligned}
x_t &= (\pi_t - \pi_t^e - u) \cdot 1/\alpha \\
(\pi_t - \pi_t^e - u) \cdot 1/\alpha &= x_{t+1}^e - \varphi(i_t - \pi_t^e - r^*) + g \\
(\pi_t - \pi_t^e) &= \alpha x_{t+1}^e - \alpha \varphi(i_t - \pi_t^e - r^*) + \alpha g + u \\
(\pi_t - \pi_t^e) &= k + \gamma(i_t - \pi_t^e - r^*) + \varepsilon \quad (\text{Equação 1B})
\end{aligned}$$

Equação 1 C: Isola-se o hiato do produto em (4.7), posteriormente se substitui em (4.8)

$$\begin{aligned}
x_t &= [i_t - \beta i_{t-1} - \beta_1(\pi_t - \pi_t^*)] \frac{1}{\beta_2} \\
[i_t - \beta i_{t-1} - \beta_1(\pi_t - \pi_t^*)] \frac{1}{\beta_2} &= x_{t+1}^e - \varphi(i_t - \pi_t^e - r^*) + g \\
i_t &= \beta_2 x_{t+1}^e - \beta_2 \varphi(i_t - \pi_t^e - r^*) + \beta_2 g + \beta i_{t-1} + \beta_1(\pi_t - \pi_t^*) \\
i_t &= C + \beta i_{t-1} + \delta(i_t - \pi_t^e - r^*) + \beta_1(\pi_t - \pi_t^*) + \varepsilon \quad (\text{Equação 1C})
\end{aligned}$$

Para analisar Teoria Fiscal do Nível de preços, parte-se do modelo de Rocha e Silva (2004) pela equação simples da restrição orçamentária do governo:

$$\frac{B}{P} = S \quad (4.9)$$

Que pode ser escrita dessa forma:

$$B_t = (T_t - G_t) + (M_{t+1} - M_t) + \frac{B_{t+1}}{(1+i_t)} \quad (4.10)$$

Em que,  $B_t$  é a dívida do governo no período  $t$ ;  $M_t$  é o estoque da base monetária no período  $t$ ; o superávit primário é representado pela expressão  $(T_t - G_t)$ , no período  $t$ ; e, por fim,  $i_t$  é a taxa de juros nominal no período  $t$ . Logo, dividindo-se a equação (4.10) por  $P_t y_t$ , temos:

<sup>14</sup> Método assemelha-se ao de Rocha e Silva (2004)

$$\begin{aligned}
\frac{B_t}{P_t y_t} &= \frac{(T_t - G_t)}{P_t y_t} + \frac{(M_{t+1} - M_t)}{P_t y_t} + \frac{B_{t+1}}{P_t y_t (1 + i_t)} \\
\frac{B_t + M_t}{P_t y_t} &= \frac{(T_t - G_t)}{P_t y_t} + \frac{M_{t+1}}{P_t y_t} + \frac{B_{t+1}}{P_t y_t (1 + i_t)} \\
\frac{B_t + M_t}{P_t y_t} &= \frac{(T_t - G_t)}{P_t y_t} + \frac{M_{t+1}}{P_t y_t} \cdot \frac{(1 + i_t)}{(1 + i_t)} + \frac{B_{t+1}}{P_t y_t (1 + i_t)} \\
\frac{B_t + M_t}{P_t y_t} &= \frac{(T_t - G_t)}{P_t y_t} + \frac{M_{t+1} \cdot i_t}{P_t y_t (1 + i_t)} + \frac{M_{t+1}}{P_t y_t (1 + i_t)} + \frac{B_{t+1}}{P_t y_t (1 + i_t)} \\
\frac{B_t + M_t}{P_t y_t} &= \frac{(T_t - G_t)}{P_t y_t} + \left( \frac{M_{t+1}}{P_t y_t} \right) \cdot \left( \frac{i_t}{(1 + i_t)} \right) + \left( \frac{M_{t+1} + B_{t+1}}{P_t y_t (1 + i_t)} \cdot \frac{P_{t+1} y_{t+1}}{P_{t+1} y_{t+1}} \right) \\
\frac{B_t + M_t}{P_t y_t} &= \left[ \frac{(T_t - G_t)}{P_t y_t} + \left( \frac{M_{t+1}}{P_t y_t} \right) \cdot \left( \frac{i_t}{(1 + i_t)} \right) \right] + \left( \frac{y_{t+1}}{y_t} / (1 + i_t) \left( \frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \right) \cdot \left( \frac{M_{t+1} + B_{t+1}}{P_{t+1} y_{t+1}} \right) \quad (4.11)
\end{aligned}$$

Substituindo a parte esquerda da igualdade por  $w_t$ , as variáveis do colchete por  $s_t$  e o restante por  $\alpha_t w_{t+1}$ , temos:

$$w_t = s_t + \alpha_t w_{t+1} \quad (\text{Equação 2})$$

Sendo que  $P_t$  e  $y_t$  são o nível de preços e o produto, respectivamente. Então temos  $w_t$  como a dívida real total do governo em relação ao produto no período  $t$ , e  $S_t$  como o superávit primário em relação ao produto no período  $t$ . E  $\alpha_t$  como fator de desconto.

## 4.2 MÉTODO ESTATÍSTICO

Para estimar as equações acima mencionadas, busca-se o auxílio da econometria de séries temporais. Como nas equações 1A, 1B e 1C 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 MQO e, posteriormente um VAR.

Já para a Equação 2, cujo objetivo é verificar se é possível identificar um regime *não ricardiano* na economia brasileira. Nesse caso, parte-se do método de Rocha e Silva (2004),

que modela uma equação pela TFNP e, posteriormente, estima-se um VAR. Desse modo, a presente seção apresenta os dados utilizados na pesquisa, breve ilustração do modelo MQO e VAR e os testes de especificação das equações.

#### 4.2.1 Mínimos Quadrados Ordinários e Vetores Auto-Regressivos

O método dos mínimos quadrados ordinários, basicamente, consiste em minimizar o somatório dos erros ao quadrado. Em uma função de regressão amostral do tipo:

$$Y_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i + \hat{u}_i \quad (4.12)$$

Aqui, busca-se adotar o critério de minimizar  $\sum \hat{u}_i$ , contudo ao realizar o somatório, pode-se encontrar um resultado pequeno da soma e, ao mesmo tempo, com alguns  $\hat{u}_i$  muitos dispersos da função de regressão amostral. Por isso, adota-se a soma dos quadrados dos resíduos ( $\sum \hat{u}_i^2$ ), pois esse método dá maior peso para os  $\hat{u}_i$  que estão mais distantes da função de regressão amostral. Dessa forma, temos a equação do MQO dada pela equação (4.13):

$$\sum \hat{u}_i^2 = \sum (Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_i)^2 \quad (4.13)$$

Também, é interessante destacar algumas propriedades algébricas do MQO, segundo Wooldridge (2007, p.36) as três mais importantes são:

i) A soma dos resíduos de MQO é zero, matematicamente:

$$\sum \hat{u}_i = 0 \quad (4.14)$$

Nesse caso, as estimativas dos betas “são escolhidas para fazer com que a soma dos resíduos seja zero” (WOOLDRIDGE, 2007, p.36).

ii) No MQO, a covariância na amostra entre regressores e os resíduos é zero:

$$\sum x_i \hat{u}_i = 0 \quad (4.15)$$

iii) O ponto médio  $(\bar{x}, \bar{y})$  sempre está sobre a reta de regressão.

Já o modelo VAR é empregado para estimar sistemas inter-relacionados de séries temporais, desse modo, busca 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. Um modelo de ordem  $p$  por um vetor com  $n$  variáveis endógenas,  $X_t$ , que estão ligados entre si através de uma matriz  $A$  é ilustrado por Bueno (2011) dessa forma:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B\varepsilon_t \quad (4.16)$$

Em que,  $A$  é uma matriz de ordem  $n \times n$ , em que determina as restrições contemporâneas das variáveis do vetor  $X_t$ ;  $B_0$  é o vetor da constante;  $B_i$  é uma matriz de ordem  $n \times n$ ;  $B$  é uma matriz diagonal, de ordem  $n \times n$ , dos desvios-padrão; e por último,  $\varepsilon_t$  são as perturbações aleatórias não correlacionadas entre si temporal ou contemporaneamente (BUENO, 2011). Contudo, o VAR usualmente é estimado na forma reduzida devido a endogeneidade das variáveis, Bueno (2011) apresenta da seguinte forma:

$$\begin{aligned} X_t &= A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B\varepsilon_t \\ X_t &= \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t \end{aligned} \quad (4.17)$$

Onde:

$$\Phi_i \equiv A^{-1}B_i, i = 0, 1, \dots, p \quad B\varepsilon_t \equiv Ae_t$$

Para se encontrar resultados robustos, necessita-se de uma série de testes para verificar a consistência do modelo, a seguir:

i) Para uma série temporal, o primeiro passo é verificar a estacionariedade da série. Os testes utilizados buscam verificar a existência de raízes unitárias, ou seja, a não estacionariedade da variância da variável dependente. E, ao se garantir a estacionariedade das variáveis endógenas, pode-se consistentemente estimar os dados através do MQO e do VAR, pois, é de fundamental importância a constatação de estacionariedade para decorrer inferências estatísticas sobre os parâmetros estimados (BUENO, 2011, p.16).

Para isso, são utilizados os testes Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e KPSS. A ideia do DFA é ser um teste melhorado do Dickey e Fuller, desse modo se busca estimar um modelo



com variáveis autorregressivas. De forma intuitiva, trata-se de achar os desvios da variável em relação a sua média (BUENO, 2011, p.119).

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.18)$$

Nesse teste a hipótese nula é presença de uma raiz unitária. Segundo Bueno (2011, p.129), um dos problemas do DFA é “seu baixo poder, particularmente ante a presença de um componente de médias móveis perto do círculo unitário”. Devido a isso, o teste não conseguiria rejeitar a hipótese nula para muitas séries econômicas. Para isso, foi desenvolvido o KPSS, em que a hipótese nula é de uma série estacionária. Segundo Bueno (2011, p.129), os autores desenvolveram com a ideia de ser um complemento aos testes de raiz unitária.

Para realizar o teste KPSS, tem-se os seguintes passos (BUENO, 2011, p.133):  
Estimar a série contra as variáveis determinísticas

$$y_t = \mu + \delta t + e_t \quad (4.19)$$

Calcule o resíduo estimado ( $\hat{e}_t$ ), logo após definir a soma parcial dos resíduos

$$S_t = \sum_{j=1}^t \hat{e}_j \quad (4.20)$$

Por fim, utilize o teste de multiplicador de Lagrange, definido como:

$$KPSS = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{T^2 \hat{\sigma}^2} \quad (4.21)$$

Para variável em questão ser estacionária, “ $S_t$  será  $I(1)$  e o numerador do KPSS é um estimador da variância de  $S_t$  que, por sua vez, tem um limite assintótico” (BUENO, 2011, p.134).

No entanto, caso as variáveis não sejam estacionárias é possível que sejam integradas. Nesse caso, é possível diferenciar a série e testar novamente a estacionariedade para identificar a ordem de integração. Contudo, em um modelo VAR ao usar variáveis em primeira diferença, por exemplo, a inferência econômica torna-se confusa. Nesse sentido, os autores Toda e Yamamoto (1995) destacam que variáveis em nível que tenham ordens de integração e cointegração desconhecidas em um modelo de Vetores Auto-Regressivos possuem

propriedades estatísticas robustas ao adicionar defasagens adicionais ao número de defasagem ótima. Nesse caso, os autores destacam que os testes tradicionais de raiz unitária, que são utilizados para testar a estacionariedade das variáveis, são imprecisos. Dessa forma, eles propõem uma maneira de testar hipóteses econômicas baseado em defasagens adicionais, que essas seriam iguais ao número máximo da integração das variáveis.

We proposed a simple way to test economic hypotheses expressed as restrictions on the parameters of VAR models without pretests for a unit root (s) and a cointegrating rank (s). Hypothesis tests such as (5) in levels VAR's, in general, involve not only nonstandard distributions but also nuisance parameters if the process are integrated or cointegrated, and critical values for the tests cannot conveniently be tabulated. So the usual way to proceed is formulating equivalent ECM's in which most hypothesis testing can be conducted using the standard asymptotic theory. But this requires pretests of a unit root and cointegrating rank, which one may wish to avoid if the cointegrating relation itself is not one's interest since those tests are known to have low power. Hence, our simple method of adding extra lags intentionally in the estimation should be very useful in practice (TODA E YAMAMOTO 1995, pg 246).

O método consiste em determinar a ordem máxima de integração  $d_{max}$  que se suspeita que pode ocorrer no modelo e, em seguida somar intencionalmente aos lags do VAR, ou seja, somar a ordem  $p$ , que passa a ser VAR  $(p+d_{max})$ . (TODA E YAMAMOTO, 1995, p. 230). Trabalhos como de Oglietti (2007), Wolde-Rufael (2004) e Caporale, Howells e Soliman (2004) utilizam o método apresentado por Toda e Yamamoto (1995).

ii) faz-se necessário a análise da autocorrelação, pois com presença da mesma os estimadores tornam-se ineficientes. Conforme Wooldridge (2012, p.413)

Because the Gauss-Markov Theorem requires both homoskedasticity and serially uncorrelated errors, OLS is no longer BLUE in the presence of serial correlation. Even more importantly, the usual OLS standard errors and test statistics are not valid, even asymptotically.

Nesse sentido, utiliza-se o teste Ljung-Box, esse teste “preocupa-se em determinar se as autocorrelações multivariadas são nulas” (BUENO, 2011, p.208). Em que, a hipótese nula é ausência de autocorrelação.

iii) A homocedasticidade em uma regressão indica que a variância do erro é constante. E isso, é necessário para justificar os testes  $t$  e  $f$ , “bem como os intervalos de confiança da estimação MQO do modelo de regressão linear, mesmo com amostras de tamanhos grandes” (WOOLDRIDGE, 2007, p. 243). Caso a variância do erro não seja constante, tem-se um problema de heterocedasticidade. Para verificar essa hipótese, utiliza-se os testes Breusch-Pagan e White. O primeiro teste basicamente estima o quadrado dos erros contra os regressores, após isso é calculado a estatística LM para o R-quadrado obtido pela estimação do erro. Já o

teste White, utiliza também como regressores o quadrado das variáveis independentes e o todos os produtos cruzados delas (WOOLDRIDGE, 2007, p. 254). Dessa forma, quando existem um número considerável de variáveis independentes, o teste White teria que usar muitos graus de liberdade e isso seria uma “fraqueza na forma pura” (WOOLDRIDGE, 2007, p. 254). A hipótese nula de ambos os testes é sem heterocedasticidade.

iv ) Por fim, testa-se a distribuição dos resíduos. Nesse caso, testa-se se o resíduo possui distribuição normal. Trabalhar com essa hipótese garante o uso dos testes t, f e  $\chi^2$ . Além disso, uma das propriedades da distribuição normal garante que o resíduo ao apresentar distribuição normal os parâmetros do MQO também podem ser considerados normalmente distribuídos. Para testar a normalidade dos resíduos se utiliza o teste Jarque-Bera. Esse teste consiste em “verificar se os momentos da série estimada são iguais aos da normal” (BUENO, 2011, p.82). A estatística do teste é dada por:

$$JB = \frac{T}{6} \left[ \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\epsilon}_t^3)}{T} \right]^2 + \frac{T}{24} \left[ \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\epsilon}_t^4)}{T} - 3 \right]^2 \xrightarrow{d} \chi_2^2 \quad (4.22)$$

A hipótese nula do teste é resíduo normalmente distribuído.

#### 4.2.2 Dados Utilizados e o Modelo

Nas equações 1A, 1B e 1C, é possível identificar as seguintes variáveis, a saber: taxa nominal de juros, inflação efetiva, meta inflacionária, expectativa de inflação e taxa real de juros de longo prazo. Para as três primeiras variáveis, utiliza-se, respectivamente, a SELIC, Índice de Preços ao Consumido Amplo (IPCA) e o centro da meta de inflação que o Banco Central do Brasil estipula. Já, as expectativas de inflação são abordadas 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  $t$ . Por fim, para construção da taxa real de juros de longo prazo, utilizou-se o centro da meta inflacionária e a meta da SELIC, ambas fixadas pelo BCB.

Para Equação 2, são necessárias seis variáveis para sua construção a saber: dívida pública, estoque da base monetária, renda nacional, nível de preços, taxa nominal de juros e superávit primário. As *proxies* são, respectivamente: Dívida Líquida do Setor Público consolidado, base monetária restrita, Produto Interno Bruto (PIB), IPCA, SELIC e superávit primário do Setor Público consolidado.

Além disso, 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.

Para as equações 1A, 1B e 1C 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. Para equação 2, o período se estende do primeiro trimestre de 2002 ao terceiro trimestre de 2017. Devido ao banco de dados do BCB, foi possível conseguir dados mensais para o superávit primário a partir de dezembro de 2001, como foi utilizado dados em trimestres, descartou-se a primeira observação.

Nesse estudo, baseado em referencial teórico e autores supracitados a estimação, as Equações 1A, 1B, 1C e 2 são reescritas de forma a representar as variáveis utilizadas e em logaritmo, dessa forma as equações são especificadas como:

$$\ln Selic = C_0 + \beta_1 \ln Selic_{t-1} + \beta_2 \ln Selic_{t-2} + \beta_3 \ln Selic_{t-3} + \beta_1 \ln GapMeta + \omega \ln GapExp + U$$

(InGapAdp) (Equação 1A)

$$\ln GapExp = K + \gamma \ln GapJuro + \varepsilon \quad \text{(Equação 1B)}$$

$$\ln Selic = C + \beta_1 \ln Selic_{t-1} + \beta_2 \ln Selic_{t-2} + \beta_3 \ln Selic_{t-3} + \delta \ln GapJuro + \beta_1 \ln GapMeta + \epsilon \quad \text{(Equação 1C)}$$

$$div = sup + ALFA \, div_{t+1} \quad \text{(Equação 2)}$$

Onde, nas Equação 1A, Equação 1B, Equação 1C e Equação 2, temos:

$\ln Selic$  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;  $\ln\text{GapMeta}$  representa o logaritmo da diferença entre o IPCA corrente e a meta inflacionária;  $\ln\text{GapAdp}$  representa o logaritmo da diferença entre o  $\text{IPCA}_t$  e  $\text{IPCA}_{t-1}$ ;  $\ln\text{GapExp}$  representa o logaritmo da diferença entre o IPCA corrente e a expectativa de inflação (expectativa adquirida pelo Sistema Gerenciador de Séries Temporais do BACEN);  $\ln\text{GapJuro}$  é o logaritmo da diferença entre a taxa real de juros e taxa real de juros de longo prazo;  $\text{div}$  representa a dívida pública em proporção do PIB;  $\text{sup}$  é superávit primário em proporção do PIB, somando-se a ele também a receita de senhoriagem;  $e$ , ALFA é o fator de desconto, seria a variação do PIB ponderado pelo nível de preços e taxa nominal de juros.

Apresentado as equações em forma de função de regressão e os testes, conforme é mostrado no Apêndice A-E, foram encontrados os principais resultados para especificação das equações 1A, 1B e 1C, no intuito de identificar qual apresenta resultados mais parcimonioso. Assim, foi possível observar que a equação 1B apresenta p-valores baixos para heterocedasticidade e normalidade dos resíduos. Já as equações 1A e 1C apresentam resultados robustos. Contudo, os parâmetros da equação 1C, com exceção dos autorregressivos, não apresentam significância estatística, diferente dos resultados da equação 1A.

Dessa forma, para a análise da relação taxa nominal de juros e inflação no regime de metas na economia brasileira que segue nesse estudo, utiliza-se apenas a equação 1A, a que passa a ser tratada somente como Equação 1, ou seja, a partir daqui a expressão “Equação 1” estará se referindo diretamente a Equação 1A. Com relação aos testes para estacionariedade, esses são apresentados no capítulo 5, e os testes de autocorrelação e normalidade para os dois métodos VAR se encontram no Apêndice.

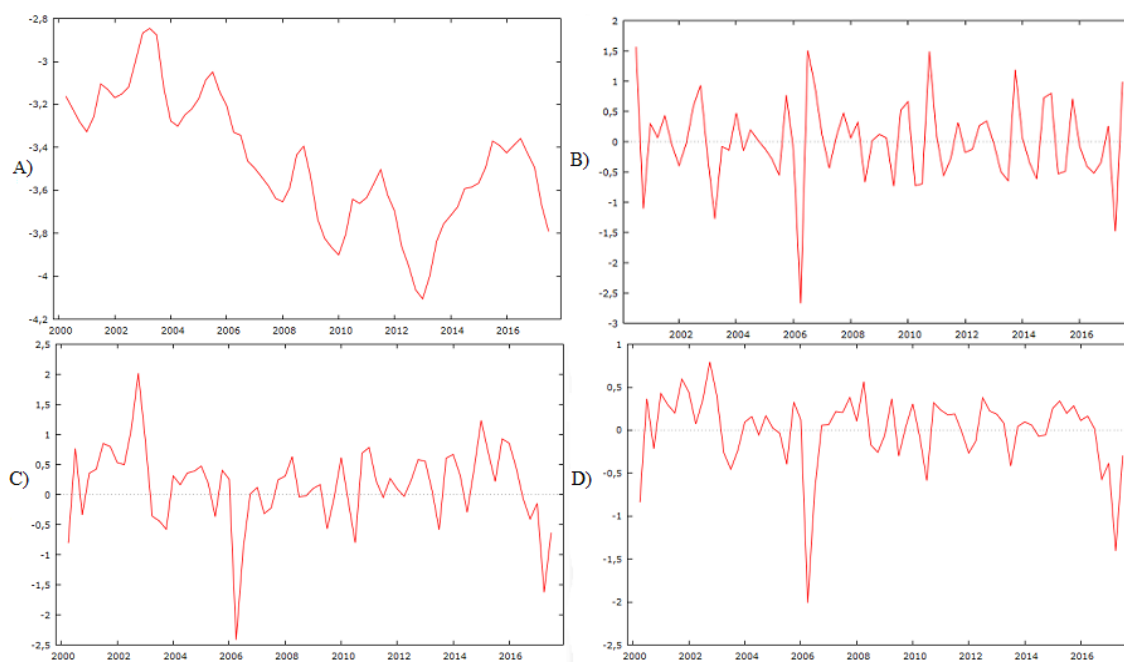
## 5 DISCUSSÃO E ANÁLISE DE RESULTADOS

Neste capítulo é apresentado os resultados dos modelos propostos nesse estudo, em três partes. Na primeira, os resultados que se referem a como ocorre a relação entre a inflação e taxa nominal de juros, no período de vigência do regime de metas de inflação. Já na segunda parte, o segundo modelo pela Equação 2, que visa testar a hipótese da Teoria Fiscal do Nível de Preços para economia brasileira, no mesmo período. Por fim, a terceira parte apresenta uma síntese com a ligação entre os resultados encontrados, as teorias e a revisão teórica abordadas.

### 5.1 A POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA E O NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO

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 5.1 apresenta como se comportam, no tempo, as variáveis  $\ln\text{Selic}$ ,  $\ln\text{GapMeta}$ ,  $\ln\text{GapAdp}$  e  $\ln\text{GapExp}$  da Equação 1.

Figura 5.1 – Relação das variáveis ao tempo



Fonte: Elaborado pelo autor.

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.

Pode-se observar na Figura 5.1 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.

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 5.1.

Tabela 5.1 – Escolha de defasagens pelos critérios AIC e BIC

Nº Def.	$\ln\text{Selic}$		$\ln\text{GapAdp}$		$\ln\text{GapMeta}$		$\ln\text{GapExp}$	
	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 pelo autor.

Nota: \*Indica a defasagens escolhida

Pode ser observado na tabela 5.1 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 5.2.

Tabela 5.2– Teste para raiz unitária

<b>Variáveis</b>	<b>Nº de defasagens</b>	<b>Modelo</b>	<b>Dickey-Fuller Aumentado p-valor</b>	<b>KPSS p-valor</b>
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 pelo autor.

Nota: C significa constante; T significa tendência.

De acordo com a tabela 5.2, 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 5.3.



Tabela 5.3– 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 pelo autor

Nota: \*Indica a defasagens escolhida

Pela tabela 5.3, pode-se observar que a variável lnSelic 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 1 (tabela 5.4). Esse modelo foi rodado de dois modos distintos. A primeira estimação utilizou para construção da variável lnGapExp a expectativa de inflação gerada pelo BCB, como já mencionado no capítulo 4, essa seria tratada como expectativa racional. Já a segunda estimação, utilizou-se para construção da variável lnGapAdp a expectativa de inflação como sendo a defasagem do IPCA em t-1. Nesse caso, a expectativa seria vista como adaptativa.

Tabela 5.4– 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
lnSelic <sub>t-1</sub>	1,55119	12,51***	lnSelic <sub>t-1</sub>	1,52736	13,05***
lnSelic <sub>t-2</sub>	-0,880191	-4,234***	lnSelic <sub>t-2</sub>	-0,844381	-4,265***
lnSelic <sub>t-3</sub>	0,221753	1,704*	lnSelic <sub>t-3</sub>	0,214798	1,742*
lnGapMeta	0,0530778	1,756*	lnGapMeta	0,0538200	3,231***
lnGapExp	-0,0437426	-0,9692	lnGapAdp	-0,0421363	-2,766***
	R <sup>2</sup> = 0,9097			R <sup>2</sup> = 0,9185	

Fonte: elaborado pelo autor

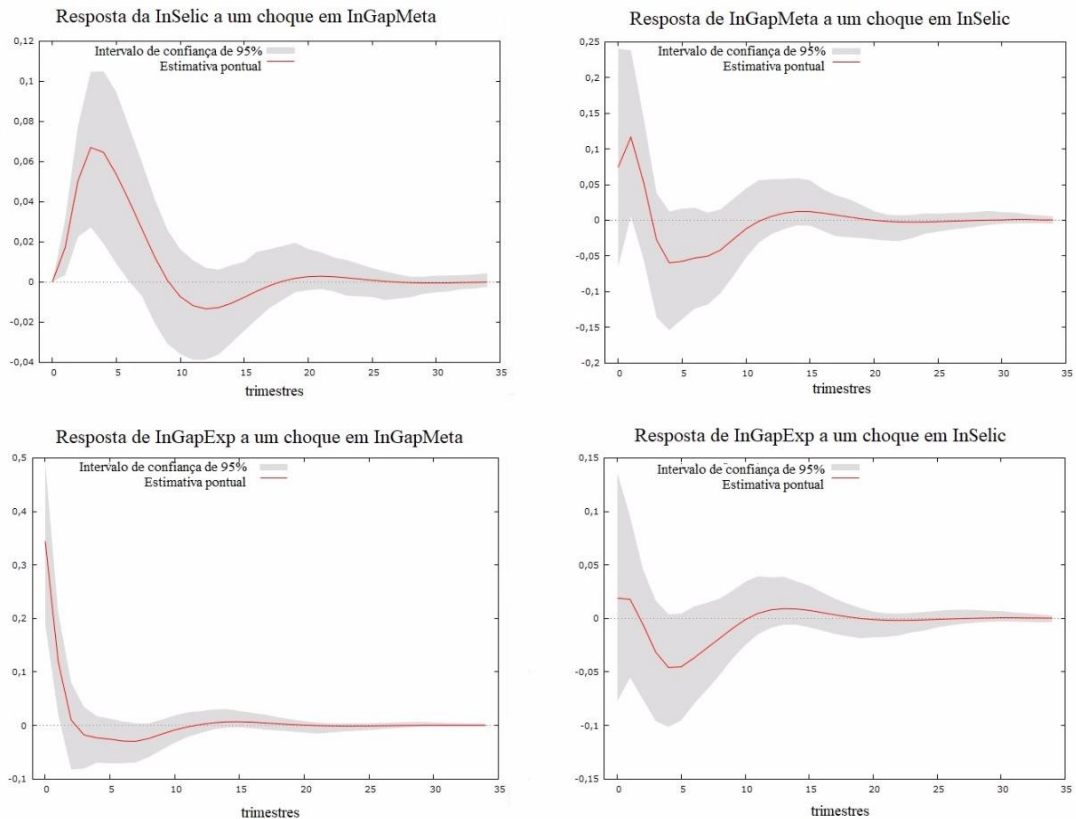
Nota: \* estatisticamente significativo a 10%; \*\*\* estatisticamente significativo a 1%

Conforme a tabela 5.4, 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.

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 ~~inércia~~ 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 5.2. A escolha das defasagens do VAR foi através dos critérios de informação AIC e BIC – como os critérios apontaram diferentes defasagens se optou pelo princípio da parcimônia, os resultados são encontrados no Apêndice F – 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 5.2 – Funções impulso resposta



Fonte: elaborado pelo autor

Pelas funções impulso resposta da figura 5.2, 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 5.2, 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  $\ln\text{GapExp}$  ao choque de um desvio padrão em  $\ln\text{Selic}$  é positivo no primeiro trimestre, e passa a cair no segundo trimestre. Pode-se observar, que a magnitude nos dois primeiros trimestres comparado com  $\ln\text{GapMeta}$  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 5.5 e 5.6 temos a decomposição da variância das variáveis  $\ln\text{Selic}$  e  $\ln\text{GapMeta}$ , como também o teste de causalidade de Granger.

Tabela 5.5 – Decomposição da variância

Período	Decomposição variância $\ln\text{Selic}$			Decomposição da variância $\ln\text{GapMeta}$		
	$\ln\text{Selic}$	$\ln\text{GapMeta}$	$\ln\text{GapExp}$	$\ln\text{Selic}$	$\ln\text{GapMeta}$	$\ln\text{GapExp}$
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 pelo autor

Tabela 5.6 – Teste de causalidade de Granger

Variável dependente	Variável em H0	chi2	prob>chi2
$\ln\text{Selic}$	$\ln\text{GapMeta}$	12,3640	0
$\ln\text{Selic}$	$\ln\text{GapExp}$	1,3190	0,251
$\ln\text{Selic}$	todas	29,3380	0
$\ln\text{GapMeta}$	$\ln\text{Selic}$	1,2762	0,259
$\ln\text{GapMeta}$	$\ln\text{GapExp}$	0,4503	0,502
$\ln\text{GapMeta}$	todas	2,4919	0,288
$\ln\text{GapExp}$	$\ln\text{Selic}$	4,3513	0,037
$\ln\text{GapExp}$	$\ln\text{GapMeta}$	0,0790	0,779
$\ln\text{GapExp}$	todas	4,5222	0,104

Fonte: elaborado pelo autor

Nota: Ho representa que não há causalidade

Na tabela 5.5, pode-se observar que a decomposição da variância da  $\ln\text{Selic}$ , no horizonte máximo de previsão apontado, tem 33,05% da variância dos erros de previsão explicados pela variância da  $\ln\text{GapMeta}$ . 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 5.6, indica que  $\ln\text{GapMeta}$  causa no sentido de Granger a variável  $\ln\text{Selic}$ , a 1% de significância.

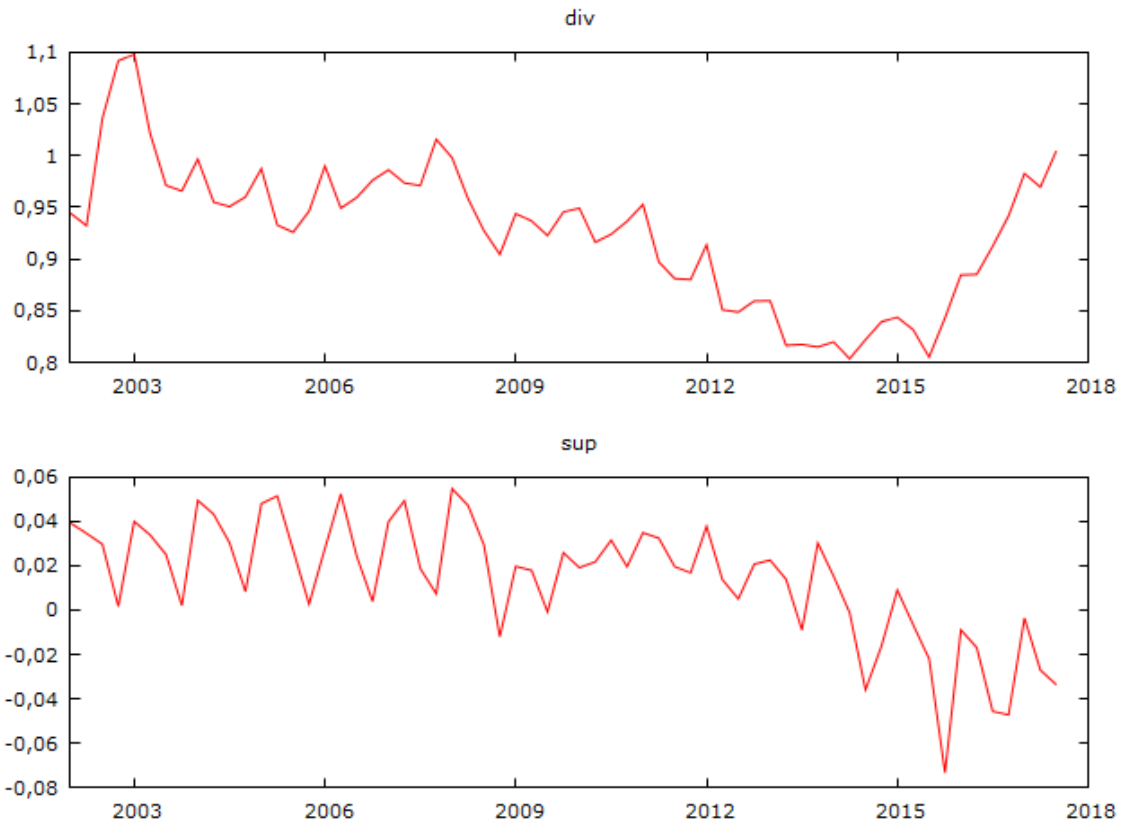
Além disso, ao observar a decomposição da variância de  $\ln\text{GapMeta}$  se tem um resultado interessante. Apesar da função impulso resposta indicar que, a partir do terceiro trimestre, o *gap* entre inflação e meta inflacionária se comporta de forma esperada, pela teoria do NCM, a decomposição da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

## 5.2 O NÍVEL DE PREÇOS E A TEORIA FISCAL NO BRASIL

Para a Teoria Fiscal do Nível de Preços, utiliza-se o mesmo método de Rocha e Silva (2004). Em que, através de um VAR, analisa-se a função impulso resposta para as variáveis *div* e *sup*, que são dívida real total do governo em relação ao produto e superávit primário em relação ao produto, respectivamente, conforme ilustrado no capítulo 4. Aqui, o objetivo é identificar se o regime pode ser considerado *não ricardiano* pela Equação 2. Isso pode ocorrer em três casos: i) um choque em *sup* tem resposta positiva em *div*; ii) um choque em *sup* não teria resposta significativa em *div*; iii) um choque em *sup* tem resposta negativa em *div*, mas somente se a resposta de *sup* em um choque em si for negativo, caso contrário o regime é considerado ricardiano.

Primeiramente, passa-se a análise gráfica das variáveis em relação ao tempo (figura 5.3). Posteriormente, na tabela 5.7 se encontra as defasagens que, sugeridas pelos critérios de informação, são utilizados para os testes de estacionariedade.

Figura 5.3 – Relação das variáveis dívida e superávit no tempo



Fonte: elaborado pelo autor

Tabela 5.7 – Critérios de informação Akaike (AIC) e Schwarz (BIC)

Nº Def.	sup		div	
	AIC	BIC	AIC	BIC
1	-4,709	-4,635	-4,369	-4,294
2	-4,673	-4,562	-4,331	-4,220
3	-4,914	-4,766	-4,333	-4,184
4	-5,292*	-5,106*	-4,298	-4,112
5	-5,255	-5,032	-4,595*	-4,372*

Fonte: elaborado pelo autor

Nota: \* representa a defasagem escolhida pelo critério

Pela figura 5.3, percebe-se que tanto div a partir de 2009, quanto sup a partir de 2012 apresentam uma tendência de queda. Isso é um forte indício de variáveis não estacionárias. Na tabela 5.7 que apresenta as defasagens, tanto o critério de informação AIC, quanto BIC, indicaram o mesmo número de defasagens, nesse caso a variável sup foi indicado 4 defasagens,

e para variável div 5 defasagens. Na tabela 5.8, encontra-se os testes de estacionariedade DFA e KPSS.

Tabela 5. 8 – Testes de estacionariedade para variáveis em nível e primeira diferença

Variáveis	Nº de defasagens	Dickey-Fuller	KPSS
		Aumentado p-valor	p-valor
sup	4	0,9746	< 1%
div	5	0,08574	0,016
d_sup	4	0,00	> 10%
d_div	5	0,005837	>10%

Fote: elaborado pelo autor

Pela tabela 5.8 se observa que o teste DFA apresenta um p-valor de aproximadamente 0,97, desse modo não é possível rejeitar a hipótese nula de presenta de raiz unitária para variável sup. Pelo teste KPSS, que tem por hipótese nula variável estacionária, o p-valor foi menor que 1%, logo não é possível aceitar a hipótese nula. Dessa forma, ao nível de significância de 1% não se pode considerar sup estacionária. A variável div, o teste DFA apresenta aproximadamente um p-valor de 0,08 e o KPSS um p-valor de 0,016. Nesse caso, ao nível de 5% de significância, não é possível considerar a variável estacionária.

Já para as variáveis em primeira diferença, tem-se os p-valores do DFA, para ambas variáveis, um valor próximo de zero. Para o KPSS, os p-valores são maiores que 10% para ambas. Nesse caso, não é possível rejeitar a hipótese de estacionariedade das variáveis em primeira diferença. Quando as variáveis não são estacionárias em nível, isso prejudica a inferência estatística das séries, dessa forma, quando isso ocorre os dados devem ser tratados. A forma mais usual é diferenciar a série e testar novamente a estacionariedade, repetindo o processo até identificar a ordem de integração que a série se apresenta estacionária.

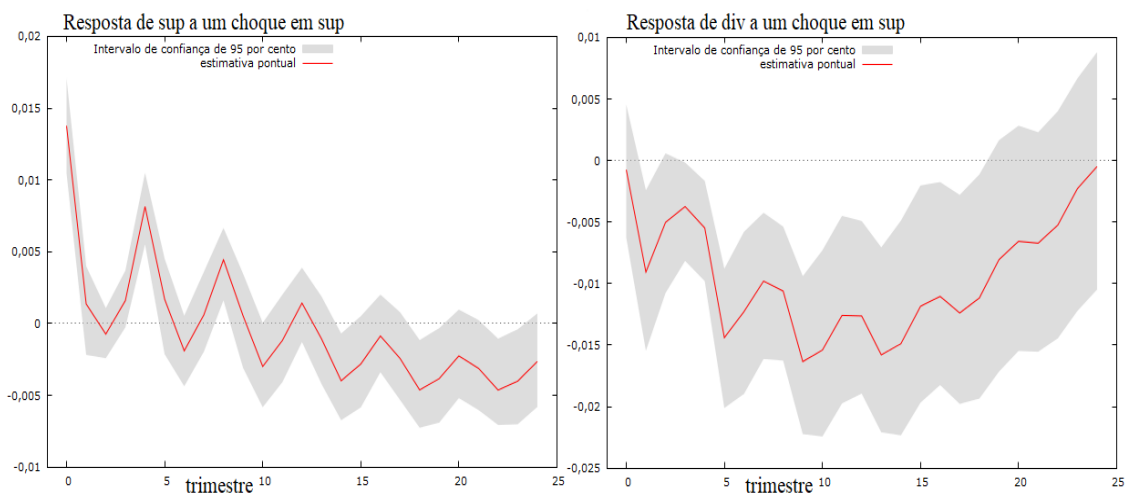
Nesse estudo foi utilizado o método VAR e foi observado que é série não era estacionária em nível. Então, como utilizado pela literatura em Lopes, Mollo e Colbano (2012) e Fialho e Portugal (2005), optou-se por diferenciar a série e rodar o VAR com variáveis em diferença. No entanto, a análise econômica dos resultados se torna confusa. Assim, opta-se aqui por utilizar em paralelo o método proposto por Toda e Yamamoto (1995). Como ilustrado

anteriormente, esse método permite estimar um VAR com variáveis que não são conhecidas a sua ordem de integração, permite assim rodar a série em nível.

Posto isso, estima-se a Equação 2 tanto por esse método, como também com variáveis em primeira diferença.

Por fim, faz-se a comparação dos resultados dos dois métodos e da literatura revisada. Inicialmente, para estimar um VAR é necessário identificar a ordem ótima de defasagens, nesse caso se utiliza os critérios de informação apresentados no Apêndice G. Tanto pelo critério AIC, quanto pelo BIC, foi indicado 4 defasagens para o modelo VAR. Já para o número do  $d_{max}$  (a máxima ordem de integração que suspeita ocorrer no sistema) se optou pelo valor 1, pois conforme tabela 5.8 as variáveis são estacionárias em primeira diferença. Na figura 5.4 e 5.5 é apresentado as funções impulso resposta do VAR ( $p+d_{max}$ ) e do VAR com variáveis em diferença, respectivamente.

Figura 5.4 – Função impulso resposta modelo VAR ( $p+d_{max}$ )



Fonte: elaborado pelo autor

Pela figura 5.4, observa-se que o choque de um desvio padrão em sup, a div responde negativamente, porém a resposta é muito próxima de zero. Nesse caso, a dívida pública em  $t+1$  seria compensada pelo superávit, o que é compatível com regime ricardiano. Conforme Rocha e Silva (2004), nesse caso poderia também representar um regime não ricardiano, mas isso se um choque em sup tenha uma resposta do superávit negativa. No entanto, é possível observar que nos dois primeiros semestres a resposta do sup é positiva, atinge um valor negativo no terceiro semestre e depois volta a apresentar valores positivos. Nesse caso, para completar a



análise Rocha e Silva (2004) apresentam a estatística de autocorrelação para o superávit, indo nesse mesmo caminho, tem-se na tabela 5.9 o correlograma para sup.

Tabela 5.9 – Função de autocorrelação para sup

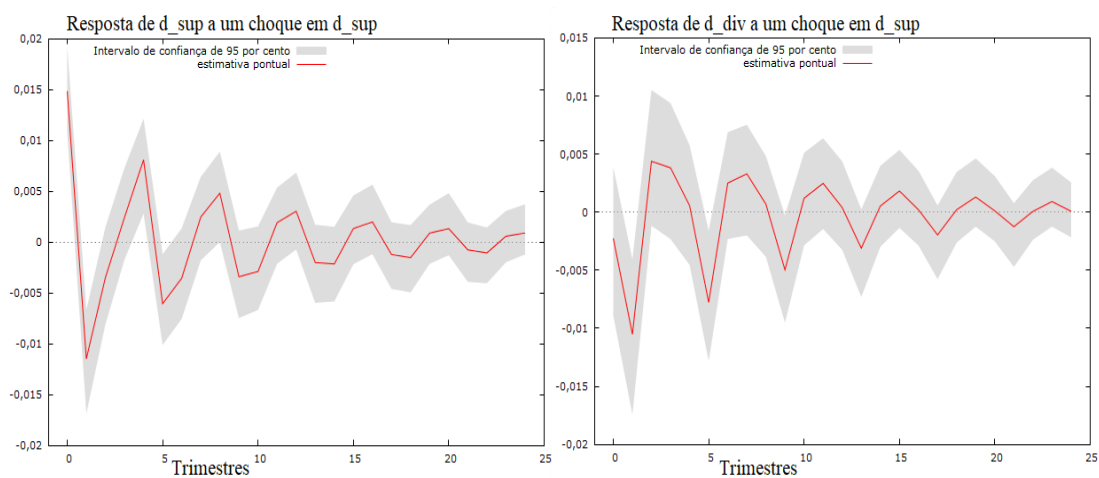
Defasagens	FAC	Estatística Q
1	0,5494 ***	19,9397
2	0,3288 ***	27,1994
3	0,4996 ***	44,2314
4	0,6993 ***	78,1744
5	0,4131 ***	90,2233
6	0,1996	93,0846

Fonte: elaborado pelo autor

Nota: \*\*\* indica significância estatística a 1%

Pela tabela 5.9 é possível observar que a estatística-Q indica autocorrelação significativa a 1% até a quinta defasagem. Apresentando indícios de autocorrelação positiva até a quinta defasagem. Dessa forma, assim como no trabalho de Rocha e Silva (2004), o regime pode ser considerado *ricardiano*. Para análise com variáveis em primeira diferença, tem-se as funções impulso resposta na figura 5.5.

Figura 5.5 – Função impulso resposta com variáveis em primeira diferença



Fonte: elaborado pelo autor

Na figura 5.5, a resposta da primeira diferença da dívida pública a um choque de 1 desvio padrão na primeira diferença do superávit é negativa para os dois primeiros trimestres. Contudo, antes do choque se dissipar ele oscila ora positivo, ora negativo, mas com valores muito próximos de zero. Já a resposta da primeira diferença do superávit a um choque de 1 desvio padrão em  $d_{sup}$  é positivo no primeiro trimestre, logo em seguida se comporta da mesma maneira que  $d_{div}$ , oscilando entre positivo e negativo até dissipar o choque, também com valores próximos de zero. No caso do correlograma (tabela 5.10) os resultados diferem da variável em sup em nível.

Tabela 5.10 – Função de autocorrelação para  $d_{sup}$

Defasagens	FAC	Estatística Q
1	-0,2661 **	4,6050
2	-0,4368 ***	17,2255
3	-0,0735	17,5888
4	0,5560 ***	38,7404
5	-0,0482	38,9020
6	-0,3941 ***	49,9075

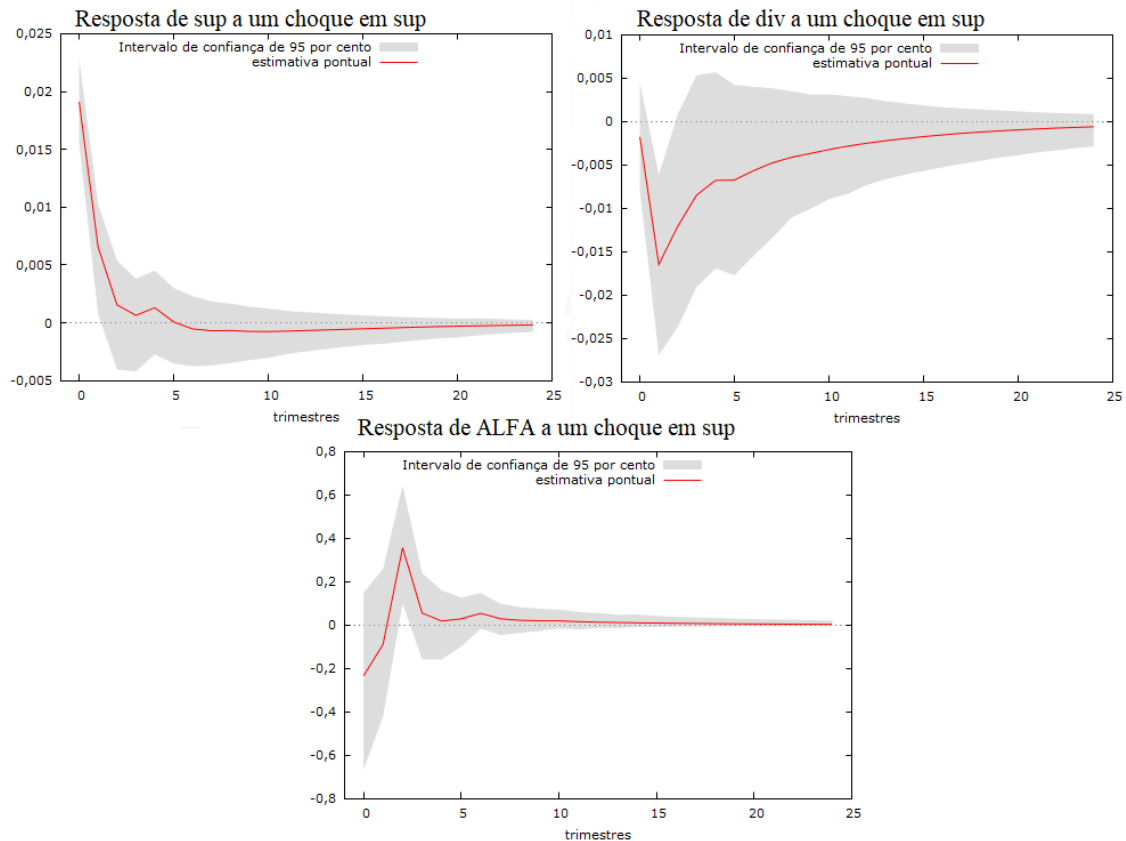
Fonte: elaborado pelo autor

Nota: \*\* indica significância estatística a 5%; \*\*\* indica significância estatística a 1%

Diferente dos resultados para variável em nível, a FAC da variável  $d_{sup}$  apresenta indícios de autocorrelação negativa e significativa, a pelos menos 5%, para a primeira e segunda defasagem. Nesse caso, não poderia se auferir com exatidão a rejeição para o regime *não ricardiano*. Para ampliar a análise, a Equação 2 apresenta  $\alpha_t$  que é chamado de fator de desconto, utiliza-se o fator de desconto – para estimar o modelo  $\alpha_t$  foi denominado por ALFA. Nesse caso, se o choque em sup apresentar uma resposta negativa pelo ALFA a interpretação vai ao encontro do regime não ricardiano, caso a resposta da dívida pública for negativa.

Pelo método VAR (p+dmax) a ordem de defasagem mudou. Os critérios de informação AIC e BIC divergem quanto ao número de defasagens (ver Apêndice G), nesse caso se opta pelo princípio da parcimônia. A máxima ordem de integração permanece 1, desse modo o VAR é estimado em duas defasagens. As funções impulso resposta são apresentadas na figura 5.6.

Figura 5.6 – Função impulso resposta para VAR (p+dmax) com fator de desconto



Fonte: elaborado pelo autor

Pela figura 5.6, observa-se que o choque de um desvio padrão no superávit tem resposta negativa na dívida pública, cerca de 1,6% no segundo trimestre. A resposta do superávit ao choque de um desvio padrão em sup é positivo, cerca de 1,9% no primeiro trimestre. Para o fator de desconto, tem-se uma resposta negativa para os dois primeiros trimestres, cerca de 23,48% e 8,94%, respectivamente, e atinge um valor positivo no terceiro trimestre, cerca de 35,64%, logo depois se dissipa o choque. Nesse caso, o ALFA corrobora com o regime *não ricardiano*. Além disso, na teoria, o regime *ricardiano* não teria nenhum impacto sobre a renda, já pelo *não ricardiano* é possível a renda nominal se mover no intuito satisfazer o equilíbrio da restrição intertemporal do governo.

Em síntese, os resultados do primeiro VAR (p+dmax) apesar de indicarem um regime *ricardiano*, que foi ao encontro dos resultados de Rocha e Silva (2004), as funções impulso resposta apresentaram valores muito próximos de zero, o que poderia talvez indicar nenhuma resposta significativa da dívida pública a movimentos no superávit primário. No VAR que foi utilizado variáveis em primeira diferença, os choques da função impulso resposta na dívida

pública também gravitaram entorno de zero, o que também favorece o regime *não ricardiano*. Já o resultado do VAR (p+dmax) com fator de desconto apresentou uma função impulso resposta para dívida pública também negativo, porém pouco mais significativo em termos de percentual de resposta ao choque. Contudo, o choque sobre ALFA foi negativo o que favorece o regime *não ricardiano*, mas como também poderia ocorrer em um regime *ricardiano* a definição fica indeterminada. Esses resultados com fator de desconto foram de encontro aos de Rocha e Silva (2004), que constataram um regime *ricardiano*.

### 5.3 A RECENTE POLITICA FISCAL VERSUS POLITICA MONETÁRIA SUA RELAÇÃO COM O NÍVEL DE PREÇOS NO BRASIL

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.

Em síntese, 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 Mandarino e Moreira (2013) sugerem que as variáveis podem não reagir da forma prevista no NCM.

As principais relações observadas assinalam que: i) a manutenção da taxa nominal de juros pode afetar variáveis reais, como produto, o que poderia gerar um hiato do produto 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  $\ln\text{GapMeta}$ .

Outra razão que pode explicar porque a inflação não responde a taxa nominal de juros conforme o NCM espera, pode ser devido a questões fiscais. Woodford (1996), Sims (1994, 1997) e Cochrane (1998) sugerem que o nível geral dos preços pode ser explicado por questões fiscais. Essa teoria é chamada de Teoria Fiscal do Nível de Preços.

Pela TFNP, em um cenário macroeconômico com elevada dívida pública e alta taxa nominal de juros, e posto que a restrição orçamentária intertemporal do governo não é satisfeita para todos os valores do nível de preços, tem-se a seguinte dinâmica: Caso o superávit primário esperado seja inconsistente com o equilíbrio para inflação vigente, o aumento da dívida pública seria visto pelas famílias como aumento de sua riqueza. Isso leva a um aumento no consumo, o que por sua vez pressiona a demanda e eleva o nível de preços. A resposta da política monetária é elevar a taxa nominal de juros, o que eleva a dívida pública, que é visto como aumento de riqueza pelas famílias e a dinâmica segue como um ciclo vicioso.

Nesse caso, o aumento do superávit primário não reduziria, ou não afetaria, a dívida pública em  $t+1$ , pois o aumento da taxa nominal de juros compensaria, aumentando a dívida pública.

Os trabalhos de Rocha e Silva (2004), Fialho e Portugal (2005), Gadelha e Divino (2008), Marques-Junior (2010) e Palma e Althaus (2015), por sua vez, apesar de usarem métodos diferentes, não identificaram dominância fiscal para caso brasileiro.

O presente trabalho utilizou o método que se assemelha com de Rocha e Silva (2004), em que, estima-se um VAR para analisar as funções impulso resposta do superávit primário e

da dívida pública. Os resultados encontrados foram ao encontro de Rocha e Silva (2004), ou seja, não seria possível identificar um regime *não ricardiano* na economia brasileira.

No entanto, é importante ressaltar que os valores numéricos que as funções impulso resposta geraram foram baixos. No método VAR (p+dmax), indicou que a resposta da dívida pública ao choque de desvio padrão no superávit primário atingiu o valor máximo de 1,6% negativos. Pelo método VAR com variáveis diferenciadas, a resposta da primeira diferença da dívida pública ao choque de desvio padrão da primeira diferença do superávit primário oscilou mais, comparado ao método VAR (p+dmax).

O valor máximo negativo, percebido no primeiro trimestre, foi cerca de 1%. Dessa maneira, os resultados devem ser vistos com cautela, pois apesar dos sinais das reações corresponderem ao regime *ricardiano*, são valores para análise econômica relativamente baixos.

Apesar da TFNP não ser identificada na economia brasileira pelos autores utilizados, Cochrane (2016, p.112) identificou na economia dos Estados Unidos da América, com dados da dívida pública de 2014, através da TFNP que aumentar as taxas de juros aumentaria a inflação, tanto no curto quanto no longo prazo.

Apesar da presente dissertação não conseguir identificar com clareza se o regime é *ricardiano* ou *não ricardiano* com base nos resultados estimados, o método proposto por sua vez inova. Pois, o método de Toda e Yamamoto (1995) permite rodar testes de Causalidade de Granger com variáveis em nível mesmo que a ordem de integração seja desconhecida. Nesse caso permite uma melhor interpretação dos resultados em relação ao método mais usual que é apresentado na revisão de literatura, em que se opta por diferenciar as variáveis não estacionárias.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo buscou analisar a relação entre as principais variáveis da política monetária brasileira. O Brasil desde junho de 1999, adota o regime de metas de inflação, em que o BCB propõe uma meta para o nível de preços e, através da manutenção da taxa nominal de juros, procura encaminhar a inflação para o centro da meta estipulado.

Contudo, a taxa nominal de juros em todo período, que está vigente o regime de metas, apresentou-se elevada e a inflação, na maior parte do mesmo período, apresentou-se mais próximo do centro da meta. O que leva a se questionar o quão efetivo o regime de metas está sendo. Dado isso, testou-se estatisticamente a equação 1 – desenvolvida com base na teoria Novo-Keynesiana e do NCM – para avaliar se era compatível com a teoria abordada e como ocorre a relação entre a taxa nominal de juros e inflação.

Primeiramente, estimou-se um MQO para Equação 1, os resultados indicaram que as variáveis macroeconômicas respondem bem a teoria que é base do regime de metas. Para verificar a relação entre a taxa nominal de juros e inflação foi utilizado um modelo VAR. Os principais 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. Mas, 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.

Por fim, ao se testar a TFNP, os resultados corroboraram com a literatura apresentada, em que, para o período analisado, o regime é *ricardiano*. Ou seja, não constatando dominância fiscal na economia brasileira. Contudo, os resultados da função impulso resposta deixam brecha para dúvidas, pois os resultados das respostas da dívida pública frente a choques no superávit primário foram baixos.

O presente estudo não é conclusivo, logo deixa espaço para questionamento: Se a política monetária brasileira é coerente com a teoria Novo-Keynesiana e do NCM, mas a inflação não responde de maneira efetiva a choques na taxa nominal de juros, e não foi identificado dominância fiscal, 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?

## 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.
- BALL, L.; MANKIW, G. N.; DAVID, R. The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off. **Brookings Papers on Economic Activity**, p. 1-82, 1988.
- 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.
- CAMARGOS, L. R. D. Fundamentos para uma Teoria de Expectativa Econômica. **Textos para Discussão - FGV**, São Paulo, Agosto 2004.
- CAPORALE, G. M.; HOWELLS, P. G. A.; SOLIMAN, A. M. STOCK MARKET DEVELOPMENT AND ECONOMIC GROWTH: THE CAUSAL LINKAGE. **JOURNAL OF ECONOMIC DEVELOPMENT**, v. 29, jun 2004.
- CHRISTIANO, L. J.; FITZGERALD, T. Understanding the Fiscal Theory of the Price Level. **Working Paper - 7668. National Bureau of Economic Research**, abr 2000.
- 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.
- COCHRANE, J. H. A frictionless view of U.S. inflation. **NBER - Working Paper n° 6646**, jul 1998.
- COCHRANE, J. H. Michelson-Morley, Occam and Fisher: The Radical Implications of Stable Inflation at Near-Zero Interest Rates. **Hoover Institution, Stanford University e NBER**, dez 2016.



FIALHO, M. L.; PORTUGAL, M. S. Monetary and Fiscal Policy Interactions in Brazil: An Application of The Fiscal Theory of The Price Level. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 35, p. 657-685, out-dez 2005.

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.

GADELHA, S. R. D. B.; DIVINO, J. A. Dominância fiscal ou dominância monetária no Brasil? Uma análise de causalidade. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 12, p. 659-675, out-dez 2008.

GORDON, R. J. What Is New-Keynesian Economics? **Journal of Economic Literature**, v. 28, p. 1115-1171, setembro 1990.

GREENWALD, B.; STIGLITZ, J. New and Old Keynesians. **Journal of Economic Perspectives**, v. 7, p. 23-44, 1993.

HERON, E. L. A New Consensus on Monetary Policy? **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 23, p. 3-27, out-dez 2003.

KEYNES, J. M. **Inflação e Deflação**. Os pensadores. ed. São Paulo: Abril Cultura, 1978.

KEYNES, J. M. **A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda**. Os Economistas. ed. São Paulo: Nova Cultura, 1988.

LINDBECK, A. Macroeconomic theory and the labor market. **European Economic Review**, v. 36, p. 209-235, 1992.

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.

MANKIW, N. G. Small menu costs and large business cycles: A macroeconomic model of monopoly. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 100, p. 529-537, maio 1985.

MARQUES-JUNIOR, K. Há dominância fiscal na economia brasileira? Uma análise empírica para o período do Governo Lula. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 38, p. 63-80, 2010.

MCCALLUM, B. T. Monetary policy analysis in models without money. **NBER Working Paper Series nº 8174**, mar. 2001.

MENDONÇA, H. F. D. Teoria fiscal da determinação do nível de preços: uma resenha. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 7, p. 307-332, 2003.

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.

MUTH, J. F. Rational Expectations and the Theory of Price Movements. **Econometrica**, v. 29, p. 315-335, julho 1961.

OGLIETTI, G. C. LA RELACIÓN DE CAUSALIDAD ENTRE EL CRECIMIENTO Y LA IED EN ARGENTINA: ¿Pan para hoy, ham bre para ma ña na? **EL TRIMESTRE ECONÓMICO**, v. LXXIV, p. 349-378, abr-jun 2007.

PALMA, A. A.; ALTHAUS, F. Choques estruturais e teoria fiscal do nível de preços no Brasil: uma análise empírica para o período pós-metas de inflação. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 36, p. 33-58, jun 2015.

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.

ROCHA, F.; SILVA, E. P. D. TEORIA FISCAL DO NÍVEL DE PREÇOS: UM TESTE PARA A ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO 1966-2000. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 34, p. 419-436, dez 2004.

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.

SICSÚ, J. Keynes e os Novos-Keynesianos. **Revista de Economia Política**, v. 19, p. 84-102, abril-junho 1999.

SIMONSEN, M. H. Teoria econômica e expectativas racionais. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 34, p. 455-496, out./dez. 1980.

SIMS, C. A. A simple model for study of the determination of the price level and the interaction of monetary and fiscal policy. **Economic Theory**, p. 381-399, 1994.

SIMS, C. A. Fiscal foundations of price stability in open economies. **Yale University - Working Paper**, 1997.

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.

TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical Inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. **Journal of Econometrics**, p. 225-250, 1995.

WOLDE-RUFAEL, Y. Disaggregated industrial energy consumption and GDP: the case of Shanghai, 1952–1999. **Energy Economics**, p. 69-75, 2004.

WOODFORD, M. Control of the public debt: a requirement for price stability? **NBER - Working Paper Series n° 5684**, jul 1996.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução a econometria: uma abordagem moderna**. 4<sup>a</sup>. ed. São Paulo: Thomson Learning, 2007.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory Econometrics: A modern approach**. 5<sup>a</sup>. ed. [S.l.]: CENGAGE Learning, 2012.

APÊNDICE A – MQO PARA EQUAÇÕES 1A, 1B E 1C

(continua)

Modelo 1: MQO, usando as observações 2001:1-2017:3 (T = 67)  
Variável dependente: lnSelic

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,00696526	0,00962105	-0,7240	0,4719	
lnGapMeta	0,0530758	0,0302231	1,756	0,0841	*
lnGapExp	-0,0437393	0,0451301	-0,9692	0,3363	
lnSelic_1	1,55122	0,124018	12,51	1,74e-018	***
lnSelic_2	-0,880243	0,207901	-4,234	7,86e-05	***
lnSelic_3	0,221780	0,130125	1,704	0,0934	*
Média var. dependente	0,003574	D.P. var. dependente	0,224822		
Soma resíd. quadrados	0,301317	E.P. da regressão	0,070282		
R-quadrado	0,909676	R-quadrado ajustado	0,902273		
F(5, 61)	122,8696	P-valor(F)	1,66e-30		
Log da verossimilhança	85,97468	Critério de Akaike	-159,9494		
Critério de Schwarz	-146,7212	Critério Hannan-Quinn	-154,7150		
rô	-0,089962	Durbin-Watson	2,176478		

Excluindo a constante, a variável com maior p-valor foi 15 (lnGapExp)

Modelo 2: MQO, usando as observações 2000:2-2017:3 (T = 70)  
Variável dependente: lnGapExp

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,0808413	0,0522109	-1,548	0,1262	
lnGapJuro	-0,529971	0,140227	-3,779	0,0003	***
Média var. dependente	0,003546	D.P. var. dependente	0,431204		
Soma resíd. quadrados	10,60253	E.P. da regressão	0,394867		
R-quadrado	0,173592	R-quadrado ajustado	0,161439		
F(1, 68)	14,28379	P-valor(F)	0,000334		
Log da verossimilhança	-33,26661	Critério de Akaike	70,53322		
Critério de Schwarz	75,03021	Critério Hannan-Quinn	72,31948		
rô	0,194122	Durbin-Watson	1,553457		

(conclusão)

Modelo 3: MQO, usando as observações 2001:1-2017:3 (T = 67)				
Variável dependente: lnSelic				
	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	-0,00561527	0,00977650	-0,5744	0,5678
lnGapJuro	-0,0248205	0,0442768	-0,5606	0,5771
lnGapMeta	0,0169932	0,0233484	0,7278	0,4695
lnSelic_1	1,56329	0,123794	12,63	1,14e-018 ***
lnSelic_2	-0,886047	0,208958	-4,240	7,69e-05 ***
lnSelic_3	0,219540	0,131010	1,676	0,0989 *
Média var. dependente	0,003574	D.P. var. dependente	0,224822	
Soma resíd. quadrados	0,304389	E.P. da regressão	0,070640	
R-quadrado	0,908755	R-quadrado ajustado	0,901276	
F(5, 61)	121,5066	P-valor(F)	2,26e-30	
Log da verossimilhança	85,63490	Critério de Akaike	-159,2698	
Critério de Schwarz	-146,0416	Critério Hannan-Quinn	-154,0354	
rô	-0,091120	Durbin-Watson	2,178425	

Excluindo a constante, a variável com maior p-valor foi 13 (lnGapJuro)

Fonte: elaborado pelo autor

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

**APÊNDICE B – TESTE WHITE PARA HETEROSCEDASTICIDADES**

Equação 1A	Teste de White para a heteroscedasticidade - Hipótese nula: sem heteroscedasticidade Estatística de teste: LM = 17,2078 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(20) > 17,2078) = 0,639443$
Equação 1B	Teste de White para a heteroscedasticidade - Hipótese nula: sem heteroscedasticidade Estatística de teste: LM = 9,34541 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(2) > 9,34541) = 0,00934696$
Equação 1C	Teste de White para a heteroscedasticidade - Hipótese nula: sem heteroscedasticidade Estatística de teste: LM = 16,5029 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(20) > 16,5029) = 0,684978$

Fonte: elaborado pelo autor

### APÊNDICE C – TESTE BREUSCH-PAGAN PARA HETEROSCEDASTICIDADES

Equação 1 <sup>a</sup>	Teste de Breusch-Pagan para a heteroscedasticidade - Hipótese nula: sem heteroscedasticidade Estatística de teste: LM = 3,63127 com p-valor = P(Qui-quadrado(5) > 3,63127) = 0,603624
Equação 1B	Teste de Breusch-Pagan para a heteroscedasticidade - Hipótese nula: sem heteroscedasticidade Estatística de teste: LM = 23,5219 com p-valor = P(Qui-quadrado(1) > 23,5219) = 1,23501e-006
Equação 1C	Teste de Breusch-Pagan para a heteroscedasticidade - Hipótese nula: sem heteroscedasticidade Estatística de teste: LM = 3,37565 com p-valor = P(Qui-quadrado(5) > 3,37565) = 0,642281

Fonte: elaborado pelo autor

### APÊNDICE D – TESTE LJUNG-BOX PARA AUTOCORRELAÇÃO

Equação 1A	Ljung-Box Q' = 1,41639, com p-valor = P(Qui-quadrado(3) > 1,41639) = 0,702
Equação 1B	Ljung-Box Q' = 2,84355, com p-valor = P(Qui-quadrado(4) > 2,84355) = 0,584
Equação 1C	Ljung-Box Q' = 1,28254, com p-valor = P(Qui-quadrado(3) > 1,28254) = 0,733

Fonte: elaborado pelo autor

### APÊNDICE E – TESTE JARQUE-BERA PARA NORMALIDADE

Equação 1A	. j b u Jarque-Bera normality test: 4.885 Chi(2) .0869 Jarque-Bera test for Ho: normality:
Equação 1B	. j b e Jarque-Bera normality test: 104.4 Chi(2) 2.2e-23 Jarque-Bera test for Ho: normality:
Equação 1C	. j b U Jarque-Bera normality test: 5.064 Chi(2) .0795 Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fonte: elaborado pelo autor

## APÊNDICE F – ESCOLHA DAS DEFASAGENS DO VAR PARA EQUAÇÃO 1A

Nº Def.	VAR	
	AIC	BIC
1	-0,612146	-0,210721
2	-1,102823	-0,400329*
3	-1,054604	-0,051041
4	-1,322369*	-0,017736
5	-1,122657	0,483044

Fonte: elaborado pelo autor

Nota: \* representa a defasagem escolhida pelo critério

## APÊNDICE G – ESCOLHA DAS DEFASAGENS DO VAR PARA EQUAÇÃO 2

Nº Def.	VAR		VAR (p+dmax) com ALFA	
	AIC	BIC	AIC	BIC
1	-9,500250	-9,281268	-5,884759	-5,442763*
2	-9,686087	-9,321117	-5,985677	-5,212183
3	-9,869599	-9,358642	-6,120910	-5,015918
4	-10,238281*	-9,581335*	-6,389169	-4,952680
5	-10,218825	-9,415892	-6,553250*	-4,785264

Fonte: elaborado pelo autor

Nota: \* representa a defasagem escolhida pelo critério

## APÊNDICE H – TESTES DE AUTOCORRELAÇÃO E NORMALIDADE PARA EQUAÇÃO 2

Testes	VAR	VAR (p+dmax)	VAR (p+dmax) com ALFA
		P-valor	
Ljung-Box eq1	0,943	0,938	0,479
Ljung-Box eq2	0,644	0,586	0,912
Ljung-Box eq3	-	-	0,985
Jarque-Bera	0,198	0,3821	0,1622

Fonte: elaborado pelo autor.

Nota: “eq” significa equação, os VAR e VAR (p+dmax) possuem apenas duas variáveis, logo são duas equações; no VAR (p+dmax) com ALFA contém três variáveis, logo são três equações.